

Évaluation de la réforme de l'assurance
chômage 2019-2021

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 ?

Sabina Issehnane Université Paris
Cité, LIED UMR 8236, CNAM-CEET, INED
& Liepp (coord. scientifique)

Thibaud Deguilhem Université Paris
Cité, Ladyss UMR 7533

Redha Fares Université Paris Cité, LIED
UMR 8236, CNAM-CEET & Liepp

Wided Merchaoui, DEPS, CNAM-CEET

Antoine Rebérioux Université Paris
Cité, Ladyss UMR 7533

Camille Signoretto Université Paris
Cité, Ladyss UMR 7533, LEST-CNRS &
CNAM-CEET

Nicolas Yol Université Paris Nanterre,
EconomiX UMR 7235

Les rapports *Valorisation de la recherche* sont des travaux de chercheurs et chercheuses ayant bénéficié d'une contribution financière de la Dares. À ce titre, ils n'engagent que leurs auteurs et autrices, et ne représentent pas la position de la Dares ni celle du ministère chargé du Travail.

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 ? (DISRAC)

*Suivi quantitatif des effets de la réforme de l'assurance chômage pour les
demandeurs d'emploi.*

Rapport Final * – Ne pas citer

Sabina Issehnane † (coord. scientifique), Thibaud Deguilhem ‡, Redha Fares §, Wided
Merchaoui ¶, Antoine Rebérioux ‡, Camille Signoretto ||, Nicolas Yol **

26 février 2025

*. Ce rapport de recherche a bénéficié d'un financement de la DARES (Direction de l'animation de la recherche, des études et des statistiques) dans le cadre de son appel à projet de recherche « Suivi quantitatif des effets de la réforme de l'assurance chômage pour les demandeurs d'emploi ». Ce rapport a également bénéficié du soutien du LIEPP financé au titre de l'IdEx Université Paris Cité (ANR-18-IDEX-0001). Les auteur.e.s restent seul.e.s responsables du contenu et des résultats de ce rapport de recherche.

†. Université Paris Cité, LIED UMR 8236, CNAM-CEET, INED & Liepp

‡. Université Paris Cité, Ladyss UMR 7533

§. Université Paris Cité, LIED UMR 8236, CNAM-CEET & Liepp

¶. DEPS, CNAM-CEET

||. Université Paris Cité, Ladyss UMR 7533, LEST-CNRS & CNAM-CEET

** . Université Paris Nanterre, EconomiX UMR 7235

Résumé

Ce rapport de recherche présente une évaluation de l'effet sur les demandeurs d'emploi de la réforme mise en œuvre le 1^{er} octobre 2021, qui modifie le calcul du Salaire Journalier de Référence (SJR) servant de base de calcul à l'Allocation Journalière (AJ) d'assurance chômage. La modification de cette méthode de calcul est double : la période de référence de calcul (PRC) a été allongée de 12 mois à 24 mois et le calcul se base non plus seulement sur les jours travaillés, mais sur les jours calendaires de la période de référence. Notre recherche s'appuie sur l'exploitation des bases de données MiDAS (Minima sociaux, Droit d'Assurance chômage et parcours Salariés), issues de France Travail, de la DARES et de la CNAF. Nous comparons deux périodes : l'une après la mise en œuvre de la réforme en octobre et novembre 2021 et une avant la mise en œuvre de la réforme en mai et juin 2021, cette dernière afin d'éviter la période estivale. Nous avons défini un groupe d'individus « traités », les allocataires qui ont eu un parcours discontinu durant leur PRC et donc susceptibles d'être affectés par la réforme, et un autre de « non traités », au parcours continu. Notre objectif a été d'estimer l'effet causal de la réforme d'une part sur le montant du SJR, l'allocation d'assurance chômage effective et le niveau de vie global des demandeurs d'emploi, et d'autre part, sur le retour à l'emploi, en particulier sur la durée passée en recherche d'emploi, la durée de contrat retrouvé et le type de contrat retrouvé. Nous avons mobilisé pour cela deux méthodes : (i) une méthode de simulation du SJR, couplée à une méthode de double différences ; (ii) un appariement par la méthode de *Coarsened Exact Matching (CEM)* afin de rendre comparables nos deux échantillons (avant et après la réforme), couplée à une méthode en double différences via des régressions (moindres carrés ordinaires, probits ordonnées et modèles de durée à la Cox). Nous mettons en évidence plusieurs effets qui peuvent être résumés par deux résultats principaux. En premier lieu, la réforme introduite a réduit le SJR des allocataires traités, qui ont eu des contrats non contigus durant leur PRC, d'environ 14 euros en moyenne, se traduisant par une diminution d'environ 35% de leur allocation journalière effective (allocation journalière d'assurance chômage, prime d'activité et/ou RSA) touchée par les demandeurs d'emploi. Le RSA ou la prime d'activité n'ont permis que très partiellement de compenser cette baisse. En second lieu, les effets espérés sur le retour à l'emploi qui avaient été à l'origine de cette réforme ne semblent pas s'être produits. Certes, la durée de recherche d'un emploi s'est raccourcie pour les allocataires ayant eu un parcours fragmenté, mais les contrats obtenus ne sont pas plus pérennes, tant en termes de durée de contrat que de nature du contrat de travail. Au-delà de la recherche d'un effet causal de cette réforme, ce rapport propose aussi de caractériser les trajectoires professionnelles des allocataires après la mise en œuvre de cette réforme. Une méthode d'*Optimal Matching* a permis de distinguer quatre type de trajectoires en fonction du passage par différents états, caractérisés par le statut vis-à-vis de l'indemnisation, des minima sociaux et de l'emploi. Il ressort de l'analyse que les trajectoires sont marquées par un grand nombre de transitions entre les états, et que les parcours ne peuvent se résumer à une période d'indemnisation à laquelle se succède une période d'emploi pérenne marquée par la sortie du chômage indemnisable. Les parcours sont plus diffus et connaissent de nombreuses situations de cumul, entre assurance chômage et emploi certes, mais aussi avec le RSA et la prime d'activité. La classe de trajectoires qui regroupe les parcours marqués par le cumul avec les minima sociaux est celle où la part des traités est la plus importante. De plus, les femmes sont surreprésentées dans ce type de trajectoires.

Synthèse

Dans ce rapport de recherche, nous estimons l'effet de la réforme mise en œuvre le 1^{er} octobre 2021, qui modifie le calcul du Salaire Journalier de Référence (SJR). Le SJR sert de base au calcul de l'Allocation Journalière (AJ) d'assurance chômage. Différents volets de la réforme de l'assurance chômage ont été introduits en 2021, à des moments différents, mais celui qui nous intéresse tout particulièrement ici est celui qui modifie doublement la méthode de calcul du SJR. Avant la réforme, le calcul se basait sur les jours travaillés sur les 12 derniers mois, tandis qu'après la réforme, celui-ci se base désormais sur les jours calendaires des 24 derniers mois précédant le dernier contrat de travail. Si ce changement n'affecte que marginalement le SJR et donc l'AJ des demandeurs d'emplois ayant eu des carrières stables, *i.e.* avec des contrats contigus ou un seul contrat sur l'ensemble de la période, ce n'est pas le cas des individus ayant un parcours d'emploi fractionné. Plus les périodes non travaillées sont nombreuses et/ou longues, plus le nombre de jours comptabilisés où la rémunération est nulle augmente, ce qui diminue mécaniquement le SJR.

Concernant l'allongement de la période de référence de calcul (PRC) à 24 mois, une durée plus longue a deux effets possibles: (i) une probabilité plus importante d'avoir des périodes non-travaillées prises en compte dans le calcul du SJR, et donc d'avoir une discontinuité qui n'aurait pas été prise en compte avec une PRC à 12 mois comme auparavant; (ii) dans l'hypothèse d'une carrière avec des rémunérations croissantes, même pour les individus ayant une carrière continue, une PRC plus longue implique une prise en compte de salaires plus anciens et donc possiblement moins élevés.

Pour ces raisons, la réforme du 1^{er} octobre 2021 fait courir le risque de réduire le niveau de vie des demandeurs d'emploi en réduisant leur AJ, ou encore la possibilité de disposer d'un cumul de leur assurance chômage avec les revenus tirés d'une activité réduite. Toutefois, le but affiché de cette réforme par le gouvernement est de diminuer le recours aux contrats courts afin de rechercher une situation contractuelle plus pérenne et sortir plus durablement du chômage, qui deviendrait moins « désirable » pour les demandeurs d'emplois. Néanmoins, pour les demandeurs d'emploi ayant eu des carrières discontinues, le double effet de la réforme pourrait au contraire les pousser à accepter des contrats qu'ils n'auraient pas considérés autrement (durée courte, rémunération faible, etc.) du fait d'une allocation ne leur permettant plus de vivre suffisamment décemment. Cela conduirait donc à une précarisation de cette population.

Notre étude cherche à évaluer l'effet de la réforme sur le montant de l'allocation reçu par les demandeurs d'emploi et leur revenu global, ainsi que sur le retour à l'emploi, en prenant en compte la qualité de l'emploi retrouvé. Pour ce faire, nous effectuons une comparaison entre deux périodes : une avant la réforme (mai-juin 2021) et une après la réforme (octobre-novembre 2021). Nous prenons la période mai-juin 2021 comme période de contrôle et la période octobre-novembre 2021 comme période d'intérêt. La période de contrôle nous permet d'avoir une période sans réforme afin d'identifier un effet net de la réforme (contexte économique comparable tout en évitant la période estivale), tandis que la période octobre-novembre 2021 ne contient que des demandeurs d'emplois qui sont affectés seulement par le volet changement du calcul du SJR. De plus, nous excluons les demandeurs d'emplois affectés par la dégressivité de leur allocation ainsi que ceux ouvrant un ancien droit, afin de mesurer seulement l'effet de la réforme du SJR. En parallèle, nous définissons un groupe d'individu

« traités » et un autre de « non-traités ». Le premier groupe est composé des demandeurs d'emplois les plus susceptibles d'être impactés par la réforme : les individus ayant au moins une fois des contrats non-contigus sur leur PRC. Le second groupe est composé des demandeurs d'emplois ayant eu des carrières continues sur leur PRC. Nous pouvons ainsi comparer les individus « traités » avant et après la réforme, tout en contrôlant de l'effet de la réforme sur ceux qui ne devraient pas être concernés à même hauteur par cette dernière.

Ce rapport expose d'abord la construction de la base de données, ainsi que les sources des données ayant permis les appariements réalisés (Section 2). Il présente ensuite certaines caractéristiques des allocataires, ainsi que les variables d'intérêt que l'on utilise pour mesurer l'effet de la réforme sur les plus précaires (Section 3). Puis, nous détaillons nos stratégies économétriques (Section 4). Nous mettons ensuite en évidence les résultats obtenus à partir de nos modélisations (Section 5). Enfin, nous exposons nos résultats de l'appariement optimal (Section 6).

Pour réaliser ce rapport de recherche, nous avons mobilisé les données MiDAS (Minima sociaux, Droit d'Assurance chômage et parcours Salariés). Ces données proviennent des bases de données du Fichier National des Allocataires (FNA), du Fichier Historique Statistique (FHS) de France Travail, des Mouvements de Main-d'Œuvre (MMO) de la Dares et des données Allstat-FR6 des allocataires de minima sociaux, issues de la Caisse Nationale d'Allocation Familiale. Nous avons construit un pseudo-panel avec les individus ouvrant un nouveau droit en mai-juin 2021 d'un côté et ceux ouvrant un nouveau droit en octobre-novembre 2021 de l'autre. Le FNA nous permet de sélectionner les ouvertures de droits effectuées en octobre-novembre 2021 (réciproquement en mai-juin 2021), et de nous assurer que le dernier contrat de travail de la PRC servant à l'ouverture de droit se soit bien terminé après la mise en œuvre de la réforme au 1^{er} octobre. Il nous permet plus largement de recueillir l'ensemble des informations sur l'indemnisation des demandeurs d'emploi. Le FHS nous permet d'obtenir toutes leurs caractéristiques individuelles, comme les caractéristiques sociodémographiques (âge, sexe, région de résidence, etc.), ainsi que leur niveau de formation. Nous avons pu également compléter grâce au FNA et au FHS nos données concernant les activités réduites, que nous ne retrouvons pas dans les MMO, à l'instar des contrats particuliers-employeurs ou des emplois non-salariés. Les MMO issus des DSN nous ont permis d'obtenir les contrats de travail salariés effectués avant, pendant et après leur période d'indemnisation, ainsi que les caractéristiques de ces contrats (nature du contrat, date de début et date de fin ou secteur d'activité notamment).

La Section 3 présente les caractéristiques de nos deux échantillons. Notre échantillon de mai-juin 2021 est constitué de 109 193 individus, dont 38% sont considérés comme traités (parcours discontinus), tandis que notre échantillon principal d'octobre-novembre comprend 147 952 individus, dont 45% d'allocataires aux parcours discontinus. La répartition selon le sexe et le traitement permet de mettre en évidence que les hommes ont davantage connu des parcours discontinus que les femmes ouvrant des droits à l'assurance chômage, même si pour les deux la majorité de leurs trajectoires d'emploi passées sont néanmoins continues. La répartition par niveau de diplôme et type de parcours durant la PRC montrent que les allocataires aux parcours discontinus sont moins diplômés que ceux aux parcours antérieurs continus. Même si les distributions de ces différentes variables ne sont pas exactement identiques entre mai-juin et octobre-novembre, elles restent assez concordantes. Il est néanmoins nécessaire de contrôler de ces différences dans la suite de nos stratégies empiriques. Les premiers éléments statistiques concernant le SJR montrent une très nette baisse du salaire journalier moyen des

traités en octobre-novembre comparé à celui des allocataires traités de mai-juin 2021, tandis que celui des non traités reste assez stable entre les deux périodes. Nous tentons d'évaluer par la suite quel est le réel impact de la réforme sur cette baisse du SJR, ainsi que sur nos autres variables d'intérêt (sur le type de contrat retrouvé, la durée du contrat et la durée de recherche d'emploi notamment).

La Section 4 expose les différentes stratégies empiriques et indicateurs utilisés dans le rapport afin de mesurer l'effet de la réforme du calcul du SJR sur les demandeurs d'emploi qui sont impactés par ce changement, *i.e.* ceux ayant eu des parcours d'emploi discontinus. Tout d'abord, nous exposons notre méthode de simulation du SJR. Simplement, nous calculons par simulation le SJR qui aurait été attaché aux demandeurs d'emplois ayant ouvert un nouveau droit en octobre-novembre, qu'ils soient considérés comme traités ou non, et nous le comparons au SJR effectif. Cette méthodologie nous permet de réaliser une double différence qui quantifie la variation de SJR imputable à la réforme. Nous passons ensuite à l'explication de la méthodologie mise en place pour estimer l'effet de la variation du SJR sur l'AJ que l'on qualifie d'« effective » (AJE), *i.e.* augmentée des minima sociaux que sont le RSA et la prime d'activité (PPA). Ici, nous expliquons qu'une baisse du SJR peut ne pas se traduire par une baisse mécanique de l'AJ, puisque le calcul a été modifié pour tenir compte de la rupture d'égalité introduite par la réforme (par simulation). Contrairement au SJR, l'AJ ne peut se calculer comme une fonction linéaire de plusieurs facteurs explicatifs, si bien que nous ne pouvons pas utiliser la même méthodologie d'identification de l'effet de la réforme. Nous utilisons donc une régression via la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) afin d'estimer la double différence grâce au coefficient correspondant au croisement des variables d'appartenance au groupe de traités et de l'appartenance à la période « octobre-novembre 2021 ».

Toutefois, pour que nous puissions nous assurer que les estimations réalisées capturent bien l'effet de la réforme, il nous faut rendre comparable nos échantillons avant et après la réforme. Pour nous assurer d'une bonne correction de la dissimilarité des deux échantillons, nous avons procédé à un appariement via la méthodologie du « Coarsened Exact Matching » (CEM), en amont des régressions. Nous exposons à la fois la méthode, les résultats de l'appariement et l'utilisation que l'on en fait dans les régressions subséquentes. En premier lieu, nous expliquons quels sont les modèles que nous mobilisons pour estimer les différents indicateurs permettant de montrer l'effet de la réforme sur les emplois retrouvés par les demandeurs d'emplois qui ont des parcours d'emplois discontinus. Nous mobilisons des modèles de double différences via un probit ordonné pour estimer l'effet de la réforme sur les variables de nature de contrat et durée de contrats transformée en classes qui sont des variables polytomiques ordonnées.

Ensuite, nous utilisons des modèles de double différences sur variables de durées via la méthode d'estimation de risques proportionnels à la Cox. Ce type de modèle est utile pour estimer de manière convergente les probabilités de sorties instantanées (donc qui ne dépendent pas du temps passé dans l'état), et qui tient compte de la censure (le fait de ne jamais sortir de l'état). Cette méthodologie est utilisée pour estimer la durée du premier contrat de travail après l'ouverture des droits au chômage, ainsi que la durée passée en recherche d'emploi. Nous comparons les résultats obtenus avec cette méthode avec une double différence réalisée à l'aide des MCO.

Dans la Section 5, nous livrons les résultats des différentes méthodologies exposée précédemment. Les résultats montrent bien une baisse du SJR pour les individus ayant eu un parcours d'emploi discontinu, alors que les individus ayant eu un parcours d'emploi continu

n'ont connu, virtuellement, aucun changement notable de leur SJR comparativement à ce qu'ils auraient touché en l'absence de réforme. Ainsi, on estime à 14€ la perte moyenne de SJR liée à la réforme pour les individus « traités ». De même, l'allocation journalière effective s'est vue grevée d'environ 6€, soit une diminution d'environ 35%. Ainsi, l'effet d'atténuation joint de l'AJ et des minima sociaux n'a permis que très partiellement de compenser la perte d'allocation pour cette population.

Concernant le retour à l'emploi, les résultats sont également clairs : l'objectif de favoriser un retour à un emploi pérenne ne semble pas être rempli. Tant en termes de durée de contrat retrouvé qu'en terme de nature de contrat, il semble que la réforme a eu un effet précarisant. En effet, la perte d'AJ induite par la réforme semble avoir causé un changement dans l'arbitrage réalisé par les demandeurs d'emplois traités : les contrats plus précaires et plus courts deviennent désirables pour sortir au plus vite du chômage. Si cela se traduit bien par une probabilité plus importante de sortir du chômage plus rapidement pour les demandeurs d'emplois ayant eu une carrière hachée, ce n'est pas pour avoir une situation plus pérenne.

Au-delà de la recherche d'un effet causal sur le retour à l'emploi et la qualité de ce retour à l'emploi, dans la Section 6 nous avons cherché à caractériser les trajectoires des demandeurs d'emploi ayant ouvert un droit après la réforme mise en œuvre au 1^{er} octobre 2021. Nous avons pour cela construits différents états sur la base des différentes variables qui permettent de caractériser la situation de l'individu (statut vis-à-vis de l'indemnisation, des minima sociaux et de l'emploi) tout au long de son parcours à partir de l'ouverture des droits à l'assurance chômage. Nous avons retenu 7 états :

- (1) Indemnisé par l'ARE, pas de salaire issu d'une activité réduite (AR), pas de PPA ou RSA ;
- (2) Indemnisé par l'ARE, salaire issu d'une AR, pas de PPA ou RSA ;
- (3) Indemnisé par l'ARE, RSA ou PPA ;
- (4) Non indemnisé par l'ARE, salaire issu d'une activité professionnelle, pas de PPA ou RSA ;
- (5) Non indemnisé par l'ARE, salaire issu d'une activité professionnelle, PPA ou RSA ;
- (6) Non indemnisé par l'ARE, pas de salaire issu d'une activité professionnelle, RSA ou PPA ;
- (7) Ne perçoit aucun revenu / manquant (en emploi chez un particulier-employeur par exemple).

Nous avons à partir de ces états réalisé une typologie des trajectoires des allocataires de l'assurance chômage qui ont ouverts un nouveau droit à l'assurance chômage à la suite de la réforme du calcul du SJR mise en œuvre au 1^{er} octobre 2024, en les suivant sur une période de 25 mois après l'ouverture de droits. Nous avons mobilisé pour cela une méthode d'appariement optimal – *optimal matching*. Si nous avons contrôlé du fait que tous nos allocataires suivis ont bien eu au moins une ouverture de droit effectivement payée au moins un mois, ces derniers peuvent percevoir cette indemnisation à n'importe quel moment de la période considérée. Seuls 46% de notre échantillon présente en effet un droit à l'assurance chômage effectivement payé le 1^{er} mois de leur ouverture de droits, le reste peut notamment passer par des périodes non payées non consommées (une période de carence ou de différé par exemple). Par la suite, durant sa période d'indemnisation, il peut encore avoir une suspension de ses droits s'il dépasse par exemple le seuil de cumul avec une activité réduite. En outre, durant sa période d'ouverture de droit, l'allocataire peut également connaître des périodes non payées consommées, liées par exemple à des exclusions temporaires. Les allocataires de l'assurance chômage

peuvent donc passer durant leur période d'ouverture de droit par des périodes indemnisées, des périodes non indemnisées, une activité professionnelle qui donne lieu à un cumul ou non avec leur allocation, mais également des périodes où ils perçoivent le Revenu de solidarité active (RSA) ou la Prime d'activité (PPA), en cumul de leur Allocation chômage d'aide au retour à l'emploi (ARE) ou non.

L'analyse de séquences a permis de distinguer 4 groupes de trajectoires-types : (1) le groupe des longues périodes d'indemnisation par l'assurance chômage, (2) le groupe de l'insertion rapide vers l'emploi salarié, (3) le groupe des sorties de nos fichiers, (4) le groupe des cumuls avec les aides sociales (RSA & PPA).

Le premier groupe est celui caractérisé par des allocataires qui présentent de longues durées d'indemnisation chômage. En moyenne, ils passent 13 mois en étant indemnisés seulement sur les 25 mois observés depuis leur ouverture de droit. Ils représentent 11% des trajectoires d'allocataires de notre panel. C'est une classe d'allocataires moins jeunes comparée aux autres classes de trajectoires, et une classe où on trouve davantage de non traités. Le second groupe est celui caractérisé par des allocataires qui quittent rapidement le chômage indemnisé et s'insèrent rapidement vers l'emploi salarié. Ils constituent la classe de trajectoires la plus importante, avec 36% des trajectoires d'allocataires de notre panel, mais cela ne signifie pas pour autant que cet emploi est pérenne. Ils effectuent en moyenne 7 transitions entre les différents états. Les allocataires ayant eu un parcours discontinu représentent 53% de cette classe. Le troisième groupe est celui caractérisé par des allocataires qui sortent également rapidement du chômage indemnisé mais qui ne rejoignent pas l'emploi salarié visible dans les MMO, soit parce qu'ils deviennent salariés pour un particulier-employeur, soit parce qu'ils deviennent non-salariés, soit encore parce qu'ils deviennent inactifs ou actifs inoccupés tout étant sortis du chômage indemnisable. Ils représentent près de 20% des allocataires de notre panel. Cette classe comporte près de la moitié de jeunes de moins de 30 ans chez les non traités, et 60% chez les non traités, ce qui confirme qu'elle peut représenter une période de sas instable entre la sortie de formation initiale et l'accès à un emploi pérenne. Le quatrième groupe est celui caractérisé par des allocataires qui bénéficient d'aides sociales comme le RSA ou la prime d'activité, soit en restant indemnisé, soit sans être indemnisé, en ayant un emploi ou non. C'est le groupe qui présente le plus de transitions entre les différents états (8 en moyenne). Ils représentent plus d'un tiers des trajectoires des allocataires suivis. C'est la classe qui comprend la part la plus importante de traités (56%), comparés aux autres classes de trajectoires, tout en étant le groupe de trajectoires qui présente les allocations d'assurance chômage les plus faibles. On constate également que les femmes sont davantage présentes dans cette classe comparée aux autres classes.

En raison des évolutions du système d'emploi et des différentes réformes du système d'assurance chômage, les parcours des allocataires de l'assurance chômage ne se résument plus à une période d'indemnisation seule qui se termine et se poursuit par la reprise d'un emploi seul, sans percevoir de cumul d'indemnisation d'assurance chômage ou de prestations sociales de solidarité. Aujourd'hui, les trajectoires sont moins linéaires, plus diffuses et les transitions d'un état à un autre plus importantes. Les périodes de cumul avec l'assurance chômage, le RSA, la prime d'activité et les revenus tirés d'une activité professionnelle sont aussi plus fréquentes.

1 Introduction

Cette recherche vise à évaluer l'effet de la réforme, mise en œuvre le 1^{er} octobre 2021, du calcul du salaire journalier de référence (SJR) sur lequel repose le calcul de l'allocation d'assurance chômage (l'allocation d'Aide au retour à l'emploi). En raison des aménagements et des reports liés à la crise sanitaire du Covid-19, le décret n°2019-797 du 26 juillet 2019 à l'origine de cette réforme de l'assurance chômage a finalement été mis en œuvre dans son intégralité en 2021 par le décret n°2021-346 du 30 mars 2021, puis par le décret n°2021-730 du 8 juin 2021. Cette réforme comprenait d'autres volets qui sont entrés en vigueur à des dates différentes : allongement de la durée minimale d'affiliation de 4 à 6 mois (au 1^{er} décembre 2021), dégressivité des allocations d'assurance chômage pour les hauts revenus¹ (au bout de 8 mois d'indemnisation, à partir du 1^{er} juillet 2021, puis au bout de 6 mois à partir du 1^{er} décembre 2021). Nous nous concentrons sur le SJR, car nous considérons qu'il s'agit de l'élément le plus novateur de cette réforme et en raison du nombre de demandeurs d'emploi susceptibles d'être affectés par la réforme Unedic (2021). En effet, les modifications concernant la durée minimale d'affiliation ont déjà eu lieu dans le passé (notamment une diminution de 6 à 4 mois en 2009), de même que le principe de la dégressivité de l'allocation d'assurance chômage avait déjà été mis en œuvre de 1992 à 2001, même si celle-ci concernait l'ensemble des demandeurs d'emploi indemnisés à l'époque.²

Avant l'entrée en vigueur de la réforme (au 1^{er} octobre 2021), le SJR était calculé en divisant les salaires perçus sur les 12 derniers mois par le nombre de jours travaillés sur cette même période. La réforme introduit depuis le 1^{er} octobre 2021 deux changements dans le mode de calcul. D'une part, les salaires pris en compte dans la détermination du SJR sont ceux compris entre le dernier contrat de travail avant l'ouverture de droits à l'assurance chômage et le premier contrat de travail des 24 derniers mois, correspondant désormais à la période d'affiliation (pour les moins de 53 ans). D'autre part, le dénominateur n'est plus constitué des seuls jours travaillés sur ces 24 mois, mais de l'ensemble des jours calendaires (qu'ils aient été couverts par un contrat de travail ou non) entre le premier contrat de travail occupé sur la période et le dernier contrat de travail.³

Cette modification du mode de calcul du SJR, en prenant en compte les périodes travaillées mais également les périodes non travaillées durant la période de référence de calcul (PRC), pourrait diminuer ainsi le montant de l'allocation journalière pour les demandeurs d'emploi ayant eu des parcours d'emploi fractionnés, c'est-à-dire ceux qui ont eu des périodes d'emplois discontinues avec au moins une période non travaillée entre le premier et le dernier contrat

1. La dégressivité ne concerne que les demandeurs d'emploi aux revenus antérieurs élevés, supérieurs à 4 500 euros bruts.

2. La dégressivité qui s'applique à ces derniers peut avoir une influence sur leur activité réduite et sur leur sortie du chômage, avec l'hypothèse que cela peut entraîner des situations de déclassement. En conséquence, la dégressivité mérite une évaluation particulière car il serait intéressant d'étudier l'effet de la dégressivité sur la durée d'indemnisation - et donc sur la durée d'accès à l'emploi - et sur la qualité des emplois retrouvés. En effet, Dormont et collab. (2001) ont étudié l'effet de l'allocation unique dégressive (AUD), mise en œuvre entre 1992 et 2001, sur la reprise d'un emploi. Leurs résultats mettaient en évidence un effet global négatif de la dégressivité sur le retour à l'emploi, tout en notant que les demandeurs d'emploi dont les salaires antérieurs étaient plus élevés reprenaient plus rapidement un emploi. Leur article concluait néanmoins sur l'importance d'étudier la qualité des emplois retrouvés.

3. Cette deuxième modification revient à introduire un « taux de mensualisation » dans le SJR.

de travail durant la PRC (Unedic, 2021). Ces derniers peuvent être certes indemnisés plus longtemps mais pour un montant d'allocation d'assurance chômage mensuelle plus faible. Pour ceux qui ont eu des périodes d'emploi contiguës depuis le dernier contrat de travail, cette réforme ne change *a priori* pas le montant de leur indemnisation. Cependant, l'allongement de la PRC 24 mois - au lieu de 12 mois - pourrait également avoir un effet sur le montant de leur SJR. Au total, d'un côté, cette réforme fait courir le risque de réduire le niveau de vie des demandeurs d'emploi et de diminuer les possibilités de cumul avec une activité réduite, mais de l'autre, elle est envisagée par le gouvernement qui l'a proposée comme un moyen de diminuer le recours aux contrats courts.

Le développement des contrats courts est indéniable, comme le montre l'accroissement de la part des CDD dans les embauches (hors intérim) dans les entreprises de 50 salariés ou plus du secteur privé, de 76% en 2000 à 87% en 2019 (Rémy et Simonnet, 2021), ou encore le nombre d'embauches en CDD très courts (de moins d'un mois) multiplié par 2,5 en 20 ans (Unedic, 2019). Cependant, le lien entre règles de l'assurance chômage et développement des contrats courts continue de faire l'objet de débats. Aux États-Unis, le bénéfice de l'assurance chômage a depuis longtemps été vu comme un facteur favorisant le développement des contrats courts (Feldstein, 1978). Christofides et McKenna (1996) montrent sur données canadiennes un lien entre droits à l'assurance chômage et durée des contrats. En France, ce débat est plus récent et est apparu surtout avec les controverses autour des Annexes 8 et 10 de l'assurance chômage destinées aux intermittents du spectacle (Cour des Comptes, 2012, Menger, 1997, 2005). Plus récemment, Khoury et collab. (2019) mettent en évidence un effet de la diminution de la durée d'affiliation minimale pour ouvrir des droits à l'assurance chômage de 6 mois à 4 mois, suite à la réforme de 2009, sur la durée des contrats. Cahuc et Prost (2015) soulignent quant à eux que les règles de l'assurance chômage constituent un des facteurs favorisant l'usage des contrats courts.

Les recherches menées sur l'activité réduite, dans la littérature française ou internationale, sont, elles, plus abondantes, même si l'activité réduite ne relève pas forcément du dispositif de cumul avec l'allocation d'assurance chômage, mais peut désigner le fait d'exercer une activité réduite sans forcément être indemnisé par le régime (Cockx et Picchio, 2012, Fontaine et Rochut, 2014, Fremigacci et Terracol, 2013, Gerfin et collab., 2005, Gilles et Issehnane, 2017, Joutard et collab., 2016, Kyyrä, 2010, Lalive et collab., 2008). Elles ont eu pour principal objectif de regarder l'effet sur le retour à l'emploi des demandeurs d'emploi. Elles mettent en évidence, d'une part, que la pratique d'une activité réduite pour un demandeur d'emploi, peut être un « tremplin » vers l'emploi dans le sens où elle peut faciliter le retour à un emploi à temps plein (Auray et Lepage-Saucier, 2021, Fremigacci et Terracol, 2013). D'autre part, cette activité peut avoir un « effet de *locking-in* » en réduisant le temps consacré à la recherche d'un emploi, et en diminuant donc la probabilité d'obtenir un emploi stable. La pratique répétée d'emplois de courte durée pour les demandeurs d'emploi peut également entraîner un effet de verrouillage dans une trajectoire précaire, en enchaînant emplois atypiques et chômage récurrent (Eppel et Mahringer, 2019, Gilles et Issehnane, 2017).

D'autres travaux se sont intéressés au lien entre indemnisation chômage et recours aux emplois courts en Espagne. Ainsi, Rebollo-Sanz et García-Pérez (2015) ont montré que les chômeurs non indemnisés connaissaient un taux de retour à l'emploi plus élevé que les indemnisés, mais également que les prestations chômage encouragent la stabilité de l'emploi pour les travailleurs temporaires, en augmentant la durée de l'emploi occupé et en augmen-

tant la probabilité d'obtenir un contrat à durée indéterminée. Eppel et Mahringer (2019), pour l'Autriche, s'intéressent quant à eux au dispositif de cumul d'activités et montrent un effet négatif d'occuper un emploi « marginal » tout en cumulant une partie de leur indemnisation chômage sur l'accès à un emploi régulier et stable (lié notamment à une diminution du temps consacré à la recherche d'emploi, en particulier à un emploi de qualité), tout en précisant que cela leur permet de soutenir leur consommation.

En France, d'autres études montrent que l'intensification des contrats courts est liée à un certain nombre de facteurs autres que les règles de l'assurance chômage. Coquet et Heyer (2018) présentent plusieurs déterminants qui expliqueraient la hausse du recours aux contrats courts, en particulier les politiques de baisse de cotisations sociales ciblées sur les bas salaires (les contrats courts étant souvent destinés à des employés peu qualifiés) ou encore l'évolution de la législation, avec notamment l'extension du champ des CDD d'usage. En revanche, ils notent que la modulation des cotisations chômage destinée à lutter contre l'usage massif des contrats courts introduite par la « loi de sécurisation de l'emploi » n'a eu que peu d'effet sur leur développement. L'étude du Crédoc (2018), commandée par l'Unedic, sur le recours aux contrats courts, montre que leur usage est fortement lié aux variations de l'activité (face aux besoins saisonniers ou à la volatilité de la demande) et aux besoins de remplacement en cas d'absence d'un salarié. Il ressort également de leur étude une recherche de compétitivité-coût avec la volonté de minimiser les coûts salariaux liés aux embauches par le recours à de la flexibilité externe par le biais des contrats courts. Leur principal argument d'augmentation de la saisonnalité de la demande n'est corroboré par Coquet et Heyer (2018) que dans un seul secteur étudié par le Crédoc (2018) : celui de l'hébergement et de la restauration. Dans les autres secteurs, la volatilité de la demande a diminué, ce qui ne permet pas de justifier la hausse du taux d'embauches en contrat de moins d'un mois. Les deux études pointent le facteur « avantage économique » qu'en tirent les entreprises. À ces facteurs, s'ajoutent également les transformations structurelles de notre économie, en particulier la tertiarisation, les changements technologiques et une division du travail accrue. Rémy et Simonnet (2021) mettent en évidence à partir de différentes recherches financées par la Dares que l'usage des contrats courts recouvre des réalités et des pratiques très diverses, selon les secteurs.

En Allemagne, les réformes Hartz (2003-2005), en durcissant les conditions d'indemnisation du régime d'assurance chômage et du régime d'assistance chômage (Kramarz et collab., 2012), et en favorisant le développement de contrats atypiques, à l'instar des mini-jobs, ont été suivies d'une augmentation du taux d'emploi, principalement portée par les emplois atypiques (emplois intérimaires et à temps partiel en particulier) et d'une augmentation du taux de pauvreté, tout particulièrement chez les personnes au chômage (Bouvard et collab., 2013).

Ces débats montrent qu'une évaluation de la réforme de 2021 de l'assurance chômage sur le niveau de revenu global et le devenir des demandeurs d'emploi est nécessaire, d'autant plus que de nouvelles réformes ont été mises en œuvre depuis. Ici, nous proposons une première évaluation de la réforme du SJR entrée en vigueur le 1^{er} octobre 2021. Celle-ci comprend deux aspects : la prise en compte des périodes non travaillées dans le calcul, et l'allongement de la période de référence de calcul (PRC) jusqu'à 24 mois selon la date du début du 1^{er} contrat. Plus la PRC augmente, plus le risque de connaître des périodes non travaillées s'accroît, et plus l'effet sur le SJR sera important. Notre objectif est ici d'évaluer l'effet global de ce volet de la réforme sur (i) le montant de l'allocation reçue par les demandeurs d'emploi et leur niveau de revenu global, et sur (ii) le retour à l'emploi en prenant en compte la qualité des

emplois retrouvés. Nous comparons une période post-réforme en ne prenant que les individus qui ont ouvert un nouveau droit à l'assurance chômage en octobre ou novembre 2021 (tout en contrôlant de la date de leur dernier contrat de travail afin que l'individu dépende des nouvelles règles de l'assurance chômage), et une période pré-réforme en mai-juin 2021 (en évitant ainsi la période estivale, mais en se situant dans un contexte macroéconomique proche). En parallèle, nous définissons une population d'individus traités – ceux qui ont eu des contrats non-contigus durant leur PRC – et une population non-traités – ceux qui ont eu des contrats contigus durant leur PRC -, notre objectif étant de s'intéresser tout particulièrement aux conséquences sur celles et ceux qui ont eu un parcours discontinu avant d'ouvrir un nouveau droit à l'assurance chômage. Ainsi, d'une part, nous étudions la réforme du SJR, non seulement sur le montant de l'indemnisation chômage, mais également sur le niveau de revenu global de l'individu en évaluant s'il y a une compensation partielle des pertes en termes d'indemnisation chômage par la prime d'activité. Il peut en effet exister des transferts de la prise en charge du risque chômage vers le risque pauvreté. D'autre part, nous cherchons à estimer si cette réforme accélère le retour à l'emploi des demandeurs d'emploi avec des parcours discontinus et s'il y a un effet sur la qualité des emplois retrouvés (durée des emplois retrouvés, type de contrat notamment).

Ce rapport de recherche se présente ainsi. En premier lieu, la Section 2 détaille la manière dont a été construit notre base de données, ainsi que la définition de nos populations étudiées, afin d'évaluer les effets de cette réforme, à partir des données MiDAS (Minima sociaux, Droits d'assurance chômage et parcours Salariés). Dans la Section 3, nous présentons un cadrage statistique afin de décrire nos populations de traités (les allocataires au parcours discontinu) et de non-traités (les allocataires au parcours continu) présentes durant la période pré-réforme (en mai-juin 2021) et la période post-réforme (en octobre-novembre 2021) en fonction de leurs caractéristiques socio-démographiques et d'emploi durant leur PRC, ainsi que les caractéristiques de leur indemnisation. Ensuite (Section 4), nous présentons notre stratégie économétrique afin d'évaluer les effets de la réforme du calcul du SJR sur le niveau de vie des demandeurs d'emploi indemnisés, ainsi que leur retour à l'emploi et sa qualité. Notre stratégie empirique s'appuie sur la mobilisation d'un modèle de doubles différences. Dans la Section 5, nous mettons en évidence, d'une part, les effets en termes de SJR, d'allocation journalière, de niveau de vie et, d'autre part, les effets sur le retour à l'emploi en prenant en compte notamment la durée du contrat retrouvé et la nature de ce contrat. Enfin, nous mobilisons dans une dernière partie (Section 6) une typologie de trajectoires des allocataires ouvrant leur droit à la suite de la mise en œuvre de la réforme en octobre-novembre 2021, en les suivant pendant 25 mois depuis leur ouverture de droits. Notre objectif est ici de montrer l'hétérogénéité des parcours professionnels des demandeurs d'emploi ouvrant un droit à l'assurance chômage, et la place des allocataires aux parcours discontinus dans ces trajectoires.

2 Base de données

2.1 Présentation de la construction des échantillons

Le premier chantier de ce travail de recherche a été de construire les bases de données permettant de réaliser les traitements statistiques et économétriques de l'évaluation de la réforme

de l'assurance chômage mise en œuvre en octobre 2021.

Notre objectif a été de construire deux échantillons idiosyncratiques individu-année-mois. Pour cela, nous avons exploité les différentes bases de données issues des données MiDAS (Minima sociaux, Droits d'assurance chômage et parcours Salariés), provenant des bases de données du Fichier National des Allocataires (FNA) de l'Unedic-France Travail, du Fichier Historique Statistique (FHS) de France Travail (anciennement Pôle emploi), des Mouvements de Main d'Œuvre (MMO) de la Dares et des données des allocataires de minima sociaux issues de la Caisse Nationale d'Allocations Familiales (CNAF). Nous avons ainsi construits deux échantillons : (1) échantillon *post-réforme* octobre-novembre 2021 ; (2) échantillon *pré-réforme* mai-juin 2021.

A partir des données du FNA, nous avons identifié les personnes ayant ouvert un nouveau droit à l'assurance chômage entre le 1^{er} octobre et le 30 novembre 2021 d'une part (pour l'échantillon *post-réforme*), et d'autre part, entre le 1^{er} mai et le 30 juin 2021 pour l'échantillon *pré-réforme*. L'évaluation des conséquences de la réforme du SJR demande une restriction de nos échantillons afin de tenter de mettre en évidence l'effet du volet de cette réforme sur nos variables d'intérêt. Nous mobilisons pour cela les informations concernant le dernier contrat de travail servant à l'ouverture du nouveau droit. Ainsi, afin de bien prendre en compte, pour l'échantillon d'octobre-novembre, les allocataires ayant ouvert un nouveau droit selon les règles de la réforme introduite au 1^{er} octobre 2021, nous avons restreint notre échantillon d'allocataires à celles et ceux qui ont une fin de dernier contrat de travail servant à l'ouverture de droits après le 1^{er} octobre 2021. Pour des questions de comparabilité, nous avons réalisé la même procédure pour l'échantillon de mai-juin, afin d'être certain que l'ouverture du droit a été faite selon les règles précédant la réforme du 1^{er} octobre 2021. Ensuite, nous excluons de notre population les intermittents du spectacle qui bénéficient de conditions particulières pour l'ouverture d'un droit à l'assurance chômage et de conditions d'indemnisation spécifiques. Nous gardons dans nos échantillons les individus ayant ouvert un droit au titre du régime général de l'assurance chômage. Sont également exclus les demandeurs d'emploi étant touché par la dégressivité du montant de l'allocation.⁴ Pour compléter les informations sur les individus ayant passé les filtres précédents, nous avons besoin de disposer des informations sur les contrats de travail effectués durant leur Période de référence de calcul (PRC) d'une part, et d'autre part, après leur ouverture de droits. Les premiers contrats servent à identifier les individus dont les parcours sont caractérisés par une discontinuité de l'emploi (les traités) et qui peuvent en conséquence être touchés par la nouvelle réforme. Même si nous avons également retracé leurs parcours professionnels via les MMO (voir *ci-après*), après discussions avec les producteurs de données, nous avons privilégié le fait de définir leur parcours professionnels durant la PRC, à partir du FNA. Les contrats de travail durant la PRC, disponibles dans une des bases du FNA, sont ceux ayant servi au calcul de leur indemnisation d'assurance chômage. Ces données nous ont ainsi permis de distinguer les individus ayant un parcours contigus (non-traités) de ceux ayant un parcours non-contigus (traités) en fonction des durées non travaillées entre deux contrats. Ainsi, les parcours non-contigus sont ceux ayant au moins 2 jours non travaillés entre 2 contrats.

Puis, les données du FHS nous ont permis de récupérer les caractéristiques sociodémo-

4. Les individus ayant eu des salaires antérieurs au-dessus des 4500 euros bruts voient leur allocation journalière diminuer 8 mois après l'ouverture du droits entre le 1^{er} juillet 2021 et le 1^{er} décembre, et au bout de 6 mois à partir du 1^{er} décembre 2021.

graphiques des individus (âge, sexe, régions de résidence, etc.), ainsi que d'autres variables individuelles, comme le niveau de formation notamment. Nous mobilisons, pour cela, tout particulièrement, la base de données concernant les caractéristiques des demandeurs d'emploi (DE) dans le FHS, mais nous mobilisons au cours de la construction de nos échantillons d'autres bases de données du FHS, à l'instar de la base concernant l'activité réduite (E0), que nous avons croisé avec la base activité réduite (AR) du FNA afin de retrouver les activités réduites non disponibles dans les MMO (comme les contrats particuliers-employeurs ou les périodes d'emploi en tant que non salarié). Nous restreignons notre population aux individus âgés de moins de 53 ans, au moment du début de leur ouverture de droits, qui bénéficient d'une durée d'indemnisation maximale plus longue.

Ensuite, les informations sur les périodes d'activité professionnelle salariés (contrats de travail des secteurs public et privé, hors particuliers-employeurs), proviennent des bases de données des MMO de la DARES (La Direction de l'animation de la recherche, des études et des Statistique du Ministère du Travail), issus des DSN (Données sociales nominatives de l'INSEE). Ces bases permettent d'avoir des informations pour chaque contrat de travail, le SIRET de l'établissement dans lequel travaille l'individu, les raisons de la fin du contrat, la PCS (profession et catégorie socioprofessionnelle) ou encore la nature du contrat de travail, durant à la fois la période de référence de calcul (PRC) avant l'ouverture du droit et la période qui suit l'ouverture du droit et la sortie du chômage indemnisable. Les contrats de travail post-ouverture de droits nous permettent d'analyser les parcours des allocataires en activité réduite et la reprise d'un emploi, et de disposer d'informations supplémentaires concernant la qualité de l'emploi retrouvé.

En outre, nous avons également intégré les informations concernant les minima sociaux, afin d'estimer si suite à une baisse éventuelle de l'allocation par les individus ayant eu un parcours discontinu, il existe une compensation du revenu par le biais des minima sociaux. Ainsi, les données Allstat-FR6 de la CNAF sur les prestations sociales (niveau individuel) et ménages nous ont permis de récupérer les informations sur les minima sociaux, en particulier les montants du Revenu de solidarité active (RSA) et de la prime d'activité (PPA). Ces prestations sociales peuvent compenser l'effet négatif de la réforme concernant l'allocation d'aide au retour à l'emploi (ARE) pour les individus affectés par le nouveau calcul du SJR et l'allongement de la PRC, en particulier pour ceux qui ont effectué une activité réduite (qui pourraient notamment bénéficier d'une prime d'activité). Nous ne réalisons pas de filtre avec ces données puisqu'un individu absent de ces bases de données CNAF signifie que ni lui ni son ménage ne touchent de minima sociaux.

Au final, l'appariement de ces différentes bases de données ont permis de créer deux populations : (i) une première qui ouvre un nouveau droit à l'assurance chômage (avec une fin de contrat de travail qui donne lieu à l'ouverture d'un droit) entre le 1^{er} octobre et le 30 novembre 2021, inclus ; (ii) une seconde qui ouvre un nouveau droit à l'assurance chômage (avec une fin de contrat de travail qui donne lieu à l'ouverture d'un droit) entre le 1^{er} mai et le 30 juin 2021, inclus. La première population est la population d'intérêt, c'est-à-dire celle qui est susceptible d'être impactée par la réforme du calcul du SJR et du rallongement de la PRC. Cette population regroupe 147 952 individus dont 67 659 avec des parcours discontinus. Ces derniers sont susceptibles d'être impactés par ce volet de la réforme. En plus de la population des demandeurs d'emploi ayant ouvert un droit à l'assurance chômage entre le 1^{er} octobre et le 30 novembre 2021, nous avons identifié une population qui n'est pas susceptible d'être

affectée par cette réforme car ayant ouvert un droit dont les règles étaient régies par l'ancienne convention d'assurance chômage (avant le 1^{er} octobre 2021). Pour cette population, nous avons fait le choix de sélectionner une période se situant hors de la période estivale mais suffisamment proche de la réforme, afin d'avoir un point de comparaison pour les stratégies empiriques qui seront détaillées dans la Section 4. La population des demandeurs d'emploi ayant ouvert un droit à l'assurance chômage entre le 1^{er} mai et le 30 juin 2021 est constituée de 109 193 individus avec 41 053 présentant un parcours discontinu.

En raison de la sélection de notre population, nos échantillons sont forcément particuliers par rapport à la population générale. Nous allons tâcher de les caractériser dans la section suivante.

3 Caractéristiques de notre population

3.1 Type de parcours

TABLEAU 1 – Répartition des allocataires de l'assurance chômage selon le type de parcours

	Type de parcours		Total
	Continu	Discontinu	
Mai-juin 2021	62,40%	37,60%	100,00%
Octobre-Novembre 2021	54,27%	45,73%	100,00%
Total	57,72%	42,28%	100,00%

Source : MiDAS (Minima Sociaux, Droits d'Assurance-chômage, parcours Salariés) - FHS et FNA (France Travail), MMO (DARES) & Allstat-FR6 (CNAF)

La population étudiée comprend donc les allocataires qui ont ouvert un nouveau droit après le 1^{er} octobre 2021, tout en ayant terminé leur dernier contrat de travail après le 1^{er} octobre, à la date d'application de la réforme. Notre groupe principal (octobre-novembre 2021) est donc composé de 147 952 individus (voir Tableaux 1 et 6). Parmi cette population, nous distinguons les allocataires qui ont un parcours continu de ceux ayant eu un parcours discontinu durant leur PRC, qui est depuis le 1^{er} octobre 2021 d'une durée de 24 mois. Parmi la population ayant ouvert un nouveau droit en octobre-novembre selon les nouvelles règles de l'assurance chômage en vigueur au 1^{er} octobre 2021, 46% ont connu des contrats non contigus durant leur PRC (parcours discontinu). Pour la période de contrôle, qui regroupe les allocataires ayant eu l'ouverture d'un nouveau droit en mai-juin 2021 selon les règles en vigueur à cette période, près de 38% ont connu un parcours discontinu durant leur PRC. Les allocataires ayant ouvert des droits en octobre-novembre sont en partie des allocataires qui ont pu travailler durant la période estivale avec des contrats saisonniers, et donc avec une plus grande probabilité de présenter des contrats non contigus durant leur PRC.

3.2 Part des traités et non traités selon la période d'observation et le sexe

Le Tableau 2 présente la répartition par sexe de nos deux populations d'allocataires en fonction de leur type de parcours durant leur PRC. Les hommes sont davantage représentés au sein des parcours discontinus quelle que soit la période considérée. Ainsi, parmi la population ayant eu un parcours discontinu, 57% sont des hommes pour la période mai-juin 2021 et 57% pour la période d'octobre-novembre 2021. Si les hommes sont davantage présents dans les parcours discontinus, cela ne signifie pas pour autant que la majorité d'entre eux a connu des parcours discontinus. En effet, le Tableau 3 indique que la majorité des parcours durant la période de référence est continue. Si c'est le cas pour l'ensemble de la population, sur les deux périodes observées - avant et après la mise en œuvre de la réforme -, on constate que les hommes allocataires entrés en octobre-novembre 2021 sont néanmoins légèrement plus nombreux à avoir connu une période de référence rythmée par des contrats non contigus.

TABLEAU 2 – Répartition des allocataires selon le sexe par type de parcours

Périodes	Sexe	Type de parcours	
		Continu	Discontinu
Mai-juin 2021	Femme	49,31%	42,92%
	Homme	50,69%	57,08%
	Total	100,00%	100,00%
Octobre-novembre 2021	Femme	49,02%	43,15%
	Homme	50,98%	56,85%
	Total	100,00%	100,00%

Source : MiDAS (Minima Sociaux, Droits d'Assurance-chômage, parcours Salariés) - FHS et FNA (France Travail), MMO (DARES) & Allstat-FR6 (CNAF)

3.3 Part des traités et non traités selon le niveau de diplôme et la période considérée

Les Tableaux 4 et 5 permettent de rendre compte des différences entre les types de parcours durant leur PRC (continu ou non), en fonction des niveaux de diplôme des allocataires. Nous constatons que les allocataires titulaires d'un diplôme de niveau supérieur au baccalauréat connaissent davantage un parcours continu ou non fragmenté.

Ainsi, 59% des titulaires d'un diplôme équivalent à un bac +2 qui ont ouvert un droit à la suite de la mise en œuvre de la réforme sont entrés au chômage à la suite d'une période continue d'emploi, contre 41% pour ceux entrés au chômage à la suite de parcours discontinus. Chez les allocataires ayant un niveau égal ou inférieur au baccalauréat, la moitié a connu quant à eux un parcours d'emploi fragmenté avant leur ouverture de droit en octobre-novembre (Tableau 4). Ainsi, 52% des allocataires titulaires d'un CAP-BEP et 51% des titulaires

TABLEAU 3 – Répartition des allocataires selon le type de parcours et le sexe

Périodes	Sexe	Type de parcours	
		Continu	Discontinu
Mai-juin 2021	Femme	65,60%	34,40%
	Homme	59,58%	40,42%
	Total	62,40%	37,60%
Octobre-novembre 2021	Femme	57,42%	42,58%
	Homme	51,55%	48,45%
	Total	54,27%	45,73%

Source : MiDAS (Minima Sociaux, Droits d'Assurance-chômage, parcours Salariés) - FHS et FNA (France Travail), MMO (DARES) & Allstat-FR6 (CNAF)

TABLEAU 4 – Répartition des types de parcours selon le niveau de diplôme de la période de référence

Période	Niveaux de Formation	Type de parcours	
		Continu	Discontinu
Mai-Juin 2021	Bac+5	81,62%	18,38%
	Bac+3, Bac+4	67,52%	32,48%
	Bac+2	67,07%	32,93%
	Bac	57,67%	42,33%
	CAP, BEP	57,95%	42,05%
	BEPC, sans diplôme	59,10%	40,90%
	Total	62,40%	37,60%
Octobre-Novembre 2021	Bac+5	69,02%	30,98%
	Bac+3, Bac+4	58,57%	41,43%
	Bac+2	58,68%	41,32%
	Bac	50,53%	49,47%
	CAP, BEP	49,16%	50,84%
	BEPC, sans diplôme	51,63%	48,37%
	Total	54,27%	45,73%

Source : MiDAS (Minima Sociaux, Droits d'Assurance-chômage, parcours Salariés) - FHS et FNA (France Travail), MMO (DARES) & Allstat-FR6 (CNAF)

TABLEAU 5 – Répartition des types de parcours selon le niveau de diplôme de la période de référence

Période	Niveaux de Formation	Type de parcours	
		Continu	Discontinu
Mai-Juin 2021	Bac+5	11,99%	4,48%
	Bac+3, Bac+4	10,84%	8,65%
	Bac+2	14,30%	11,65%
	Bac	24,79%	30,19%
	CAP, BEP	23,14%	27,87%
	BEPC, sans diplôme	14,94%	17,16%
	Total	100,00%	100,00%
Octobre- Novembre 2021	Bac+5	13,18%	7,02%
	Bac+3, Bac+4	11,13%	9,34%
	Bac+2	15,40%	12,86%
	Bac	23,89%	27,75%
	CAP, BEP	22,21%	27,25%
	BEPC, sans diplôme	14,19%	15,77%
	Total	100,00%	100,00%

Source : MiDAS (Minima Sociaux, Droits d'Assurance-chômage, parcours Salariés) - FHS et FNA (France Travail), MMO (DARES) & Allstat-FR6 (CNAF)

d'un baccalauréat ont connu un parcours d'emploi discontinu avant leur ouverture de droit. La comparaison des périodes d'ouvertures de droit montrent que les allocataires aux parcours antérieurs d'emplois discontinus sont moins diplômés en mai-juin qu'en octobre-novembre. Ainsi, on constate une légère augmentation du niveau de diplôme de l'ensemble des allocataires ouvrant un droit en octobre-novembre, qui se retrouvent non seulement chez ceux qui ont eu un parcours continu mais également chez ceux aux parcours discontinus. Néanmoins, les allocataires d'octobre-novembre ayant eu un parcours fragmenté sont encore 71% à avoir un niveau de qualification égal ou inférieur au baccalauréat contre 60% pour ceux ayant eu un parcours d'emploi continu (Tableau 5). La comparaison temporelle des deux périodes observés - après et avant la mise en œuvre de la réforme - montre l'importance de contrôler des niveaux de diplôme pour les estimations postérieures que nous menons dans le cadre de cette évaluation.

3.4 Caractéristiques de l'indemnisation d'assurance chômage des allocataires

Dans cette partie, nous proposons de décrire les caractéristiques liées à l'indemnisation chômage de notre population ayant ouvert un droit avec les règles de l'assurance chômage entrées en vigueur au 1^{er} octobre 2021. Nous comparons ces caractéristiques avec celles des allocataires ayant ouvert un droit en mai-juin sous les anciennes règles du régime d'assurance chômage. Nous présentons, tout d'abord, dans le Tableau 6, le montant moyen du salaire journalier de référence (SJR) qui sert de base de calcul à l'allocation d'aide au retour à l'emploi (ARE). C'est en premier lieu son mode de calcul qui a été affecté par la réforme de 2021 et que nous cherchons à analyser dans ce rapport de recherche en évaluant ses conséquences sur les allocataires de l'assurance chômage.

TABLEAU 6 – Statistiques du SJR selon la période et la population

	Mai-juin		Octobre-novembre		Total	
	Obs	Moyenne	Obs	Moyenne	Obs	Moyenne
Continus	68 140	60,54	80 293	62,95	148 433	61,84
Non-continus	41 053	54,96	67 659	43,63	108 712	47,91
Total	109 193	58,44	147 952	54,12	257 145	55,95

Source : MiDAS (Minima Sociaux, Droits d'Assurance-chômage, parcours Salariés) - FHS et FNA (France Travail), MMO (DARES) & Allstat-FR6 (CNAF)

Le Tableau 6 montre que notre population d'intérêt ouvrant un droit selon les nouvelles règles mise en œuvre au 1^{er} octobre 2021 et ayant eu des contrats non contigus durant la période de référence de calcul (PRC) présente un SJR moyen inférieur à celui des allocataires ayant un parcours continu d'emploi durant leur PRC. En moyenne, il est de 44 euros contre 63 euros pour ceux ayant eu un parcours continu. Lors de la période précédente, en mai-juin 2021, l'écart de SJR était moins important entre les deux types de parcours d'emploi antérieur : 61 euros pour les continus, contre 55 euros pour les discontinus. Ces statistiques descriptives brutes donnent une première idée de l'effet de la réforme. Une estimation plus

précise de cet effet doit néanmoins tenir compte du fait que les deux populations observées en mai-juin d'un côté et en octobre-novembre de l'autre ne sont pas les mêmes. Autrement dit, nous ne disposons pas d'un vrai panel nous permettant de suivre les individus dans le temps. Les méthodes empiriques déployées dans les sections suivantes permettent de traiter cette difficulté, de deux manières distinctes. Dans un premier temps, nous nous intéressons à l'effet de la réforme sur le SJR. De par son mode de calcul, la modélisation économétrique du SJR est assez aisée et l'effet de la réforme est direct, quasiment automatique (car la réforme a précisément pour objet de modifier son mode de calcul - même si on ne peut exclure que certains individus aient anticipé la réforme). En conséquence, nous utilisons une méthode de simulation, convaincante au regard du fait que la modélisation du SJR ne pose pas de difficulté particulière. Dans un deuxième temps, nous cherchons à estimer l'impact de la réforme sur un certain nombre de variables (allocation journalière effective, rapidité du retour à l'emploi, type de contrats, etc.) - un impact moins direct, davantage lié aux comportements des agents, que pour le cas du SJR. La modélisation économétrique de ces variables est plus complexe ; nous n'utilisons donc pas la méthode de simulation. En lieu et place, nous aurons recours à une méthode d'appariement (précisément du *Coarsened Exact Matching*), permettant de ré-équilibrer / homogénéiser les deux populations afin de les rendre comparable puis d'appliquer la méthode plus classique de double-différences.

4 Stratégies empiriques

4.1 Estimation de l'impact de la réforme sur le salaire journalier de référence

4.1.1 Modification du calcul du SJR par la réforme

La réforme de 2021 avait pour objectif de limiter le fractionnement des parcours d'emploi, en créant un mécanisme réduisant l'allocation de retour à l'emploi (ARE) en fonction de la durée des périodes inter-contrats. Concrètement, la réforme réduit d'autant plus l'allocation journalière que le nombre de jours non travaillés entre deux contrats est important. Avant la réforme entrée en vigueur le 1^{er} octobre 2021, le SJR était fonction des revenus perçus sur les 12 derniers mois, rapportés aux nombre de jours travaillés.

$$SJR = \frac{\text{Revenus des 12 derniers mois}}{\text{Nombre de jours travaillés} \times 1,4} \quad (1)$$

Depuis le 1^{er} octobre 2021, pour les nouvelles ouvertures de droit dont le dernier contrat de travail durant la période de référence de calcul (PRC) se termine après cette date, le SJR est calculé de la façon suivante.

$$SJR = \frac{\text{Revenus des 24 derniers mois}}{\text{Nombre de jours calendaires}} \quad (2)$$

Ce volet de la réforme peut-être vu comme une incitation, pour les demandeurs d'emploi, à ne pas alterner périodes en emploi et périodes au chômage. En effet, la réforme n'a que très peu d'impact pour un demandeur d'emploi dont le parcours est continu avant l'ouverture du droit, puisque dans ce cas le nombre de jours travaillés multiplié par un facteur 1,4 est égal au nombre de jours calendaires.⁵

Néanmoins, l'allongement de la PRC, qui passe de 12 mois à 24 mois, concerne tous les demandeurs d'emploi indépendamment de leur profil d'emploi (fractionné ou non). Sous l'hypothèse que les revenus ne sont pas significativement différents entre le 12^e et le 24^e mois, ce changement doit avoir des effets négligeables sur le SJR, toutes choses égales par ailleurs. Dans les faits, on peut supposer que l'effet ne sera pas complètement neutre dans la mesure où les revenus tendent généralement à croître dans le temps : remonter à 24 mois plutôt qu'à 12 mois risque donc d'exercer un impact à la baisse sur le SJR indépendamment du fractionnement des parcours d'emploi. En outre, la probabilité d'avoir au moins une interruption d'emploi est nécessairement plus importante sur 24 mois que sur 12 mois, suggérant que cet allongement de la PRC peut affecter les carrières les moins continues. Ce volet de la réforme, qui revient à moduler le SJR (et par conséquent l'ARE) en fonction du fractionnement du parcours d'emploi, vise donc plus particulièrement les individus alternant périodes en emploi et périodes au chômage. Il s'agit de modifier le comportement des individus dont le parcours d'emploi est fractionné, afin de limiter ce fractionnement au maximum puisque l'impact sur le SJR sera croissant en fonction du nombre de jours non travaillés.

Du côté des parcours d'emploi continus, la prise en compte des jours non travaillés ne change pas le SJR. En effet, la réforme n'affectera leur SJR que si les revenus ont été plus faibles entre le 12^e et le 24^e mois précédant leur ouverture de droits, par rapport aux revenus des 12 premiers mois. Par conséquent, ces individus sont globalement peu affectés par la réforme. Les parcours d'emplois fractionnés seront en revanche beaucoup plus affectés puisque leur SJR sera d'autant plus faible que les interruptions de travail seront nombreuses. Cet impact peut toutefois être atténué par un changement de comportement des individus, qui consisterait à limiter le fractionnement de leur parcours d'emploi par anticipation de la réforme. Plus l'anticipation est importante, moins l'impact sur le SJR sera important. Ce changement de comportement est toutefois subordonné à l'hypothèse que les individus concernés alternent délibérément périodes d'emploi et période de chômage. Or, le caractère non continu des carrières peut aussi résulter d'une situation de précarité (succession de contrats courts entrecoupés de périodes de chômage) subie par les individus, sans qu'il ne s'agisse d'un comportement délibéré. Dans ce cas, la réforme du SJR conduira à baisser l'ARE via le SJR.

4.1.2 Définition du traitement

Nous cherchons à déterminer dans quelle mesure la réforme du calcul du SJR a affecté les demandeurs d'emploi. Nous devons donc distinguer : la période pré-réforme (antérieure à octobre 2021) de la période post-réforme (à partir d'octobre 2021), ainsi que les individus

5. Le quotient de 1,4 (correspondant au rapport 7 jours sur 5 jours) appliqué avant la réforme permettait de convertir le nombre de jours travaillés en base calendaire. Cependant, ce coefficient était invariable quel que soit le parcours d'emploi. La réforme revient à introduire un quotient différent selon le parcours d'emploi.

affectés par la réforme (dont les parcours d’emploi sont discontinus ou fractionnés, que nous appellerons “traités”) des individus non affectés par la réforme (parcours d’emploi continus, que nous appellerons “non traités”).

Un individu traité présente donc un parcours d’emploi discontinu, caractérisé par une ou plusieurs périodes non travaillées entre deux contrats lors de la PRC. Nous considérons un individu comme traité dès lors qu’une période d’au moins de 2 jours est non travaillée durant la PRC. En deçà de ce seuil, un individu est considéré comme non traité. Il peut s’agir d’individus passant d’un contrat à l’autre avec une période inter-contrat très courte, typiquement un week-end. Ces individus sont donc considérés comme non traités en raison de l’intensité de traitement particulièrement faible.

4.1.3 Estimation et simulation du SJR

Nous cherchons à savoir si la réforme a conduit à modifier significativement le SJR, particulièrement pour les individus traités. Comme indiqué dans la Section 4.1, nous nous attendons à ce que le changement dans le nombre de jours pris en compte (désormais calendaires) représente la principale contribution à l’évolution du SJR. Nous nous attendons également à un effet faible voire nul pour le SJR des individus non traités (au parcours d’emploi continu) et à un effet plus important pour le SJR des individus traités (au parcours d’emploi discontinu). A parcours d’emploi inchangé, la réforme implique une baisse du SJR pour les individus traités. Toutefois, il est envisageable que l’allongement de la PRC puisse aussi exercer un impact sur le SJR, et ce pour les deux groupes (traités et non traités). Nous proposons de modéliser le SJR pour chaque individu i de la façon suivante.

$$SJR_i^{MJ} = \alpha + \beta R_i^{MJ} + \gamma X_i^{MJ} + \epsilon_i \quad (3)$$

SJR est le salaire journalier de référence, R le revenu sur les 12 derniers mois précédant l’ouverture de droits et X est un vecteur de contrôles individuels. L’exposant MJ fait référence à la période d’estimation, à savoir mai-juin 2021.

Dans un premier temps, nous estimons l’équation (Équation (3)) sur une période antérieure à la réforme (mai et juin 2021), avec les paramètres inhérents aux modalités de calcul pré-réforme (revenus sur les 12 derniers mois). La présence de la variable R doit, par construction, faire que le pouvoir explicatif du modèle sera très important. En effet, le revenu est la principale variable constituant le SJR. En revanche, on ne tient pas compte ici du nombre de jours travaillés, dont l’information se retrouvera donc dans le terme d’erreur.⁶ On cherche ensuite à simuler le SJR qui aurait dû se réaliser en octobre-novembre (période post-réforme), sachant le revenu sur les 12 derniers mois et les valeurs prises par les contrôles individuels en octobre-novembre. Formellement, la simulation est réalisée à partir de l’équation (4).

$$\widehat{SJR}_i^{ON} = \hat{\alpha} + \hat{\beta} R_i^{ON} + \hat{\gamma} X_i^{ON} \quad (4)$$

6. C’est précisément ce qui nous permettra d’identifier l’impact de la réforme, en particulier de la modification du calcul liée aux jours pris en compte (travaillés vs calendaires).

Où $\hat{\alpha}$, $\hat{\beta}$ et $\hat{\gamma}$ sont issus de l'estimation de l'équation (3) et où l'exposant ON fait référence aux mois d'octobre et novembre. Il doit être noté que la variable R^{ON} représente les revenus sur les 12 derniers mois observés en octobre-novembre 2021, quand bien même la PRC est passée à 24 mois avec la réforme.⁷ Dans la mesure où le paramètre β est estimé à partir des revenus sur les 12 derniers mois dans l'équation (3), la même variable doit être conservée lors de la simulation. Par conséquent, nous ne pourrions pas distinguer les effets de la réforme résultant de la modification liée aux nombres de jours pris en compte (calendaires ou travaillés) et résultant de l'allongement de la PRC. \widehat{SJR}^{ON} représente donc le SJR contrefactuel, c'est-à-dire le SJR qui aurait dû se réaliser en octobre-novembre 2021 si son mode de calcul était resté basé sur les revenus des 12 derniers mois et les jours travaillés.

L'écart du SJR observé au contrefactuel ($SJR^{ON} - \widehat{SJR}^{ON}$) représente l'impact de la réforme, plus d'autres facteurs inobservés.

Pour les non traités, l'écart entre les valeurs observées du SJR et les valeurs simulées devrait être faible pré-réforme (mai-juin). De même, l'écart entre SJR observé et SJR simulé devrait être faible post-réforme. Cet écart correspond à la différence simple de SJR moyen identifiée (NT observés - NT simulés, soit la différence entre les deux points verts sur la Figure 1). En effet, la réforme n'affecte pas (ou très peu) ces individus puisque leur profil d'emploi n'est pas fractionné. Il est alors raisonnable de penser que le changement dans le calcul du SJR lié au nombre de jours travaillés n'aura qu'un impact très marginal (ou nul) sur leur SJR. Dans la mesure où nous utilisons le revenu observé pour réaliser la simulation, cette dernière tiendra bien compte des éventuels changements de revenus sur les périodes de référence avant et après la réforme, garantissant un écart minimal.

Pour les traités, nous devrions trouver une différence faible entre les valeurs observées de SJR et la simulation en mai-juin et une différence beaucoup plus marquée en oct-nov 2021 (différence simple de SJR moyen T simulés - T observés, soit la différence entre les deux points rouges sur la Figure 1). En effet, nous simulons le SJR en octobre/novembre, comme si la réforme n'avait pas eu lieu : puisque le SJR versé à ces individus aura forcément été affecté à cause de la prise en compte des jours calendaires, un écart (négatif) devrait alors exister entre valeurs observées et simulées. Cet écart sera d'autant plus grand si les individus n'ont pas modifié leur comportement. En effet, si les individus modifient complètement leur comportement, ce qui est toutefois peu probable à très court terme, alors ils devraient faire en sorte de n'avoir aucun fractionnement, ce qui conduira à faire converger leur SJR vers celui qui prévalait pré-réforme (*i.e.* la simulation), d'où un écart de 0.

4.1.4 L'effet sur l'allocation journalière

Le calcul de l'allocation journalière repose sur le salaire journalier de référence. Sachant que la réforme est censée se traduire par une perte de SJR pour les individus ayant des carrières hachées, le montant de l'allocation doit *a fortiori* être aussi affecté par cette baisse.

7. Ce revenu sur les 12 derniers mois de la PRC a été retracé à partir des périodes d'affiliations disponibles dans la table « Période d'affiliation » (PAF, LN2L) issue du FNA

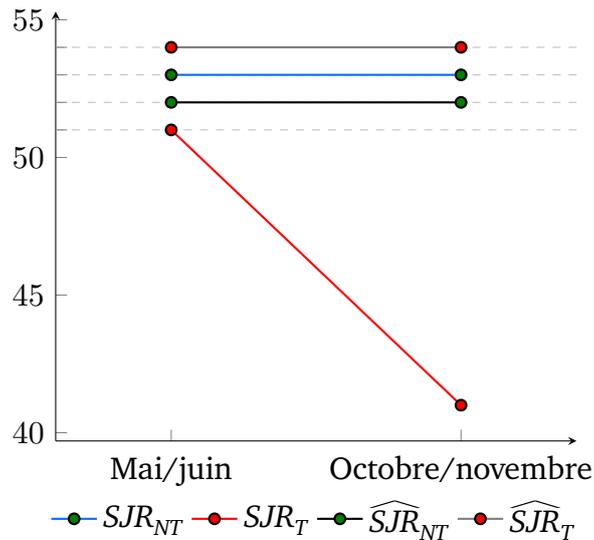


FIGURE 1 – SJR observé et SJR contrefactuel (en vert pour les non traités, en rouge pour les traités)

Néanmoins, en raison de la décision du Conseil d'Etat n°434920 du 25/11/2020⁸ qui souligne que le nouveau mode de calcul conduit à une rupture d'égalité, a été mis en place un plafonnement du diviseur dans la formule de calcul du SJR. L'objectif était de limiter la variabilité du SJR entre les allocataires pour lesquels la répartition des périodes d'emploi au cours de la PRC n'est pas identique. Ainsi, les nouvelles règles ont également introduit en sus de la nouvelle formule de calcul du SJR, un mécanisme de plafonnement des jours sans activité professionnelle à prendre en compte. Selon le règlement d'assurance chômage (art. 9.2°), les jours sans activité professionnelle pris en compte au dénominateur pour le calcul du SJR ne peuvent être supérieurs à 75% du nombre de jours d'activité professionnelle salariée de l'intéressé. Ces jours sans activités sont donc bien pris en compte dans les jours calendaires, comme le stipule le Décret n° 2019-797 du 26/07/2019, mais leur prise en compte est limitée à 75% du nombre de jours travaillés, selon le Décret n° 2021-346 du 30/03/2021.

En outre, le calcul permettant d'estimer l'allocation journalière d'assurance chômage permet de réduire cet écart, notamment pour ceux ayant touchés les salaires les plus faibles. Pour rappel, le montant brut journalier de l'allocation journalière est égal à :

$$\max(\min(40.4\% \times SJR + 13.11\text{€}, 75\% \times SJR), 57\% \times SJR)$$

Pour mesurer cet effet, nous avons réalisé des régressions, non seulement sur les allocations d'assurance chômage touchées, mais également en englobant le revenu de solidarité active

8. « En tenant compte des jours non travaillés au dénominateur du quotient servant à calculer le salaire journalier de référence, le pouvoir réglementaire a entendu éviter qu'un même nombre d'heures de travail aboutisse à un salaire journalier de référence plus élevé en cas de fractionnement des contrats de travail qu'en cas de travail à temps partiel et encourager ainsi la stabilité de l'emploi. Toutefois, du fait des règles qui ont été retenues, le montant du salaire journalier de référence peut désormais, pour un même nombre d'heures de travail, varier du simple au quadruple en fonction de la répartition des périodes d'emploi au cours de la période de référence d'affiliation de 24 mois. Il en résulte, dans certaines hypothèses, en dépit de la contrepartie tenant à la prise en compte des jours non travaillés pour la détermination de la durée d'indemnisation, une différence de traitement manifestement disproportionnée au regard du motif d'intérêt général poursuivi. Dès lors, les dispositions de l'article 13 du règlement d'assurance chômage annexé au décret attaqué portent atteinte au principe d'égalité. »

(RSA) et la prime d'activité, qui devaient aider - au moins en partie - à prendre le relai de la perte induite par la baisse de l'allocation induite par la modification du mode de calcul du SJR. Toutefois, si le SJR est une variable facilement modélisable (car dépendant essentiellement des salaires perçus sur la PRC) permettant de simuler un contrefactuel, l'allocation journalière est beaucoup plus complexe, *a fortiori* lorsque des prestations sociales y sont ajoutées. Pour cette raison, il est préférable d'utiliser des doubles différences, ce qui nécessite de rapprocher nos deux échantillons (pré-réforme et post-réforme) par une méthode d'appariement détaillée dans la section suivante.

4.2 Contrôle du biais de sélection : Coarsened Exact Matching

Pour identifier l'effet moyen du traitement (la réforme du calcul du SJR d'octobre 2021) sur l'allocation journalière, le type et la durée du contrat retrouvé, ainsi que sur la durée de la recherche d'emploi, nous combinons une procédure d'appariement (*Coarsened Exact Matching*, CEM) et une estimation en double-différences (*Difference-in-Differences*, DiD). Cette méthode CEM-DiD – employée par exemple par Bertoni et collab. (2020) ou Boampong (2020) – permet de répondre à deux préoccupations principales en matière d'identification.

La première concerne les différences ou déséquilibres (*imbalance*) sur certaines caractéristiques socio-démographiques entre les individus observés avant (en mai-juin) et après (en octobre-novembre) la réforme. De fait, on rappelle que nous ne disposons pas d'un vrai panel permettant de suivre les personnes dans le temps : très peu d'individus ouvrant des droits en mai-juin 2021 se retrouvent dans la même situation d'ouverture de droits trois ou quatre mois plus tard – et ce aussi bien pour la population des individus traités (ayant eu une trajectoire discontinue) que pour la population des non-traités (ayant eu une trajectoire « contiguë »). Nous observons donc deux populations distinctes (pour simplifier, nous nommerons PEXANTE, par la suite, les individus observés avant la réforme et PEXPOST les individus observés après), dont on peut penser qu'elles présentent des caractéristiques différentes, pour au moins deux raisons. D'une part, les personnes inscrites en mai-juin (PEXANTE), juste avant la période estivale, peuvent avoir des motifs et profils distincts de personnes ouvrant leur droit à l'automne (PEXPOST). Parmi ces dernières, il est par exemple probable d'observer une part assez significative de saisonniers. De manière plus générale, la variabilité saisonnière des inscriptions au chômage est un phénomène bien documenté (Beffy et Coudin (2007), Clémot (2003), Unedic (2022)). D'autre part, la réforme elle-même pourrait avoir déformé ou impacté les populations considérées. Il est donc important, pour limiter les biais (de sélection) de notre estimation causale, de rapprocher au maximum les populations considérées avant et après la réforme.

Pour répondre à ce problème, nous utilisons une méthode d'appariement. Un appariement exact (*exact matching*) permet par définition d'atteindre une parfaite similitude sur les variables considérées entre les groupes d'individus. Mais dès lors que l'on dispose, comme c'est notre cas, de variables continues (l'âge par exemple), un tel appariement devient difficile, voire impossible : il est de fait très peu probable que deux observations aient exactement la même valeur sur une mesure continue (*curse-of-dimensionality problem*). Par ailleurs, les méthodes d'appariement non exactes (comme l'appariement par le score de propension, PSM) nécessitent de spécifier *ex-ante* un modèle pour apparier les individus, puis de vérifier *ex-post* le degré de déséquilibre (Blackwell et collab., 2009). Au regard de ces différents éléments,

nous avons opté pour la méthode du *Coarsened Exact Matching* (CEM). Le CEM pré-traite les données en découpant chaque variable en intervalles (choisis par l'utilisateur ou à la discrétion de l'algorithme), suivie d'un appariement exact sur ces variables découpées (Blackwell et collab., 2009, Iacus et collab., 2012). Plus précisément, l'algorithme crée une strate (groupe) pour chaque combinaison unique de variables découpées, puis les observations appartenant à une strate qui n'inclut pas au moins une unité de chaque population PEXANTE et PEXPOST sont supprimées. Le CEM permet donc de définir *ex-ante* l'équilibrage entre les deux populations. Il en résulte un nouvel échantillon, un pseudo-panel, plus petit mais nécessairement plus homogène sur les dimensions prises en compte – limitant ainsi les biais de sélection dans notre identification. Par ailleurs, la procédure d'appariement permet d'assortir chacune des observations conservées (dans le support commun) d'un poids - nous revenons sur ce point ci-dessous.

La deuxième préoccupation en matière d'identification concerne les différences entre les individus traités et non traités de notre pseudo-panel, sur des caractéristiques non observables. Pour en tenir compte, nous exploitons la dimension longitudinale de nos données, en appliquant une approche classique de double-différences (DiD).

Notre base de données comporte 242 385 individus distincts, 98 873 (40,8%) observés en mai-juin (PEXANTE) et 143 513 (59,2%) observés en octobre-novembre (PEXPOST). Le Tableau 7 ci-dessous indique les principales caractéristiques des deux échantillons. En Annexe B, nous fournissons un tableau plus détaillé, couvrant l'ensemble des caractéristiques considérées.

TABLEAU 7 – Équilibrage pré-appariement

	(1) PEXANTE	(2) PEXPOST	(2)–(1)
Âge	31,35	32,45	1,1021***
Femme	0,47	0,46	-0,0057***
Traité ("discontinu")	0,38	0,46	0,0813***

Source : MiDAS (Minima Sociaux, Droits d'Assurance-chômage, parcours Salariés) - FHS et FNA (France Travail), MMO (DARES) & Allstat-FR6 (CNAF)

On observe que la population *ex post* est en moyenne significativement plus âgée que la population *ex ante* (31,2 ans contre 32,3, soit une différence de 1,0 an), et comporte une part de traités (carrières discontinues) plus importante (les saisonniers, par exemple). La part de femmes est elle aussi légèrement différente (47% et 46%). Par ailleurs, on observe (cf. Tableau A.1 en annexe) une différence significative quant à la provenance régionale entre les deux populations - il en va de même concernant le niveau de formation et la nationalité.

L'appariement est réalisé sur l'ensemble des 6 variables suivantes : l'âge, le genre, le traitement, la région (en 14 positions), le niveau de formation (en 10 positions) et la nationalité (en 3 positions). Pour la variable continue, l'âge, nous avons fait le choix de laisser le découpage à la discrétion de l'algorithme. Pour les autres variables, le découpage suit strictement les positions/catégories pré-définies (par exemple 14 positions pour la région). 12 938 individus sur un total de 257 145 sont éliminés par la procédure d'appariement exact, soit 5% de l'échan-

tillon. L'élimination concerne aussi bien des individus de la première période (4 543), que de la seconde période (8 395). Le support commun, sur lequel nous allons maintenant estimer nos modèles en double-différences, est *in fine* constitué de 244 207 individus distincts. Le tableau 8 indique la répartition de ce support commun entre traités et non-traités d'une part, et entre périodes d'observation d'autre part.

TABLEAU 8 – Structure du support commun

	Mai-juin	Octobre-Novembre	Total
Non traités	65 317	76 698	142 015
Traités	39 333	62 859	139 557
Total	104 650	139 557	244 207

Source : MiDAS (Minima Sociaux, Droits d'Assurance-chômage, parcours Salariés) - FHS et FNA (France Travail), MMO (DARES) & Allstat-FR6 (CNAF)

En termes d'équilibrage, on observe, dans le Tableau 9 (cf. Tableau A.1 en annexe pour l'ensemble des variables), une légère réduction de l'écart d'âge entre les deux populations, après appariement. En revanche, pour la répartition par genre, les deux populations s'écartent légèrement après appariement. La statistique \mathcal{L}_1 , proposée par Iacus et collab. (2011) offre une mesure globale (multivariée et non univariée) du déséquilibre entre les deux populations. On note $H(X_1)$ l'ensemble des valeurs / intervalles distincts générés par le découpage de la variable X_1 . L'ensemble des strates issues de la procédure de CEM est alors égal au produit cartésien $H(X_1) \times H(X_2) \times \dots \times H(X_k) = H(\mathbf{X})$. La statistique \mathcal{L}_1 se calcule de la manière suivante, avec $f_{\ell_1 \dots \ell_k}$ (resp. $g_{\ell_1 \dots \ell_k}$) la fréquence relative de la strate ℓ_1, \dots, ℓ_k pour le groupe traité (resp. non traité) :

$$\mathcal{L}_1(f, g; H) = \frac{1}{2} \sum_{\ell_1, \dots, \ell_k \in H(\mathbf{X})} |f_{\ell_1 \dots \ell_k} - g_{\ell_1 \dots \ell_k}| \quad (5)$$

Ainsi définie, une valeur de 0 pour \mathcal{L}_1 correspond à une situation d'équilibrage total entre les deux populations; *a contrario*, une valeur de 1 correspond à une situation de complète séparation. Dans notre cas, $\mathcal{L}_1(f; g)$ est égale à 0,261 post-appariement, contre 0,300 pré-appariement. L'appariement se traduit donc bien par une diminution substantielle du déséquilibre global (-13%), soit un rapprochement entre les deux populations, observées *ex-post* et *ex-ante*.

Outre la création d'un support commun, la procédure de CEM permet d'obtenir un poids associé à chaque observation, compensant le fait que chacune des strates conservées comprend un nombre inégal d'observations appartenant au deux groupes (PEXANTE et PEXPOST). Ces poids sont calculés tels que :

$$\begin{cases} w_i = 0 & \text{si l'individu est en dehors du support commun} \\ w_i = 1 & \text{si l'individu appartient à la population } ex\text{-post} \text{ et au support commun} \\ w_i = \frac{m_C}{m_T} \cdot \frac{m_T^s}{m_C^s} & \text{si l'individu appartient à la population de } ex\text{-ante} \text{ et au support commun} \end{cases} \quad (6)$$

TABLEAU 9 – Equilibrage post-appariement

	(1) PEXANTE	(2) PEXPOST	(2)–(1)
Âge	31,23	32,25	1,0212***
Femme	0,47	0,46	–0,0081****
Traités ("discontinu")	0,38	0,45	0,0746***

Source : MiDAS (Minima Sociaux, Droits d'Assurance-chômage, parcours Salariés) - FHS et FNA (France Travail), MMO (DARES) & Allstat-FR6 (CNAF)

avec m_T le nombre d'individu à la période *ex-post*, m_C le nombre d'individu à la période *ex-ante*, m_T^s le nombre d'individu à la période *ex-post* dans la strate l , m_C^s le nombre d'individu à la période *ex-ante* dans la strate l . Par construction, les statistiques descriptives obtenues en pondérant par ces poids montrent un équilibrage parfait entre les deux populations considérées. Ces poids sont alors utilisés pour pondérer les régressions (DiD) réalisées en deuxième étape.

4.3 Estimation de l'impact de la mesure sur le contrat retrouvé

La réforme ayant pour but d'inciter les demandeurs d'emploi à retrouver un emploi plus rapidement et pérenne, il est important de se pencher sur la qualité et la rapidité pour retrouver un emploi. Plusieurs méthodologies sont proposées afin d'éclairer de différentes manières les effets de la réforme sur plusieurs indicateurs : le type de contrat retrouvé (i), la durée du contrat retrouvé et la durée de recherche d'emploi (ii).

4.3.1 Estimation sur le type de contrat retrouvé

Le premier indicateur concerne le type de contrat de travail. Si la réforme a eu les effets escomptés, il ne devrait pas y avoir de recours plus probables à des contrats précaires. Pour ce faire, nous proposons deux méthodologies : la double différence sur probit ordonné et la double différence sur variables continues.

Mesure de l'effet de la réforme sur variables polytomiques ordonnées Le type de contrat retrouvé est un indicateur primordial. Cette variable est composée de 4 catégories différentes : CDI, CDD, CTT et autres types de contrats. Nous proposons un ordonnancement simple selon le degré de stabilité de l'emploi : le CDI étant habituellement le type de contrat le plus stable, le CDD un peu moins stable, et ainsi de suite. Cela nous permet d'utiliser un modèle polytomique ordonné. Notre choix s'est porté sur l'estimation de probits ordonnés pour deux raisons principales. La première est que cela nous permet d'estimer des effets marginaux, notamment de l'effet moyen du traitement sur les traités (ATET). La seconde, qui découle de la première raison, est de faire des comparaisons d'effets marginaux entre les différents types de contrats aisément, et d'obtenir l'effet comparé du traitement sur la probabilité d'obtenir un

type de contrat par rapport à un autre. Pour ce faire, nous suivons la méthode explicitée par Hole et Ratcliffe (2021). En creux, on estime P_{ik} la probabilité d'obtenir un contrat k plutôt qu'un autre pour l'individu i . On part du postulat qu'il existe une fonction latente possible pour chaque statut de traitement :

$$Y_i^{1*} = \beta_1 D_i + \delta^1 T_i + x_i' \gamma + \varepsilon_i \quad (7)$$

$$Y_i^{0*} = \beta_1 D_i + \delta^0 T_i + x_i' \gamma + \varepsilon_i \quad (8)$$

Ainsi, on peut lier chaque latente à un résultat potentiel comme suit :

$$Y_i^s = k \text{ si } \mu_k < Y_i^{s*} \leq \mu_{k+1}, \quad k = 1, \dots, K \quad (9)$$

où $s = \{0, 1\}$ est le statut de traitement, Y^s représente un des deux résultats potentiels pour chaque individu, Y_i^{s*} la latente de Y_i^s et μ_k le paramètre du k^e seuil ($\mu_1 = -\infty$ et $\mu_{K+1} = +\infty$ par convention). Ainsi, on obtient la probabilité qu'un résultat potentiel soit égal à la catégorie k telle que :

$$\begin{aligned} P_{ik} &= E(\mathbb{1}(Y_i^s = k) \mid D_i, T_i, x_i) \\ &= \Phi(\mu_{k+1} - E(Y_i^{s*} \mid D_i, T_i, x_i)) - \Phi(\mu_k - E(Y_i^{s*} \mid D_i, T_i, x_i)) \end{aligned} \quad (10)$$

où $\mathbb{1}$ est la fonction indicatrice, $\Phi(\cdot)$ la fonction de répartition de la loi normale centrée réduite, D_i est l'indicatrice du traitement de l'individu i , T_i l'indicatrice de la présence en période post-traitement de l'individu i et x_i les variables de contrôle du modèle. Comme il est impossible d'observer le contrefactuel (l'effet du traitement sur les non-traités et inversement pour les traités). On peut en revanche estimer la probabilité de réponse du contrefactuel dans la période post-traitement. Partons de Y_i^* la latente globale :

$$\begin{aligned} Y_i^* &= D_i Y_i^{1*} + (1 - D_i) Y_i^{0*} \\ &= D_i(\beta_1 D_i + \delta^1 T_i + x_i' \gamma + \varepsilon_i) + (1 - D_i)(\beta_1 D_i + \delta^0 T_i + x_i' \gamma + \varepsilon_i) \\ &= \beta_1 D_i + \beta_2 T_i + \beta_3 D_i \cdot T_i + x_i' \gamma + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (11)$$

On s'attache à l'effet moyen du traitement sur les traités, que l'on obtient comme suit :

$$\begin{aligned} E(Y_i^{0*} \mid D_i = 1, T_i = 1, x_i) \\ &= E(Y_i^* \mid D_i = 1, T_i = 0, x_i) + E(Y_i^* \mid D_i = 0, T_i = 1, x_i) - E(Y_i^{0*} \mid D_i = 0, T_i = 0, x_i) \\ &= \beta_1 + \beta_2 + x_i' \gamma \end{aligned} \quad (12)$$

Nous obtenons ainsi la probabilité de la réponse contrefactuelle dans la période *ex-post* :

$$E(\mathbb{1}(Y_i^0 = k) \mid D_i = 1, T_i = 1, x_i) = \Phi(\mu_{k+1} - \beta_1 - \beta_2 - x_i' \gamma) - \Phi(\mu_k - \beta_1 - \beta_2 - x_i' \gamma) \quad (13)$$

Cela nous donne finalement $\widehat{ATE\bar{T}}_{P_k}$, i.e. l'ATE de la probabilité d'obtenir le k^e contrat :

$$\begin{aligned} \widehat{ATE\bar{T}}_{P_k} &= \frac{1}{N^1} \sum_{i=1}^N D_i T_i \left\{ \left[\Phi(\mu_{k+1} - \beta_1 - \beta_2 - \beta_3 - x_i' \gamma) - \Phi(\mu_k - \beta_1 - \beta_2 - \beta_3 - x_i' \gamma) \right] \right. \\ &\quad \left. - \left[\Phi(\mu_{k+1} - \beta_1 - \beta_2 - x_i' \gamma) - \Phi(\mu_k - \beta_1 - \beta_2 - x_i' \gamma) \right] \right\} \end{aligned} \quad (14)$$

où $N^1 = \sum_{i=1}^N D_i T_i$. Afin d'aller plus loin dans notre analyse et d'obtenir la différence des effets estimés d'obtenir un contrat plutôt qu'un autre – par exemple un CDI plutôt qu'un CDD –, nous pouvons faire comme suit :

$$\widehat{ATE}_{P_{CDI}} - \widehat{ATE}_{P_{CDD}}$$

4.3.2 Estimation sur la durée du contrat retrouvé et la durée de recherche d'emploi

La réforme devrait avoir un effet bénéfique sur le retour à l'emploi, à la fois sur le temps passé à la recherche d'un nouvel emploi et sur la durée du premier contrat de travail retrouvé. En effet, les conditions plus difficiles d'indemnisation pour les individus avec des trajectoires d'emploi discontinues devraient se traduire par une réduction du temps passé à la recherche d'emploi, tandis que les conditions futures d'indemnisation si nouvel épisode de chômage devraient inciter les individus à rechercher une plus grande stabilité dans l'emploi donc à avoir une trajectoire d'emploi plus continue. Afin de mesurer cet effet, deux métriques sont donc utilisées : (i) la durée passée en recherche d'emploi et (ii) la durée du premier contrat de travail après la période de recherche. Ce second indicateur permet ainsi d'estimer l'effet de la réforme sur la pérennité des emplois retrouvés, tout en prenant en compte la durée passée en recherche d'emploi.

Avant de rentrer plus en détail sur la formalisation des modèles, il est important de noter qu'afin de bien prendre en compte le retour à l'emploi des demandeurs d'emploi après leur ouverture de droits, nous définissons le retour à l'emploi, comme celui obtenu après la première période de justification constante (PJC) de l'ouverture de droits. Cette période peut être payée ou non (*i.e.* indemnisée ou non), mais elle signifie que le demandeur d'emploi a bien ouvert un droit à indemnisation. Ce droit a été ouvert après la mise en œuvre de la réforme du 1^{er} octobre 2021 pour la période d'intérêt. Si la fin de cette période conduit à l'obtention d'un 1^{er} emploi, on considère que l'allocataire a retrouvé un emploi. La reprise de cet emploi peut être synonyme d'une nouvelle PJC qui serait soit indemnisée à un niveau d'allocation d'aide au retour à l'emploi inférieure (cf. règles de calcul de l'activité réduite *ci-avant*) ou non indemnisée (mais considéré comme indemnisable) en fonction de la rémunération de l'activité réduite obtenue. Cette activité reprise peut également être synonyme d'arrêt de la période d'indemnisation et ne plus se conjuguer avec une nouvelle PJC.

Pour dégager un effet causal, nous nous reposons sur des méthodes de doubles différences, à la suite de l'appariement réalisé par le CEM. Pour cela, nous utilisons deux type de modélisations : (i) une double différence estimée par les moindres carrés ordinaires (MCO) et une autre double différence estimée par des modèles à risque proportionnel à la Cox.

Mesure de l'effet de la réforme sur variables continues via la méthode de double différence Pour quantifier l'effet de politiques publiques, plusieurs méthodologies sont possibles. L'une des plus simple est la méthode de la double différence. Elle permet de voir l'effet qu'a eu un changement sur une population. Si on peut réaliser cette double différence via une formule comptable, on peut également la réaliser avec une régression par les MCO. Afin de prendre en compte l'impossibilité de contrôler de l'égalité des tendances avant la réforme, l'appariement nous est ici d'une grande utilité. Ainsi, la régression nous permet de capturer l'effet de la réforme sur nos indicateurs.

De plus, sa simplicité d'utilisation et de compréhension des résultats obtenus en font un outil élémentaire pour mesurer l'effet de politiques publiques en général, et de la réforme de l'assurance chômage mise en œuvre le 1^{er} octobre 2021 plus particulièrement. Nous utilisons cette méthode pour estimer l'effet de la réforme sur l'allocation touchée par les demandeurs d'emploi, ainsi que sur la durée du contrat de travail, afin de pouvoir réaliser une comparaison avec la méthode de Cox.

Mesure de l'effet de la réforme sur variables de durée via la méthode de double différence avec le modèle de Cox Les variables de durée sont particulières à modéliser. En effet, leurs propriétés particulières (elles sont strictement positives et sont souvent censurées) empêchent de les estimer par le biais de modèles plus conventionnels. Deux familles de modèles qui utilisent ce type de variables existent : les modèles à durées accélérées et les modèles à risques proportionnels. Ces derniers sont largement mobilisés dans la littérature grâce à leurs propriétés qui permettent de raisonner en terme de rapport de fonctions de hasard, et ainsi de ne raisonner que sur les variables explicatives et de ne pas dépendre du temps passé dans l'état. Ici, cette fonction de hasard correspond à la probabilité instantanée de sortir du chômage, indépendamment du temps passé en recherche d'emploi. Cela se traduit formellement comme suit. Soit $h_0(t)$ le hasard de base qui ne dépend que de la durée et $h_i(t)$, le hasard individuel dépendant des variables explicatives X_i tel que :

$$h_i(t) = h_0(t)\Psi(X_i), \Psi(x) > 0 \forall x \quad (15)$$

Les modèles à risques proportionnels sont des rapports de fonctions de hasards individuels qui s'écrivent de la manière suivante :

$$\frac{h_i(t)}{h_j(t)} = \frac{h_0(t)\Psi(X_i)}{h_0(t)\Psi(X_j)} = \frac{\Psi(X_i)}{\Psi(X_j)} \quad (16)$$

ce qui rend donc le rapport des fonctions individuelles indépendant du temps passé dans l'état.

Le modèle de Cox est un type de modèle à risques proportionnels où la fonction $\Psi(X_i)$ est $\exp(X_i)$. Afin d'avoir le coefficient correspondant à la variable indicatrice $D_i T_i$ correspondant à l'effet du traitement ($D_i = 1$) pour les individus post-réforme ($T_i = 1$), on doit réaliser le ratio des risques tel quel :

$$\frac{h_0(t) \exp(\gamma_1 \cdot 1 + Z_i' \beta)}{h_0(t) \exp(\gamma_1 \cdot 0 + Z_i' \beta)} = \exp(\gamma_1) \quad (17)$$

avec Z_i' le vecteur des autres variables du vecteur X_i . Ce coefficient s'interprète comme l'effet du traitement sur la probabilité instantanée de sortie du chômage, sur la période octobre-novembre comparativement aux autres, et toutes choses égales par ailleurs. De même, si la variable d'intérêt est continue, nous obtenons :

$$\frac{h_0(t) \exp(\gamma_1(Z_{1i} + 1) + Z_i' \beta)}{h_0(t) \exp(\gamma_1(Z_{1i}) + Z_i' \beta)} = \exp(\gamma_1) \quad (18)$$

avec Z_{1i} la variable continue du modèle. Ce coefficient s'interprète comme l'effet d'une augmentation marginale de la valeur de Z_{1i} sur la probabilité de sortie du chômage.

5 Résultats

5.1 Impact sur le salaire journalier de référence et l'allocation journalière

5.1.1 Estimation et simulation du SJR

Les résultats de l'estimation de l'Équation (3) sont présentés dans le Tableau 10. Avant même d'interpréter les résultats, nous constatons que le pouvoir explicatif de notre modèle économétrique est élevé, puisque plus de 63% de la variance est expliquée par le modèle (colonne (3)). La valeur élevée du R^2 confirme que les salaires sur la PRC, le sexe, l'âge et des effets fixes permettent d'expliquer de façon satisfaisante le SJR. Lorsqu'un modèle de régression simple est estimé avec pour seule variable explicative les salaires sur la PRC, le R^2 est de 0,58, ce qui démontre que cette variable représente la principale contribution à l'explication du SJR. Nous avons toutefois fait le choix de conserver les variables de contrôle

TABLEAU 10 – Estimation du Salaire Journalier de Référence sur la période mai-juin 2021

	(1)	(2)	(3)
Salaire brut durant la PRC	0,002*** (0,000)	0,020*** (0,000)	0,002*** (0,000)
Âge			0,933*** (0,040)
Âge ²			-0,011*** (0,001)
Femme			-3,118*** (0,108)
Constante	32,247*** (0,861)	33,088*** (0,088)	19,130*** (0,837)
#obs	106 149	105 944	105 913
Effet fixe :			
– Niveau de formation	Non	Non	Oui
– Qualifications	Non	Non	Oui
– Secteurs	Non	Oui	Oui
R^2	0,579	0,606	0,632
R^2 ajusté	0,579	0,606	0,632

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

Écart-types robustes à l'hétéroscédasticité entre parenthèses

Source : MiDAS (Minima Sociaux, Droits d'Assurance-chômage, parcours Salariés) - FHS et FNA (France Travail), MMO (DARES) & Allstat-FR6 (CNAF)

et les effets fixes afin de maximiser la précision de nos simulations. Les paramètres estimés sont conformes aux attentes : les salaires sur la PRC exercent un effet positif sur le SJR, tandis

que l'effet de l'âge présente une forme quadratique. Enfin, les hommes tendent à avoir un SJR plus élevé que les femmes, ce qui retranscrit les inégalités de salaires hommes/femmes. Les écarts-types étant systématiquement très faibles, tous les paramètres estimés sont significatifs au seuil de 1%.

Les paramètres du modèle économétrique étant estimés sur la période mai-juin 2021, nous pouvons procéder à la simulation du SJR en octobre-novembre 2021 (après la mise en place de la réforme). Pour ce faire, nous utilisons les paramètres estimés dans la colonne (3) du Tableau 10, que nous appliquons aux valeurs observées des variables explicatives en octobre-novembre 2021 (salaires sur la PRC, âge, sexe, effets fixes). Les Figures 2a et 2b et le Tableau 11 synthétisent les résultats obtenus.

Tout d'abord, la Figure 2b montre que sur la période pré-réforme (mai-juin), nos simulations sont extrêmement proches des valeurs observées de SJR, que ce soit pour le groupe de traitement (traités) ou le groupe de contrôle (non traités). Ce résultat conforte la validité de notre stratégie empirique car avant la réforme, les simulations doivent être quasi-identiques aux valeurs observées, ce qui est bien le cas ici⁹.

La réforme implique deux mouvements. En premier lieu, la Figure 2b montre que pour le groupe des traités après la réforme, la simulation s'écarte très fortement des valeurs observées de SJR (différence = - 13,03 euros). Cela implique que selon notre modèle, le SJR aurait été en moyenne supérieur de plus de 13 euros pour les individus du groupe de traitement si la réforme n'avait pas eu lieu. Sachant qu'en moyenne le SJR était de 55 euros avant la réforme, cette baisse est considérable, bien qu'elle doit être comparée avec l'évolution du SJR du groupe de contrôle. Comme nous l'avons précisé dans la Section 4.1, notre méthode ne nous permet pas de distinguer les effets de la réforme inhérents à la prise en compte des jours calendaires (plutôt que travaillés) des effets liés à l'allongement de la PRC. Toutefois, l'observation des effets de la réforme sur le groupe des non traités suggère que l'impact de l'allongement de la PRC est négligeable : en effet, le SJR simulé des non traités est très proche du SJR observé. Or, les non traités ne sont pas affectés par la prise en compte des jours calendaires mais seulement par l'allongement de la PRC. Cet allongement n'a eu qu'un effet très marginal selon nos résultats, on peut donc raisonnablement penser que l'effet principal correspond bien à la prise en compte des jours calendaires. Au final, la différence entre l'écart au contrefactuel entre

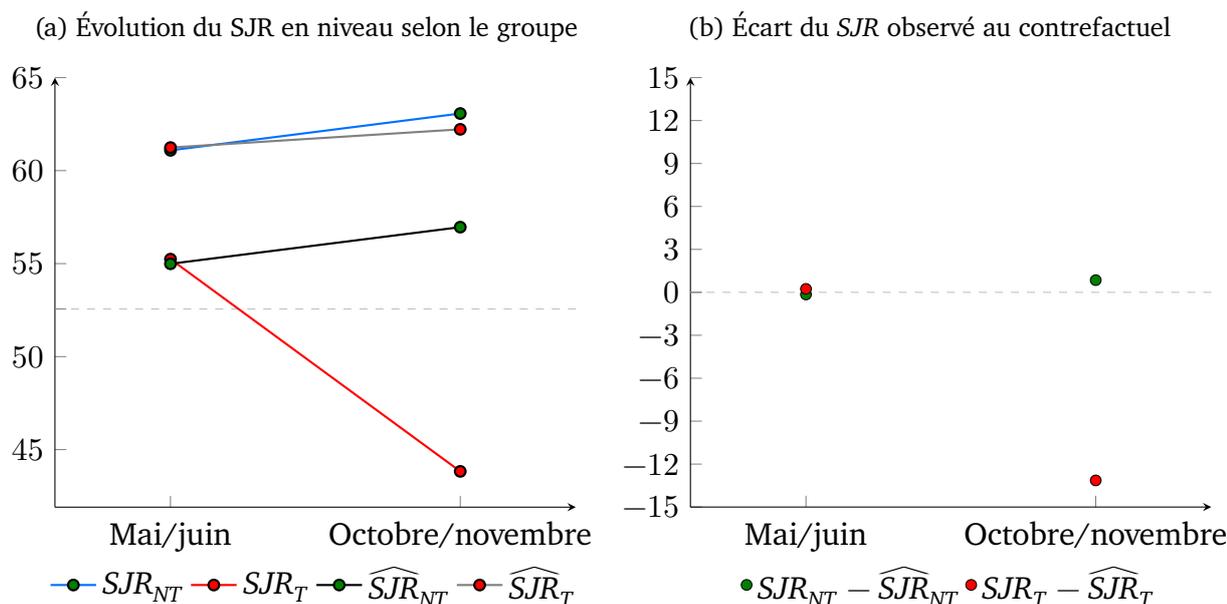
TABLEAU 11 – Effet de la réforme sur le salaire journalier de référence

	Mai-Juin	Octobre-Novembre	$\Delta (\Delta (SJR - \widehat{SJR}))$
$(SJR - \widehat{SJR})_{NT}$	-0,12	1,01	-
$(SJR - \widehat{SJR})_T$	0,28	-13,03	-
$\Delta (SJR - \widehat{SJR})$	0,40	-14,03	-14,43

traités et non traités s'élève à 0,40 avant la réforme ($0,28 - (-0,12)$) et à -14,03 après la réforme ($-13,03 - (1,01)$). L'impact de la réforme sur le SJR des traités est donc en moyenne de -14,43 euros ($-14,03 - 0,40$), soit une diminution de plus de 26% par rapport à la situation pré-réforme.

9. La comparaison des valeurs observées et des simulations avant la réforme s'apparente à un test placebo.

FIGURE 2 – Estimation de l’effet de la réforme sur le Salaire Journalier de Référence (en euros)



5.1.2 Effet de la réforme sur l’allocation journalière effective

TABLEAU 12 – Estimation de l’effet de la réforme sur l’allocation journalière effective moyenne

	(1) $\frac{PJC}{AJE_i}$	(2) $\log \frac{PJC}{AJE_i}$	(3) $\frac{PJC12m}{AJE_i}$	(4) $\log \frac{PJC12m}{AJE_i}$
Traité	-2,996*** (0,121)	-0,087*** (0,008)	-2,962*** (0,123)	-0,090*** (0,008)
Période	-1,704*** (0,101)	-0,074*** (0,006)	-1,850*** (0,101)	-0,079*** (0,006)
Traité × Période	-5,980*** (0,138)	-0,417*** (0,009)	-6,072*** (0,139)	-0,438*** (0,009)
Constant	25,590*** (0,078)	2,959*** (0,005)	25,500*** (0,079)	2,945*** (0,005)
Observations	243 104	243 982	243 022	243 982
R ²	0,117	0,073	0,118	0,076
R ² ajusté	0,117	0,073	0,118	0,076

Écart-types robustes à l’hétéroscédasticité entre parenthèses

*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

Source : MiDAS (Minima Sociaux, Droits d’Assurance-chômage, parcours Salariés) - FHS et FNA (France Travail), MMO (DARES) & Allstat-FR6 (CNAF)

Une fois quantifiée la perte de SJR pour les personnes ayant eu une carrière hachée, nous pouvons donc quantifier l’effet de la réforme sur l’allocation. Sachant qu’il y a une perte estimée

du SJR de 14,43 euros en moyenne, le montant de l'allocation doit également être impactée. Nous avons donc réalisé une estimation de l'effet de la réforme via une régression d'un modèle de double différence de l'allocation journalière effective, *i.e.* celle augmentée du RSA et de la PPA qu'ont touché les bénéficiaires, après appariement et dont les résultats sont contenus dans le Tableau 12. Nous avons deux types de régressions avec l'allocation en niveau pour avoir l'effet en euros et une autre en logarithme pour avoir une semi-élasticité et donc avoir un effet relatif. Les régressions ont été réalisées sur les allocations touchées sur l'ensemble de la PJC (colonnes (1) et (2)) et celles touchées sur les 12 premiers mois de la PJC (colonnes (3) et (4)).

Nous voyons que l'effet négatif est assez prononcé, malgré l'effet d'atténuation lié aux règles de calcul de l'AJ sur les variations du SJR d'un côté, et la compensation partielle par les minima sociaux de l'autre côté. En effet, l'un des arguments utilisés par le gouvernement lors de la mise en place de la réforme était que les minima sociaux pouvaient en partie compenser la baisse de l'AJ due à la réforme. Nous voyons pourtant une baisse de 5,98 euros (resp. 6,07 euros) sur l'ensemble de la PJC (resp. sur les 12 premiers mois de la PJC), ce qui représente une baisse de 34,10% (resp. 35,47%) du montant de l'allocation effective (allocation journalière d'assurance chômage, prime d'activité et/ou RSA) touchée par les demandeurs d'emploi. Il y a donc une paupérisation directe de cette population. En effet, la baisse du SJR peut induire deux effets concomitants : une baisse de l'allocation journalière d'assurance chômage, qui semble ne pas être compensée par les minima sociaux (PPA & RSA), que l'on observe ici, tandis que la plus faible indemnisation des demandeurs d'emploi en activité réduite peut les conduire à dépasser le seuil de cumul (défini par le SJR). Il convient maintenant de regarder les résultats sur le deuxième volet d'incitation supposée de la réforme : le retour à l'emploi.

5.2 Effet de la réforme sur le retour à l'emploi

La réduction du SJR, bien que permettant de réaliser des économies sur le plan comptable n'est pas le but principal affiché de cette réforme. La réinsertion rapide et pérenne sur le marché de l'emploi est sensée être l'effet principal de la réforme via deux mécanismes: (i) le manque de ressource liée à cette réforme doit être une incitation à retrouver un emploi plus rapidement pour combler le manque à gagner ; (ii) puisque la réforme implique un manque à gagner, la recherche d'emploi deviendrait une alternative moins désirable et se traduirait par une recherche de stabilité dans l'emploi plus importante pour les individus ayant un historique de carrière hachée. Nous allons tout d'abord regarder comment évolue le point (i) avec l'introduction de la réforme ; puis nous regarderons l'impact de la réforme sur la stabilité de l'emploi retrouvé afin d'estimer le point (ii).

5.2.1 Effet de la réforme sur la durée de recherche d'emploi jusqu'à en retrouver un

Le Tableau 13 présente les résultats de l'effet de la réforme sur la durée de la période de recherche d'emploi, à partir d'un modèle de Cox estimant la probabilité instantanée de sortie du chômage.

Tout d'abord, que ce soit avant ou après la réforme, on observe que les individus traités, *i.e.* ceux ayant un parcours d'emploi discontinu, ont une probabilité de sortir du chômage plus

TABLEAU 13 – Estimation de l’effet de la réforme sur la durée de la recherche d’emploi, soit ici sur la probabilité instantanée de sortie du chômage (modèle de Cox)

	(1)	(2)
Traité	0,345*** (0,009)	0,351*** (0,009)
Période	0,054*** (0,007)	0,061*** (0,007)
Traité × Période	0,066*** (0,011)	0,058*** (0,011)
Nature contrat	Non	Oui
Observations	183 199	183 199
Pseudo R-squared	0,002	0,002
Log likelihood	-2 034 000	-2 030 000
Chi-squared	6 512	7 618

Écart-types robustes à l’hétéroscédasticité entre parenthèses
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Source : MiDAS (Minima Sociaux, Droits d’Assurance-chômage, parcours Salariés) - FHS et FNA (France Travail), MMO (DARES) & Allstat-FR6 (CNAF)

importante que ceux qui ont un parcours continu (le coefficient Traité est positif). Ensuite, il semble qu’à la suite de l’application de la réforme, les individus, quelque soit leur parcours d’emploi, ont également une probabilité plus importante de sortir de la recherche d’emploi, comme le signifie la positivité des coefficients de la variable Période.

Enfin, concernant l’effet de la réforme sur les individus impacté par la réforme, nous trouvons que la probabilité de sortir du chômage pour les individus ayant une carrière discontinue augmente (coefficient Traité × Période positif), que nous prenions en compte l’estimation sans la nature du contrat ou avec la nature du contrat (respectivement les colonnes (1) et (2)). De même, l’ampleur de l’effet semble également être comparable, *i.e.* environ 6 points de pourcentage, ce qui se traduit par une diminution d’environ 10 jours sur les 168,500 jours de recherche en moyenne. Ce résultat pointe vers un retour plus rapide du travail de la population ciblée par la réforme, en accord avec la volonté exprimée par les décideurs publics.

Néanmoins, la question n’était pas seulement sur la reprise du travail quelque soit le contrat, mais d’un emploi pérenne. En effet, le but était que les individus sortent durable du chômage afin de ne pas avoir des phénomènes de répétitions d’entrées et sorties de l’emploi. C’est pourquoi nous cherchons dans la partie suivante à évaluer le caractère pérenne du retour à l’emploi.

5.2.2 Effet de la réforme sur la pérennité de l’emploi retrouvé

Pour analyser l’effet de la réforme sur la pérennité du retour à l’emploi, nous nous attachons à deux facettes de ce retour: (i) la durée du premier contrat et (ii) la nature du contrat.

TABLEAU 14 – Estimation de l'effet de la réforme sur la durée du premier contrat de travail retrouvé

	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS		Cox	
Traité	-51,710*** (1,154)	-50,300*** (1,138)	0,646*** (0,014)	0,590*** (0,014)
Période	-11,860*** (1,086)	-11,590*** (1,069)	0,085*** (0,011)	0,098*** (0,011)
Traité × Période	-47,910*** (1,099)	-46,150*** (1,079)	0,925*** (0,012)	0,855*** (0,012)
Durée recherche d'emploi				
×1	-0,143*** (0,002)	-0,140*** (0,002)	0,001*** (0,000)	0,001*** (0,000)
×Période	-0,028*** (0,002)	-0,025*** (0,002)	0,000*** (0,000)	0,000*** (0,000)
×Traitement	0,135*** (0,002)	0,132*** (0,002)	-0,002*** (0,000)	-0,002*** (0,000)
×Traité×Période	0,951*** (0,001)	0,924*** (0,001)	-0,010*** (0,000)	-0,009*** (0,000)
Type de contrat (<i>ref</i> : CDI)				
– CDD		-12,960*** (0,653)		0,133*** (0,007)
– CTT		-41,260*** (0,660)		0,631*** (0,009)
– Autre		16,570*** (2,146)		-0,180*** (0,020)
Constant	121,400*** (0,914)	135,500*** (1,032)		
Observations	189 106	189 106	176 091	176 091
R ²	0,270	0,287		
R ² ajusté	0,270	0,287		
Pseudo-R ²			0,011	0,013
Log-vraisemblance			-1 919 000	-1 913 000
Chi-squared			61 258	67 626

*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

Écart-types robustes à l'hétéroscédasticité entre parenthèses

Source : MiDAS (Minima Sociaux, Droits d'Assurance-chômage, parcours Salariés)
- FHS et FNA (France Travail), MMO (DARES) & Allstat-FR6 (CNAF)

Durée du contrat retrouvé En premier lieu, nous nous intéressons à la première dimension : la durée du premier contrat. Le Tableau 14 contient le résultat des régressions sur la variable de la durée du premier contrat retrouvé. Les colonnes (1) et (2) ont été estimées via les MCO, tandis que les colonnes (3) et (4) l'ont été via la méthode de Cox. Premièrement, on voit que la réforme a globalement un effet négatif sur la durée du premier contrat retrouvé pour les

individus traités, *i.e.* ceux précarisés par la réforme de par leurs parcours discontinus (variable $Traité \times Période$). Concernant les régressions réalisées par les MCO, mise à part la régression ne prenant pas en compte le type de contrat (colonne 1), on voit que la réforme a réduit la durée du premier contrat retrouvé. Ce résultat est confirmé par les régressions à hasards proportionnels estimées par la méthode de Cox : la réforme induit une augmentation de la probabilité de sortir rapidement du premier emploi pour les individus traités. Cet emploi, que l'on considère ou non la nature du contrat de travail retrouvé, montre que l'on perd entre 46 et 48 jours d'emploi dans ce premier contrat. Nous trouvons des résultats similaires avec le modèle de Cox. En effet, cette réforme se traduit par une augmentation de la probabilité instantanée de sortir de cet emploi de 85 points de pourcentage à 92 points de pourcentage pour la population ciblée par la réforme. Même si cette réforme semble légèrement diminuer la durée de recherche d'emploi, elle conduit à accepter des emplois plus courts. Nos estimations montrent, en effet, que la réforme diminue la durée de l'emploi retrouvé.

Dans ces estimations (Tableau 14), nous prenons également en compte la durée passée en recherche d'emploi à la fois seule et en conjonction de l'effet de la réforme via un terme d'interaction avec la variable $Traité \times Période$. La première permet de capturer l'effet direct de la durée passée à rechercher un emploi sur la durée passée en emploi, tandis que la seconde permet d'estimer l'effet joint de la durée de la période de recherche avec le fait d'être affecté par la réforme. En premier lieu, nous observons que la durée seule à un effet assez limitée sur la durée du contrat, bien que significative. Néanmoins, la durée de recherche d'emploi étant un nombre de jour(s), il est normal que l'effet marginal d'un jour en plus ne soit pas conséquent. En second lieu, le croisement entre la variable de double différence avec la durée de recherche d'emploi montre qu'un temps passé plus important en recherche d'emploi se traduit soit par un allongement de la durée du contrat, soit par une réduction de la probabilité de sortir de l'emploi. Il semblerait donc que l'objectif de la réforme aille à rebours de ce dont aurait besoin les demandeurs d'emploi : plus de temps pour trouver une situation plus pérenne.

Toutefois, les effets peuvent être non-linéaires avec la durée de l'emploi. C'est pourquoi nous avons réalisé des estimations de probits ordonnés sur la variable de durée de contrat transformée en 4 classes (Tableau 15):(i) les contrats inférieurs à 5 jours ($]0; 5j[$);(ii) les contrats supérieurs à 5 jours et inférieurs à 4 mois ($]5j; 4m[$);(iii) les contrats de 4 mois à moins d'un an ($]4m; 12m[$); et(iv) les contrats d'un an et plus ($]12m; +\infty[$). Nous prenons cette dernière catégorie comme référence dans notre analyse, puisque cela représente la catégorie de contrats la plus représentative d'une situation d'emploi pérennisée. Les résultats sont présentés dans les Tableau 15. Comme expliqué dans la Section 4.3.1, les résultats présentés sont les différences d'effets marginaux entre la modalité de référence et l'une des autres classes de durées de contrat de travail (voir *ci-avant*).

En premier lieu, concernant l'effet de la réforme seule (colonnes (1) et (2)), nous observons que l'effet de la réforme semble globalement être en U-inversé : des contrats très courts (moins de 5 jours) moins probables que les contrats plus longs (12 mois et plus), mais des contrats à durée intermédiaire (5 jours à 4 mois et 4 mois à un an) plus probables que les contrats plus longs (12 mois et plus). De plus, lorsque l'on prend en compte la nature du contrat retrouvé (colonne (2)), les effets mesurés par la réforme se réduisent, indiquant une importante contribution des contrats dans l'explication de la durée du contrat retrouvé. Cela semble logique, puisqu'un CDI aura une durée potentiellement plus longue qu'un CDD ou qu'un contrat temporaire.

TABLEAU 15 – Effet de la réforme sur la durée du premier contrat retrouvé

	Durée 1er contrat (ref : > 12 mois)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ATET	[12m; +∞[-[0j; 5j[0,08260*** (0,00461)	0,04026*** (0,00447)	0,08244*** (0,00461)	0,03454*** (0,00434)	0,09915*** (0,00595)	0,00258 (0,00597)
	[12m; +∞[-[5j; 4m[-0,00761*** (0,00044)	-0,00096*** (0,00022)	-0,00756*** (0,00044)	-0,00063*** (0,00019)	-0,00914*** (0,00058)	-0,00008 (0,00019)
	[12m; +∞[-[4m; 12m[-0,02156*** (0,00122)	-0,01391*** (0,00155)	-0,02143*** (0,00121)	-0,01224*** (0,00155)	-0,02575*** (0,00156)	-0,00094 (0,00217)
Durée de retour à l'emploi	[12m; +∞[-[0j; 5j[0,00010*** (0,00001)	-0,00078*** (0,00001)	0,00017*** (0,00001)	-0,00078*** (0,00001)
	[12m; +∞[-[5j; 4m[-0,00001*** (0,00001)	0,00001*** (0,00000)	-0,00002*** (0,00000)	0,00003*** (0,00000)
	[12m; +∞[-[4m; 12m[-0,00003*** (0,00000)	0,00028*** (0,00000)	-0,00004*** (0,00000)	0,00028*** (0,00000)
Duree de retour à l'emploi × ATET	[12m; +∞[-[0j; 5j[-0,00019*** (0,00003)	0,00013*** (0,00003)
	[12m; +∞[-[5j; 4m[0,00002*** (0,00000)	-0,00000*** (0,00000)
	[12m; +∞[-[4m; 12m[0,00005*** (0,00001)	-0,00005*** (0,00001)
Secteurs	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui
Nature	non	oui	non	oui	non	oui	oui

Écart-types robustes à l'hétéroscédasticité entre parenthèses

*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

Source : MiDAS (Minima Sociaux, Droits d'Assurance-chômage, parcours Salariés) - FHS et FNA (France Travail), MMO (DARES) & Allstat-FR6 (CNAF)

Lorsque l'on regarde la spécification tenant compte de la durée de recherche d'emploi (colonnes (3) et (4)), nous voyons que : (i) vis-à-vis de l'effet de la réforme, nous voyons que les contrats longs (supérieurs ou égaux à 1 an) sont plus aisément retrouvés que les contrats très courts (inférieurs à 5 jours), mais que les contrats avec des durées intermédiaires (5 jours à 4 mois et 4 mois à un an) sont plus probablement retrouvés que les contrats à durée longues ; (ii) vis à vis l'effet de la durée de retour à l'emploi, nous constatons que l'effet s'inverse si on prend en compte la nature du contrat de travail, pointant vers un biais de variable omise important lorsqu'on ne prend pas en compte cette variable. Ainsi, plus la durée de recherche d'emploi s'allonge, plus grande est la probabilité de retrouver un contrat de très courte durée plutôt qu'un contrat de longue durée, mais surtout, retrouver un contrat de longue durée est plus probable que de retrouver un contrat de durée intermédiaire.

Enfin, lorsque l'on prend en compte l'interaction entre le fait d'être affecté par la réforme et la durée de recherche d'emploi (colonnes (5) et (6)), nous mettons en évidence que lorsque l'on estime le modèle avec la spécification complète, l'effet seul de la réforme devient non-significatif. Cela semble cohérent avec la baisse de l'amplitude des effets lorsque l'on contrôle de la nature du contrat retrouvé (colonnes impaires vs paires) et de facteurs additionnels (colonnes (2) vs (4) vs (6)). Concernant l'effet de la durée de recherche d'emploi sur la durée du 1^{er} contrat de travail retrouvé, les résultats ne sont pas modifiés. Finalement, l'effet conjoint de la réforme et de la durée de recherche d'emploi sur la spécification complète (colonne (6)), montre un effet en U-inversé : il est plus probable de retrouver un contrat long plutôt qu'un contrat très court lorsque la durée de recherche d'emploi augmente pour les individus affectés par la réformes, tandis que retrouver un contrat à durée intermédiaire est plus probable que de retrouver un contrat long au fur et à mesure que la durée de recherche s'allonge pour ces mêmes individus.

Ainsi, augmenter d'un jour sa recherche d'emploi pour les allocataires affectés par la réforme

se traduit par une probabilité plus élevée de 0,013 point de pourcentage d'avoir un contrat de plus d'un an plutôt qu'un contrat de moins de 5 jours, mais d'une probabilité quasiment identique (resp. 0.005 point de pourcentage en moins) d'avoir un contrat d'une durée supérieure à 12 mois comparativement à un contrat d'une durée comprise entre 5 jours et 4 mois (resp. entre 4 mois et 12 mois).

Nous observons donc que la nature des contrats retrouvés a un effet particulièrement important sur l'amplitude, le signe et la significativité des estimations des coefficients liés à nos variables d'intérêt. Pour cette raison, il nous semble crucial de regarder plus en détail l'effet de la réforme sur la nature du contrat retrouvé.

Nature du contrat retrouvé Comme noté dans la Section 5.2.2, la nature du contrat de travail retrouvé est cruciale pour comprendre l'effet de la réforme sur la pérennité du retour à l'emploi, d'autant plus lorsque l'on joint la dimension "durée de recherche d'emploi". Nous avons donc modélisé dans le Tableau 16 la probabilité d'obtenir un CDI plutôt qu'un autre type de contrat en utilisant une nouvelle fois la méthodologie expliquée dans la Section 4.3.1 et appliquée précédemment. Nous avons estimé trois modèles (colonnes (1) à (3)) : (i) la spécification avec seulement l'effet de la réforme ; (ii) la spécification en prenant en compte la durée de recherche d'emploi en log ; (iii) la spécification en prenant en compte la durée de recherche d'emploi en niveau. Nous observons que l'introduction de la réforme semble avoir un impact positif et significatif sur la probabilité de retrouver un emploi considéré comme plus pérenne. En effet, pour les individus traités, la réforme semble se traduire par une augmentation de la probabilité d'obtenir un CDI plutôt qu'un contrat de travail temporaire de 3,90 points de pourcentage (resp. 2,53 points de pourcentage pour un contrat à durée déterminée) pour le premier contrat.

Néanmoins, lorsque l'on contrôle de la durée de recherche d'emploi, les conclusions sur l'effet de la réforme s'inversent. En effet, la probabilité de retrouver un contrat est largement influencée par la durée de recherche d'emploi. En introduisant la durée de recherche d'emploi en logarithme (colonne (2)) ou en niveau (colonne (3)), nous obtenons un effet soit négatif (colonne (2)) soit non-significatif (colonne (3)) de la réforme sur la probabilité de trouver un CDI comparativement à un contrat temporaire. Plus un demandeur d'emploi aura pris du temps dans sa recherche d'emploi, plus il aura une probabilité importante de trouver un CDI plutôt qu'un CDD ou un contrat temporaire. De manière paradoxale, la réforme vise à réduire la période passée à chercher un emploi en détériorant les conditions d'indemnisations de ceux ayant un parcours discontinu afin d'obtenir un emploi pérenne. Il y a donc une dissociation entre le but poursuivi de la réforme, *i.e.* un retour pérennisé à l'emploi, et les incitations provoquées par cette dernière.

5.2.3 Discussion des résultats sur les effets de la réforme sur le retour à l'emploi (durée de recherche et qualité de l'emploi retrouvé)

Les premiers résultats sur les effets de la réforme sur la durée passée en recherche d'emploi pour les individus « traités », combinés avec ceux sur la qualité de l'emploi retrouvé à la suite de la réforme, pointent vers un effet non-voulu de la réforme : la précarisation des demandeurs d'emplois ayant des carrières hachées, et parmi eux ceux étant particulièrement en difficulté

TABLEAU 16 – Estimation de l'effet conjoint de la réforme et de la durée de retour à l'emploi sur la nature du contrat de travail

		(1)	(2) log(Durée)	(3) Durée
ATET	CDI - Autre	0,02684*** (0,00432)	-0,08556*** (0,01740)	0,00168 (0,00575)
	CDI - CTT	0,03900*** (0,00626)	-0,12338*** (0,02510)	0,00245 (0,00837)
	CDI - CDD	0,02526*** (0,00412)	-0,08254*** (0,01675)	0,00159 (0,00542)
Durée retour à l'emploi	CDI - Autre		-0,02892*** (0,00196)	-0,00020*** (0,00001)
	CDI - CTT		-0,04171*** (0,00282)	-0,00029*** (0,00002)
	CDI - CDD		-0,02790*** (0,00190)	-0,00019*** (0,00001)
Durée retour à l'emploi \times \widehat{ATET}	CDI - Autre		0,02331*** (0,00377)	0,00011*** (0,00003)
	CDI - CTT		0,03362*** (0,00544)	0,00016*** (0,00004)
	CDI - CDD		0,02249*** (0,00364)	0,00010*** (0,00002)

Écart-types robustes à l'hétéroscédasticité entre parenthèses

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

Lecture : L'effet de l'augmentation de la durée de retour à l'emploi, pour un demandeur d'emploi traité en octobre-novembre, d'un jour fait varier la probabilité d'obtenir un CDI plutôt qu'un CDD d'environ 0,01 point de pourcentage. Pour un demandeur d'emploi traité en octobre-novembre, l'effet de l'augmentation de la durée de retour à l'emploi d'un pourcent fait varier la probabilité d'obtenir un CDI plutôt qu'un CDD après la fin de la PJC d'environ +2,24 points de pourcentage.

Source : MiDAS (Minima Sociaux, Droits d'Assurance-chômage, parcours Salariés) - FHS et FNA (France Travail), MMO (DARES) & Allstat-FR6 (CNAF)

pour retrouver un emploi. En effet, comme démontré dans les résultats des régressions sur la durée et la nature du contrat, un demandeur d'emploi qui a été affecté par la réforme du SJR aurait besoin de temps supplémentaire pour retrouver un emploi pérenne. Si cette réduction du temps passé à chercher un emploi était effectivement un objectif affiché de la réforme, elle vient à l'encontre de l'autre objectif, celui de la sortie pérenne de la recherche d'emploi.

Une baisse de l'allocation peut se traduire par des conditions de vie dégradées lors de la recherche d'emploi. Cela peut entraîner un abaissement du seuil d'acceptabilité des contrats proposés, se manifestant par une acceptation de contrats moins avantageux afin de sortir de la situation plus précaire du chômage due au changement de calcul de leur allocation.

6 Les trajectoires des demandeurs d'emploi après la mise en œuvre de la réforme du calcul du SJR en 2021

6.1 Construire une typologie de trajectoires d'emploi et d'indemnisation à partir d'une méthode d'optimal matching

6.1.1 Un panel au service de l'analyse des trajectoires

Nous avons dans cette partie réalisé une typologie des trajectoires des allocataires de l'assurance chômage qui ont ouvert un nouveau droit à l'assurance chômage à la suite de la réforme du calcul du SJR mise en œuvre au 1^{er} octobre 2021. Nous mobilisons pour cela des méthodes d'appariement optimal – *optimal matching* – (Robette, 2011, Studer, 2012). Ces nouvelles règles, comme dit précédemment, ont conduit à modifier le mode de calcul du SJR pour tous les allocataires ayant eu des contrats non contigus durant leur période de référence de calcul (PRC). Cette dernière ayant été parallèlement allongée de 12 à 24 mois. Nous nous sommes appuyés sur le panel principal constitué à partir des données de MiDAS sur une période de 25 mois après l'ouverture de droits. Nous avons restreint notre échantillon en excluant les allocataires ayant un salaire journalier de référence supérieur à 87 euros, soit une population un peu moins importante que le panel utilisé dans la partie précédente en excluant les 10 % des allocataires aux plus hauts salaires afin d'avoir une population plus homogène. Pour la période considérée, tous les allocataires ont ouvert leur nouveau droit en octobre ou novembre 2021¹⁰. Il faut par ailleurs noter qu'ouvrir un droit à l'assurance chômage ne signifie pas inéluctablement bénéficier d'un droit payé sur cette ouverture de droit d'une part, et cela n'implique pas également que ce droit payé ait lieu le premier mois de l'ouverture du droit. Si nous avons contrôlé du fait que tous nos allocataires suivis ont bien eu au moins une ouverture de droit effectivement payée au moins un mois, ces derniers peuvent percevoir cette indemnisation à n'importe quel moment de la période considérée. Seuls 46% de notre échantillon présentent un droit à l'assurance chômage effectivement payé le 1^{er} mois de leur ouverture de droits, mais le reste peut passer par des périodes non payées non consommées : une période de carence liée par exemple à des indemnités supra légales de licenciement, du différé lié

10. Le dernier contrat de travail servant à l'ouverture de droit s'est terminé pour ce panel après le 1^{er} octobre 2021, afin que l'on soit sûr que tous les allocataires aient bien ouvert un droit selon les nouvelles règles en vigueur après le 1^{er} octobre.

aux congés payés par exemple, un décalage lié à un cumul de rémunération avec un emploi, une période de maladie, une absence, des périodes saisonnières, des suspensions non imputables). Par la suite, durant sa période d'indemnisation, le demandeur d'emploi peut encore avoir une suspension de ses droits s'il dépasse par exemple le seuil de cumul avec une activité réduite. Le plafond est tel que l'allocation ajoutée au salaire ne peut dépasser l'ancien salaire brut (Plafond = $SJR \times 30,42$). Si le salaire issu de l'activité réduite se situe en-dessous du plafond, l'allocataire peut cumuler sa rémunération et une partie de son allocation (nombre de jours indemnisés = $[ARE \text{ mensuelle pour un mois complet sans activité} - (\text{rémunération brute mensuelle} \times 0,70)] / \text{montant de l'AJ}$). Le nombre de jours non indemnisés est alors appelé décalage, car ces derniers sont reportés et ne modifient pas la durée totale d'indemnisation en jours. En outre, durant sa période d'ouverture de droit, l'allocataire peut également connaître des périodes non payées consommées, liées par exemple à des exclusions temporaires. Les allocataires de l'assurance chômage peuvent donc passer durant leur période d'ouverture de droit par des périodes indemnisées, des périodes non indemnisées, une activité professionnelle qui donne lieu à un cumul ou non avec leur allocation, mais également par des périodes où ils perçoivent le Revenu de solidarité active (RSA) ou la Prime d'activité (PPA), en cumul de leur ARE ou non. Nous avons cherché à construire des états sur la base des différentes variables qui permettent de caractériser la situation de l'individu (statut vis-à-vis de l'indemnisation, des minima sociaux et de l'emploi) tout au long de son parcours à partir de l'ouverture des droits à l'assurance chômage. Étant donné la taille de notre panel et afin de mener cette méthode d'analyse de séquences, nous avons dû tirer des échantillons aléatoires, selon une méthode du plus proche voisin. Notre échantillon a été construit de sorte que traités (aux parcours discontinus) et non traités (aux parcours continus) soient représentatifs. Notre échantillon total est donc constitué de 52% de non traités et de 48% de traités (voir Tableau 18), ce qui correspond à la part de traités et de non traités de notre panel initial (voir *ci-avant* Section 3). Le passage par chaque état a été également introduit en termes de critères d'échantillonnage. Pour s'assurer de la robustesse de nos résultats, nous avons tiré plusieurs échantillons de notre population auxquels nous avons appliqué la méthode d'*optimal matching*.

6.1.2 La méthode d'*optimal matching*

La méthode d'*optimal matching* mobilisée ici a été utilisée pour la première fois en informatique pour la recherche de chaînes de caractères. Elle s'est développée en biologie moléculaire pour l'analyse des séquences d'ADN ou des protéines, puis a été introduite en sciences sociales au début des années 1990 grâce aux travaux d'Abbott et de ses co-auteurs (Abbott et Forrest, 1986, Abbott et Tsay, 2000). Ces méthodes reposent, dans un premier temps, sur l'utilisation d'une mesure de distance entre trajectoires pour en déduire, dans un second temps, une typologie permettant d'identifier et d'analyser les régularités existantes dans les trajectoires des demandeurs d'emploi indemnisables par l'allocation d'Aide au retour à l'emploi (ARE). Elles reposent sur l'analyse des séquences et permet d'étudier les successions de différents états dans la trajectoire. Une séquence est définie comme une liste ordonnée d'états, chaque état correspondant à une situation dans laquelle se trouve un individu à un moment donné. A titre d'exemple, une séquence pourrait correspondre au fait d'être indemnisé par l'assurance chômage puis de cumuler indemnisation et activité professionnelle puis d'avoir uniquement des heures travaillées. Ces méthodes d'*optimal matching* ont été utilisées dans différents travaux en économie et sociologie de l'éducation (Léonard Moulin et Harari-Kermadec, 2016, Chauvel

et collab., 2014), mais également dans les travaux traitant des questions d'emploi, de chômage et d'indemnisation chômage (Grégoire et collab., 2021, Issehnane et Merchaoui, 2020, Gilles et collab., 2018, Issehnane et collab., 2016). Cette analyse centrée sur les trajectoires des individus au regard de l'emploi, du chômage et de l'indemnisation chômage vise à mettre en évidence la diversité des parcours des demandeurs d'emploi ouvrant un droit à l'assurance chômage, à la suite de la réforme du SJR de 2021. Il s'agit ensuite d'analyser les différences et similitudes entre ceux ayant connu des périodes d'emploi fractionnées et ceux ayant connu des parcours contigus. Ainsi, il s'agit de construire une typologie de trajectoires à partir du panel des individus ouvrant un droit à l'assurance chômage entre le 1^{er} octobre et le 30 novembre 2021, décrits *ci-avant*.

6.1.3 La définition des états

L'analyse statistique exploratoire qui a été menée nous a conduit à définir nos états à partir des différentes variables que nous avons à disposition. Nous avons cherché à introduire à la fois des paramètres liés à leur activité professionnelle, à leur situation vis-à-vis de l'indemnisation par l'assurance chômage ainsi que leur recours aux minima sociaux. Nous commençons par définir des états en fonction du fait d'être indemnisé par l'ARE (allocation d'aide au retour à l'emploi), le fait de percevoir un salaire (cumul ou non dans le cadre d'une activité réduite), et de percevoir la prime d'activité (PPA) ou le RSA. Nous retenons 7 états :

- (1) Indemnisé par l'ARE, pas de salaire issu d'une activité réduite (AR), pas de PPA ou RSA ;
- (2) Indemnisé par l'ARE, salaire issu d'une AR, pas de PPA ou RSA ;
- (3) Indemnisé par l'ARE, RSA ou PPA ;
- (4) Non indemnisé par l'ARE, salaire issu d'une activité professionnelle, pas de PPA ou RSA ;
- (5) Non indemnisé par l'ARE, salaire issu d'une activité professionnelle, PPA ou RSA ;
- (6) Non indemnisé par l'ARE, pas de salaire issu d'une activité professionnelle, RSA ou PPA ;
- (7) Ne perçoit aucun revenu / manquant (en emploi chez un particulier-employeur par exemple)¹¹ .

6.1.4 Objectifs

Notre objectif est de mettre en évidence si les individus au parcours antérieur fragmenté s'inscrivent dans des trajectoires encore marquées par la discontinuité de l'emploi ou encore par un recours accru à des compléments de revenu telle que la prime d'activité. La question de l'enfermement dans une trajectoire instable du point de vue de l'emploi et du revenu (recours aux minima sociaux, contrats courts ou récurrence au chômage) ou celle de la possibilité d'un tremplin vers une trajectoire marquée par la stabilité financière et celle de l'emploi sont au cœur de notre analyse. Nos états ont été définis afin que les groupes types qui se dégagent ne soient pas trop tautologiques.

11. L'état 7 correspond aux états manquants : à cette date l'individu n'est pas indemnisé, n'enregistre aucun salaire et ne bénéficie pas de minima sociaux

6.2 Les caractéristiques de nos groupes de trajectoires des demandeurs d'emploi ouvrant un droit à l'assurance chômage après la réforme du 1^{er} octobre 2021

L'analyse de séquences suivie d'une classification hiérarchique ascendante ont permis de dégager 4 groupes de trajectoires-types :

- (1) Le groupe des longues périodes d'indemnisation par l'assurance chômage
- (2) Le groupe de l'insertion rapide vers l'emploi salarié
- (3) Les groupe des sorties de nos fichiers
- (4) Le groupe des cumuls avec les aides sociales (RSA & PPA)

Nous présentons *ci-après* la description de nos groupes de trajectoires des demandeurs d'emploi ayant ouvert un droit à l'assurance chômage selon les nouvelles règles mises en œuvre au 1^{er} octobre 2021. Les Tableaux 17 à 20 présentent les caractéristiques des classes de trajectoires des allocataires, ainsi que la répartition entre traités et non traités.

6.2.1 Description des groupes de trajectoires des allocataires ouvrant un droit en Octobre-Novembre 2021

La classe 1 : le groupe des longues périodes d'indemnisation par l'assurance chômage (11% des trajectoires : 14% des non traités et 9% des traités) Le premier groupe est celui caractérisé par des allocataires qui présentent de longues durée d'indemnisation chômage. Depuis leur ouverture de droit, ils passent en moyenne, 13 mois en étant indemnisés seulement sur les 25 mois observés . Ils sont également les plus nombreux à passer au moins une fois par cet état. C'est la classe qui présente la plus longue période d'indemnisation chômage : 16 mois au total sur les 25 mois, en moyenne, en prenant en compte les périodes où ils ont été indemnisés seulement, indemnisés en cumulant indemnisation d'assurance chômage et activité réduite, ou indemnisation et RSA ou prime d'activité. Ils représentent 11% des trajectoires des allocataires suivis après la réforme. En moyenne, ils connaissent 6 transitions entre les différents états. C'est la classe qui présente le plus de non traités (59%), ce qui est compréhensible au regard de leurs trajectoires passées et de leur durée d'indemnisation plus importante. Les allocataires de ce groupe présentent également une indemnisation mensuelle moyenne plus importante (759€) pour les traités et 810€ pour les non traités), que les autres allocataires.

Nous rappelons que nous avons exclu de notre panel les allocataires aux plus hauts revenus, au-delà de ceux touchés par la dégressivité. Nous avons également restreint notre échantillon aux moins de 53 ans, ce qui exclu les allocataires les plus âgés, généralement aux revenus antérieurs plus importants et donc aux allocations généralement plus élevées. Ainsi, pour l'ensemble de l'échantillon, quelque soit la classe d'appartenance, l'indemnisation moyenne est de 756€ pour les non traités et 691€ pour les traités.

Dans ce groupe des longues périodes d'indemnisation par l'assurance chômage, les hommes sont largement majoritaires chez les traités (59%), tandis que les femmes représentent un tout petit peu plus de la moitié des non traités (51%). Plus généralement, les traités sont davantage des hommes, en raison notamment de leur surreprésentation dans les contrats courts, notamment les contrats de travail temporaires (CTT), ce qui les amènent plus souvent à être

FIGURE 3 – chronogrammes - 4 classes de trajectoires d’allocataires ouvrant des droits à l’assurance chômage en octobre et novembre 2021

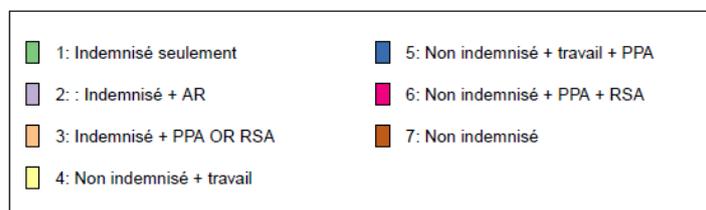
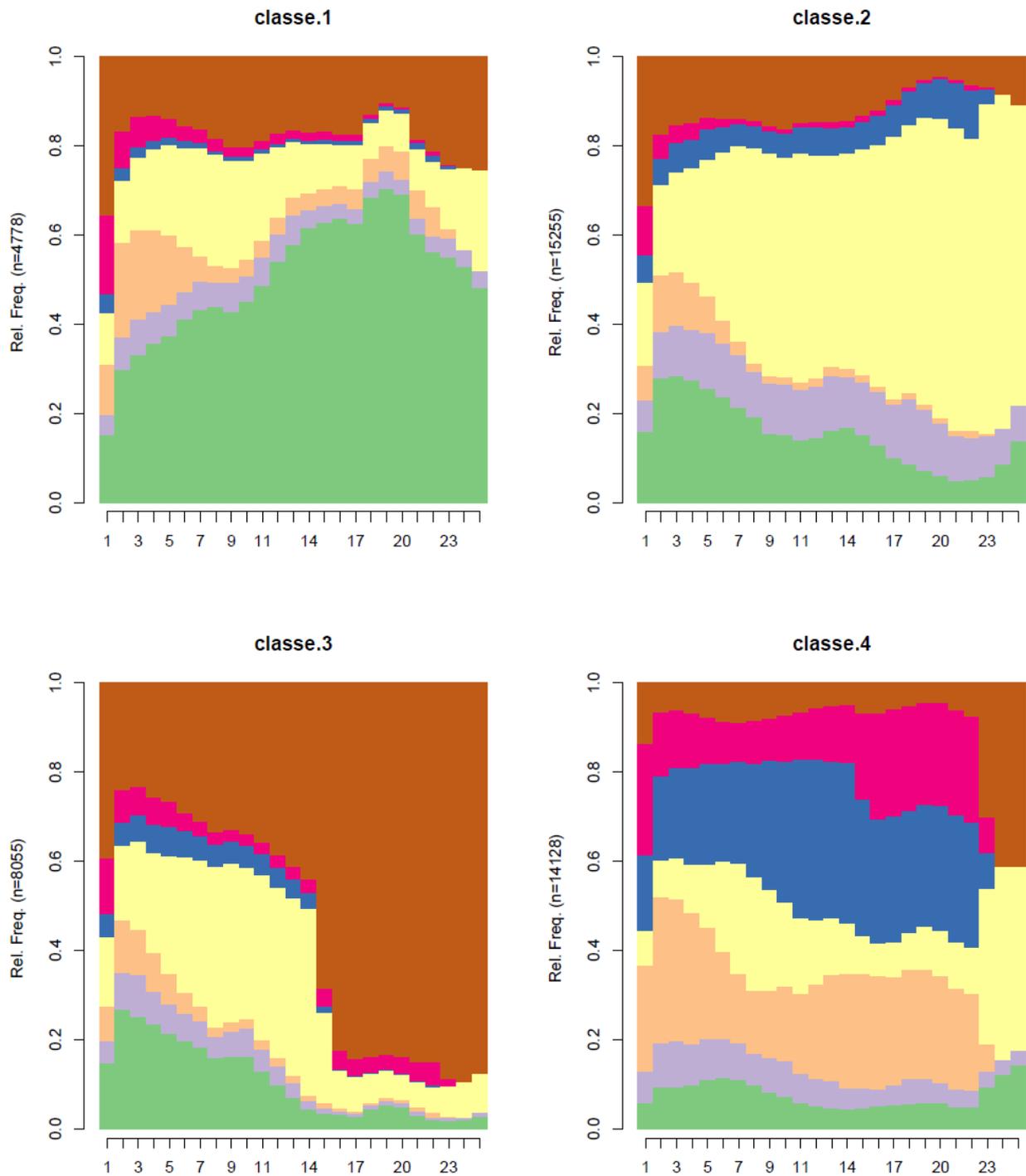


FIGURE 4 – Tapis 1 - 4 classes de trajectoires d'allocataires ouvrant des droits à l'assurance chômage en octobre et novembre 2021

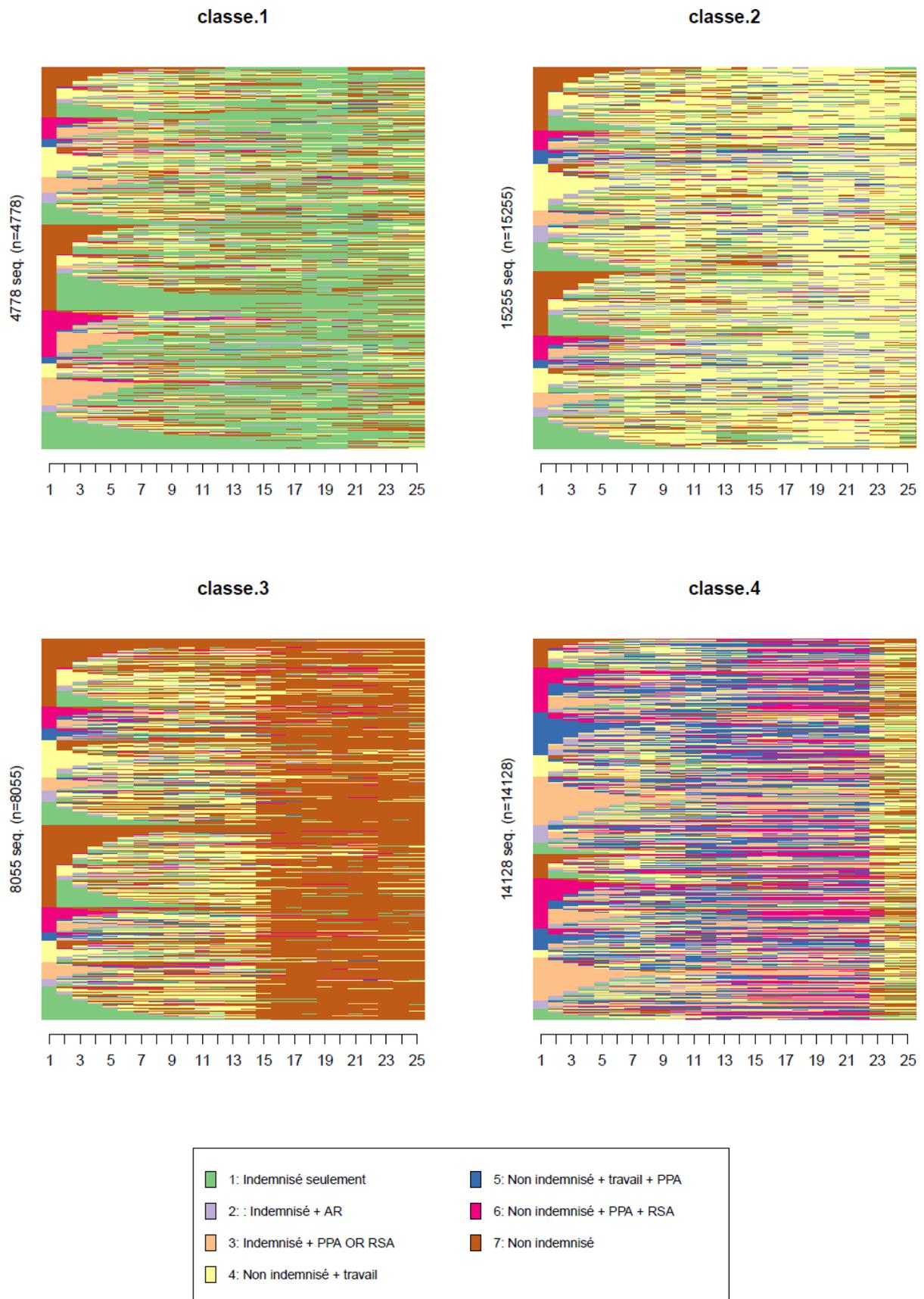


FIGURE 5 – Tapis 2 - 4 classes de trajectoires d'allocataires ouvrant des droits à l'assurance chômage en octobre et novembre 2021

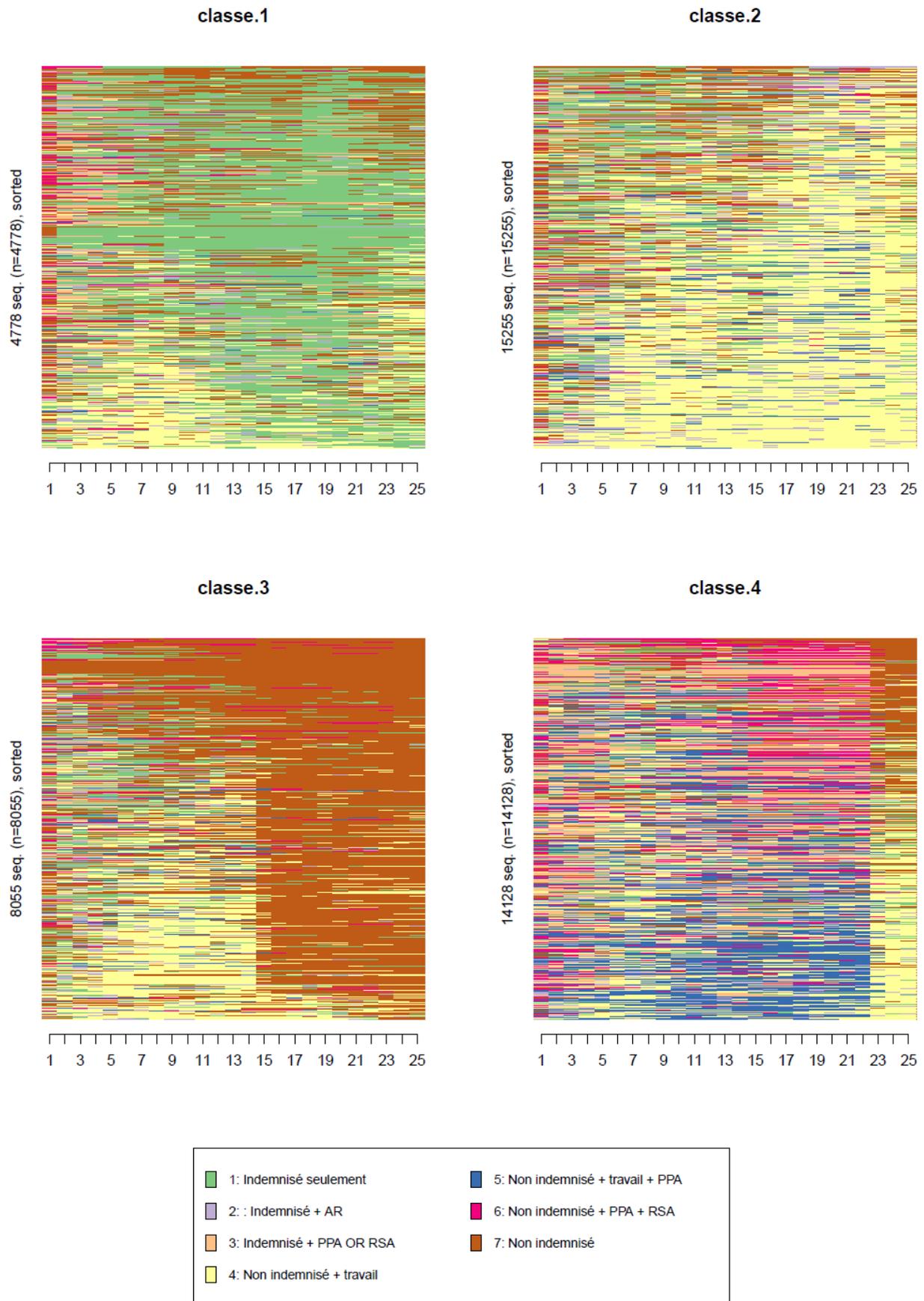


TABLEAU 17 – Caractéristiques des classes de trajectoires professionnelles

	Classe 1	Classe 2	Classe 3	Classe 4
Nombre de mois dans les états :				
– 01 : <i>Indemnisé seulement</i>	12,61	3,82	2,69	1,93
– 02 : <i>Indemnisé+AR</i>	1,27	2,76	0,89	1,56
– 03 : <i>Indemnisé + PPA OR RSA</i>	1,73	0,83	0,74	5,11
– 04 : <i>Non indemnisé+travail</i>	3,83	12,48	5,16	4,08
– 05 : <i>Non indemnisé+travail+PPA</i>	0,31	1,49	0,76	6,08
– 06 : <i>Non indemnisé+PPA+RSA</i>	0,72	0,46	0,97	3,62
– 07 : <i>Non indemnisé</i>	4,53	3,15	13,80	2,63
Au moins un épisode :				
– 01 : <i>Indemnisé seulement</i>	99,83	77,84	68,72	56,19
– 02 : <i>Indemnisé+AR</i>	56,82	82,43	54,79	72,54
– 03 : <i>Indemnisé + PPA OR RSA</i>	41,02	26,25	23,84	75,64
– 04 : <i>Non indemnisé+travail</i>	66,97	98,57	79,60	82,81
– 05 : <i>Non indemnisé+travail+PPA</i>	14,65	33,58	21,79	80,83
– 06 : <i>Non indemnisé+PPA+RSA</i>	26,96	21,59	28,22	68,76
– 07 : <i>Non indemnisé</i>	85,54	76,18	99,99	69,30
Nombre de transitions	5,99	7,24	5,38	7,72
Ensemble	11,30	36,10	19,10	33,50

dans le groupe des traités (cf. Tableau 2). Chez les non-traités, c'est une classe d'allocataires moins jeunes comparée aux autres classes de trajectoires. Même si l'échantillon a été tronqué aux moins de 53 ans, la proportion de plus de 50 ans y est la plus importante, comparée aux autres classes. La part des moins des 30 ans chez les non traités y est de même plus faible (36% contre 42% pour l'ensemble des non traités). Chez les traités, les moins de 30 ans sont largement majoritaires (53% de l'ensemble des traités quelle que soit la classe), et on retrouve cette même proportion également dans cette classe de trajectoires. Les demandeurs d'emploi les plus jeunes sont en effet plus nombreux à avoir connu des parcours d'emploi discontinus, du fait de leur prévalence au sein des contrats temporaires. Toutes classes confondues, les non traités sont plus diplômés que les traités, et inversement, les traités disposent d'un niveau de diplôme généralement plus faible. Le fait d'être traité est en effet fortement lié à toutes ces variables (âge, sexe, diplômes, etc.) qui les conduisent plus souvent à occuper des contrats temporaires, et avoir donc une probabilité plus importante d'avoir connu un parcours d'emploi discontinu durant leur PRC.

Au sein de cette classe de trajectoires aux longues périodes d'indemnisation seules, les sans diplômes chez les non traités y sont peu nombreux (3% contre 14% de sans diplômes chez l'ensemble des non traités). La situation n'est pas semblable chez les traités de cette classe, si l'on regarde la distribution par niveau de diplôme, qui est assez comparable à celle de l'ensemble des traités (16% des traités). Par ailleurs, au sein des deux populations, les individus de cette classe sont plus nombreux à habiter en Île-de-France (18% chez les non traités et 14% chez les traités), que dans les autres classes. En termes de distribution, on ne trouve pas de différence entre traités et non traités au sein de ce groupe de trajectoires. Le

TABLEAU 18 – Caractéristiques sociodémographiques des demandeurs d'emploi selon le statut de traitement et les classes

	Non Traités					Traités				
	Classe 1	Classe 2	Classe 3	Classe 4	Ensemble	Classe 1	Classe 2	Classe 3	Classe 4	Ensemble
Sexe :										
– Femme	51,10%	50,63%	48,87%	55,45%	51,80%	41,12%	40,67%	42,28%	48,75%	43,93%
– Homme	48,90%	49,37%	51,13%	44,55%	48,20%	58,88%	59,33%	57,72%	51,25%	56,07%
Age :										
– <30 ans	35,59%	40,14%	46,08%	44,20%	41,95%	53,06%	52,14%	59,94%	50,94%	53,18%
– [30 ans ; 40 ans[35,63%	31,82%	31,21%	31,33%	32,08%	27,04%	24,99%	22,71%	27,77%	25,77%
– [40 ans ; 50 ans[21,79%	22,14%	17,92%	20,00%	20,58%	16,07%	18,35%	14,37%	17,38%	17,09%
– ≥ 50 ans	6,99%	5,89%	4,79%	4,47%	5,39%	3,83%	4,52%	2,98%	3,91%	3,96%
Niveau de diplôme :										
– Sans diplôme	3,32%	15,41%	14,60%	17,66%	14,48%	16,38%	16,51%	13,82%	17,22%	16,28%
– Cap/BEP	30,32%	24,09%	20,31%	28,21%	25,33%	28,16%	27,12%	23,18%	32,28%	28,38%
– Bac	30,03%	27,03%	24,50%	25,90%	26,51%	28,57%	28,52%	28,26%	27,34%	28,05%
– Bac +2	17,14%	15,48%	16,27%	14,00%	15,38%	12,24%	13,22%	13,16%	11,57%	12,52%
– Bac +3 et +4	11,97%	10,09%	10,70%	8,76%	10,03%	9,08%	9,39%	11,96%	8,08%	9,35%
– Bac+5 et +	7,22%	7,92%	13,61%	5,46%	8,26%	5,56%	5,25%	9,61%	3,51%	5,43%
Région d'habitation :										
– Île-de-France	18,30%	12,60%	16,54%	10,78%	13,65%	14,34%	11,19%	13,48%	8,78%	11,00%
– DOM-TOM	3,74%	2,05%	2,09%	4,12%	2,92%	2,81%	1,33%	1,30%	2,11%	1,74%
– Autres Régions France métropolitaine	77,96%	85,35%	81,36%	85,10%	83,43%	82,86%	87,49%	85,22%	89,11%	87,26%
Nationalité :										
– Français	84,00%	84,30%	84,14%	85,04%	84,45%	84,39%	84,25%	84,48%	86,32%	85,06%
– Européens	7,27%	6,54%	6,03%	4,21%	5,83%	6,99%	6,25%	6,60%	3,26%	5,29%
– Autre	8,73%	9,16%	9,83%	10,75%	9,72%	8,62%	9,50%	8,92%	10,42%	9,65%
Secteur d'activité :										
– Agriculture, sylviculture et pêche	2,19%	4,25%	3,48%	1,60%	3,00%	5,45%	5,68%	4,92%	3,16%	4,61%
– Industries extractives, énergie, eau, gestion des déchets et dépollution	0,90%	0,79%	1,00%	0,72%	0,83%	0,73%	0,43%	0,46%	0,47%	0,48%
– Industrie manufacturière	8,09%	6,95%	8,11%	5,87%	7,02%	4,57%	3,59%	4,09%	3,30%	3,66%
– Construction	7,73%	6,97%	7,61%	4,77%	6,54%	4,00%	2,51%	3,68%	2,45%	2,83%
– Commerce de gros et de détail, transport, hébergement et restauration	39,19%	39,82%	34,69%	39,64%	38,63%	28,91%	28,95%	25,05%	25,33%	26,94%
– Information et communication	1,55%	1,77%	2,71%	1,55%	1,86%	1,45%	0,95%	1,44%	0,81%	1,03%
– Activités financières et d'assurance	1,47%	1,32%	1,89%	1,17%	1,41%	0,57%	0,77%	1,06%	0,47%	0,69%
– Activités immobilières	1,37%	1,18%	1,22%	0,98%	1,15%	0,00%	0,61%	0,64%	0,56%	0,54%
– Activités spécialisées, scientifiques et Administration publique, enseignement, santé et action sociale	13,95%	15,69%	17,24%	15,81%	15,80%	39,65%	42,74%	43,25%	46,93%	44,08%
– Autres activités de services	16,83%	14,74%	15,30%	20,00%	16,75%	11,21%	9,93%	11,56%	12,42%	11,23%
	6,72%	6,51%	6,74%	7,89%	7,01%	3,48%	3,85%	3,84%	4,11%	3,91%
Distribution :										
– Intra statut de traitement	13,95%	35,18%	20,44%	30,44%	100,00%	8,91%	37,02%	17,83%	36,25%	100,00%
– Population générale	6,68%	16,84%	9,78%	14,57%	47,86%	4,64%	19,30%	9,30%	18,90%	52,14%

TABLEAU 19 – Caractéristiques sociodémographiques des demandeurs d'emploi selon l'appartenance aux classes

	Classe 1	Classe 2	Classe 3	Classe 4	Ensemble
Sexe :					
– Femme	47,00%	45,29%	45,63%	51,64%	47,67%
– Homme	53,00%	54,71%	54,37%	48,36%	52,33%
Age :					
– < 30 ans	42,76%	46,55%	52,83%	48,00%	47,80%
– [30 ans; 40 ans[32,11%	28,18%	27,07%	29,32%	28,79%
– [40 ans; 50 ans[19,44%	20,12%	16,19%	18,52%	18,76%
– ≥ 50 ans	5,69%	5,16%	3,91%	4,16%	4,65%
Niveau de diplôme :					
– Sans diplôme	17,52%	16,04%	14,26%	17,46%	16,34%
– Cap/BEP	26,66%	25,69%	21,70%	30,49%	26,64%
– Bac	26,68%	27,81%	26,32%	26,70%	27,03%
– Bac+2	13,56%	14,26%	14,75%	12,62%	13,73%
– Bac3 et +4	9,69%	9,71%	11,31%	8,37%	9,57%
– Bac+5 et +	5,88%	6,49%	11,66%	4,36%	6,69%
Région d'habitation :					
– Île-de-France	16,67%	11,84%	15,04%	9,64%	12,26%
– DOM-TOM	3,36%	1,66%	1,70%	2,98%	2,30%
– Autres Régions de France métropolitaine	79,97%	86,50%	83,26%	87,38%	85,44%
Nationalité :					
– Français	84,16%	84,27%	84,31%	85,77%	84,77%
– Européens	7,16%	6,38%	6,31%	3,67%	5,55%
– Autre	8,69%	9,34%	9,39%	10,56%	9,68%
Secteur d'activité :					
– Agriculture, sylviculture et pêche	3,53%	5,02%	4,19%	2,49%	3,84%
– Industries extractives, énergie, eau, gestion des déchets et dépollution	0,83%	0,60%	0,73%	0,58%	0,64%
– Industrie manufacturière	6,65%	5,14%	6,14%	4,41%	5,26%
– Construction	6,20%	4,57%	5,68%	3,45%	4,59%
– Commerce de gros et de détail, transport, hébergement et restauration	34,98%	33,97%	29,95%	31,50%	32,50%
– Information et communication	1,51%	1,33%	2,09%	1,13%	1,43%
– Activités financières et d'assurance	1,10%	1,02%	1,48%	0,77%	1,04%
– Activités immobilières	0,81%	0,87%	0,94%	0,74%	0,83%
– Activités spécialisées, scientifiques et Administrations publiques, enseignement, santé et action sociale	24,47%	30,23%	30,03%	33,51%	30,64%
– Autres activités de services	14,53%	12,15%	13,46%	15,69%	13,85%
Distribution :	11,00%	36,00%	19,00%	34,00%	100,00%

TABLEAU 20 – Statistiques par classes et statut de traitement

Classe	Traités	Individus	Durée de travail mensuel moyen	Montant de RSA versable moyen	Montant de PPA versable moyen	Montant d'Aide au Logement moyen	Indemnisation moyenne Toutes	Indemnisation moyenne Positives
Toutes	Toutes	42 183	19,18	397,82	147,13	206,58	489,81	663,19
Toutes	Non-traités	20 196	19,18	404,32	153,25	209,10	566,45	725,52
Toutes	Traités	21 987	19,18	392,94	141,88	204,44	419,45	605,77
1	Toutes	4 768	18,15	408,35	149,73	210,98	685,65	756,38
2	Toutes	15 244	20,44	370,00	134,14	188,09	493,01	690,94
3	Toutes	8 043	17,07	384,17	129,86	209,65	478,32	665,16
4	Toutes	14 128	19,19	403,34	157,00	211,51	426,68	599,26
1	Non-traités	2 817	17,99	403,70	156,67	212,94	753,76	809,91
1	Traités	1 951	18,32	413,77	138,99	207,72	575,17	758,64
2	Non-traités	7 104	20,47	370,96	140,14	190,76	544,41	720,80
2	Traités	8 104	20,41	369,25	129,15	185,83	485,36	650,01
3	Non-traités	4 125	16,93	394,91	135,46	210,33	587,72	679,41
3	Traités	3 918	17,19	374,78	124,24	209,01	421,33	631,91
4	Non-traités	6 150	19,42	412,58	163,85	214,44	408,77	605,60
4	Traités	7 978	19,02	396,95	151,73	209,28	381,44	559,99

Source : MiDAS (Minima Sociaux, Droits d'Assurance-chômage, parcours Salariés) - FHS et FNA (France Travail), MMO (DARES) & Allstat-FR6 (CNAF)

secteur semble jouer davantage sur le fait d'être traités ou non traités, avec une prévalence de certains secteurs chez les traités comparés à ceux des non traités, comme le secteur agricole ou les activités spécialisées, scientifiques et techniques et les activités de services administratifs et de soutien.

La classe 2 : Le groupe de l'insertion rapide vers l'emploi salarié (36% des trajectoires : 35% des non traités et 37% des traités). La seconde classe regroupe les allocataires qui quittent le chômage indemnisé et s'insèrent rapidement vers l'emploi salarié. Ils constituent la classe de trajectoires la plus importante, avec 36% des allocataires de notre panel. Ce groupe de demandeurs d'emploi aux trajectoires d'insertion rapide vers l'emploi comporte davantage d'hommes que dans l'ensemble de l'échantillon (55% contre 52%). Ils passent 13 mois sur les 25 mois observés à être non indemnisés et à disposer d'un contrat de travail salarié (dont un mois en moyenne en percevant une prime d'activité). Si on rajoute l'activité réduite cumulée avec leur indemnisation, ils passent au total 16 mois sur les 25 observés en moyenne en emploi salarié.

C'est la classe de trajectoires qui présentent le plus d'heures travaillées en moyenne par mois : 20 heures, avec un nombre d'heures semblables entre traités et non traités. Ils ont également connu des mois d'indemnisation seule (sans cumul avec une activité professionnelle). Ils effectuent en moyenne 7 transitions entre les différents états, ce qui nous permet de dire que leur trajectoire ne les conduit pas à passer directement d'un état caractérisé par une indemnisation seule à un état où il exerce une activité professionnelle salariée, leur parcours est donc loin d'être linéaire. Les individus composant ce groupe peuvent reprendre une activité professionnelle réduite¹² tout en cumulant leur allocation d'assurance chômage, être non indemnisé, reprendre un travail en bénéficiant d'une prime d'activité, puis retrouver un emploi sans être indemnisé. Cette classe présente une majorité de trajectoires d'allocataires ayant eu un parcours discontinu (53%).

12. voir *ci-avant* pour la définition des seuils de cumul d'une activité réduite avec l'allocation chômage.

La classe 3 : Les groupe des sorties de nos fichiers (19% des trajectoires : 20% des non traités et 18% des traités). Représentant près d'un cinquième des trajectoires de notre panel, les allocataires appartenant à ce groupe de trajectoires se caractérisent par une sortie rapide du chômage indemnisé, à l'instar des individus composant le groupe de l'insertion rapide vers l'emploi salarié. Ils se distinguent cependant de ces dernier par l'absence d'emploi salarié visible dans les MMO, soit parce qu'ils deviennent salariés pour un particulier-employeur, soit parce qu'ils exercent une activité non salariée, soit encore parce qu'ils deviennent inactifs ou actifs inoccupés tout en étant sortis du chômage indemnisable. Notre population, comme dit précédemment, est entièrement constitué d'allocataires ayant obtenu une ouverture de droits à l'assurance chômage au titre des nouvelles règles mises en œuvre après le 1^{er} octobre 2021 et ont tous bénéficié au moins une fois d'une indemnisation effectivement payée. Ces allocataires sont ceux qui ont passé le plus de mois sans être indemnisés et sans exercer une activité salariée (14 mois sur les 25 mois observés).

Parmi les allocataires de cette classe de trajectoires, 80% sont passés au moins une fois par une activité professionnelle salariée sans être indemnisés, et plus de la moitié ont cumulé au moins un mois un revenu tiré d'une activité salariée avec leur assurance chômage. Ils ont connu en moyenne 5 transitions entre les différents états. Cette classe se distingue par les plus jeune âge des individus la composant : près de la moitié de jeunes de moins de 30 ans chez les non traités, et 60% chez les non traités, ce qui confirme une de nos hypothèses de départ. Cette classe de trajectoires comporte des parcours qui amènent vers la sortie du chômage indemnisable, avec une possible reprise d'un emploi (80% d'entre eux ont connu au moins un épisode d'emploi salarié sans être indemnisé), mais n'arrivent néanmoins pas à se stabiliser dans un emploi à la fin de la période observée. On constate également que ce sont des demandeurs d'emploi davantage diplômés, la part de bac+5 atteint 14% pour les non traités, et 10% pour les traités (contre respectivement 8% et 5% pour l'ensemble des non traités et traités de l'échantillon). Cette classe serait donc davantage caractéristique d'une période de sas d'entrée dans la vie active de jeunes diplômés du supérieur après une première courte période d'emploi, qui les a conduit à passer par une bref expérience de chômage indemnisé.

La classe 4 : Le groupe des cumuls avec le RSA & la Prime d'activité (34% des trajectoires : 30% des non traités et 36% des traités). Le quatrième groupe est celui caractérisé par des allocataires qui bénéficient d'aides sociales comme le RSA ou la prime d'activité, soit en restant indemnisé, soit sans être indemnisé, en ayant un emploi . C'est le groupe qui présente le plus de transitions entre les différents états (8 en moyenne). Ils représentent plus d'un tiers des trajectoires des allocataires suivis. Ils sont les plus nombreux à avoir été indemnisé tout en recevant le RSA ou la prime d'activité (près de 80%). Ils passent d'ailleurs plus de mois dans cet état comparés aux autres classes (5 mois en moyenne). Ils sont également plus de 80% à avoir travaillé en cumulant une prime d'activité. Parmi les allocataires de cette classe, 73% ont bénéficié du cumul d'une partie de leur allocation d'aide au retour à l'emploi avec le revenu tiré de leur activité. C'est la classe d'allocataires qui passent le moins de temps en tant qu'indemnisés seulement (2 mois sur les 25 mois observés).

On remarque, que parmi l'ensemble des classes de trajectoires, seule la 1^{re} classe présente une durée d'indemnisation seule de plus d'un an, mais pour toutes les autres classes, cet état n'est qu'un passage de courte durée. Cela ne signifie pas qu'ils ne bénéficient pas d'indemnisation d'assurance chômage, mais que cette dernière est souvent cumulée avec une prestation

sociale de solidarité ou avec une activité rémunérée. Cette classe 4 est avant tout caractérisée par le fait que ces allocataires aient pendant leur parcours d'indemnisation ou à la sortie du chômage indemnisables perçu des prestations sociales de solidarité, comme le RSA ou la PPA.

C'est la classe qui comprend la part la plus importante de traités (56%), comparée aux autres classes de trajectoires. En outre, les allocataires de la classe des cumuls avec le RSA & la Prime d'activité perçoivent les plus faibles allocations d'assurance chômage : 606€ en moyenne pour les non traités et 560€ en moyenne chez les traités. Dans ce groupe caractérisé par un recours plus important aux prestations sociales de solidarité, on constate que les femmes sont davantage présentes comparé aux autres groupes de trajectoires : elles représentent 52% des individus composant cette classe (contre 48% pour l'ensemble de l'échantillon).

Chez les traités, elles sont 49%, contre 44% chez l'ensemble des allocataires ayant un parcours discontinu. Chez les non traités, elles représentent 55% des allocataires de cette classe, contre 52% chez l'ensemble des allocataires ayant eu un parcours continu durant leur PRC. Par ailleurs, c'est une population qui réside moins en Île-de-France. Les traités de cette classe sont concentrés dans le secteur des activités spécialisées, scientifiques et techniques et activités de services administratifs, qui est un secteur tout particulièrement féminin.

7 Conclusion

Cette étude vise à évaluer l'effet de la réforme, mise en œuvre le 1^{er} octobre 2021, du calcul du salaire journalier de référence (SJR) sur lequel repose le calcul de l'allocation d'assurance chômage, appelée allocation d'aide au retour à l'emploi (ARE).

Avant l'entrée en vigueur de la réforme, le SJR était calculé en divisant les salaires perçus sur les 12 derniers mois par le nombre de jours travaillés sur cette même période. La réforme a introduit depuis le 1^{er} octobre 2021 deux changements dans le mode de calcul. En premier lieu, elle conduit à un allongement de la période de référence de calcul (PRC) de 12 mois à 24 mois (pour les moins de 53 ans). Depuis la réforme, les salaires pris en compte dans la détermination du SJR sont ceux compris entre le dernier contrat de travail avant l'ouverture de droits à l'assurance chômage et le premier contrat de travail dans les 24 derniers mois, correspondant désormais à la période d'affiliation. D'autre part, le dénominateur n'est plus constitué des seuls jours travaillés durant la PRC, mais de l'ensemble des jours calendaires (qu'ils aient été couverts par un contrat de travail ou non) entre le premier contrat de travail occupé sur la période et le dernier contrat de travail. Ainsi, sont désormais pris en compte non seulement les jours travaillés, mais également les jours non travaillés durant la PRC. Cette modification du mode de calcul du SJR peut introduire une baisse du SJR calculé avec les nouvelles règles, et ainsi avoir des effets sur le montant de l'allocation journalière pour les demandeurs d'emploi ayant eu des contrats non contigus durant leur période de référence, c'est-à-dire ceux qui ont eu des périodes d'emplois discontinues. Plus la PRC augmente, plus le risque de connaître des périodes non travaillées s'accroît, et plus l'effet sur le SJR peut être important. Ces allocataires pourront certes potentiellement être indemnisés sur une plus longue période, mais pour un montant d'allocation d'assurance chômage mensuelle plus faible.

Cette recherche vise à fournir des résultats quant à l'évaluation de l'effet global de ce volet de la réforme sur le montant de l'allocation reçue par les demandeurs d'emploi et leur niveau

de revenu global, ainsi que sur le retour à l'emploi en prenant en compte la qualité des emplois retrouvés. Nous comparons une période post-réforme en ne prenant que les individus qui ont ouvert un nouveau droit à l'assurance chômage en octobre-novembre 2021, et une période pré-réforme en mai-juin 2021. Dans le même temps, nous avons défini une population d'individus traités – ceux qui ont eu des contrats non-contigus durant leur PRC – et une population de non-traités – ceux qui ont eu des contrats contigus durant leur PRC -, notre objectif étant de nous intéresser tout particulièrement aux conséquences sur celles et ceux qui ont eu un parcours discontinu avant d'ouvrir un nouveau droit à l'assurance chômage. Nous avons construit notre échantillon de manière à exclure les allocataires de l'assurance chômage de 53 ans et plus, les plus hauts salaires, ou encore les intermittents du spectacle. Nous avons mobilisé pour notre stratégie empirique l'appariement des bases de données MiDAS (Minima sociaux, Droits d'assurance chômage et parcours Salariés).

Notre échantillon principal comprend donc les allocataires qui ont ouvert un nouveau droit après le 1^{er} octobre 2021, tout en ayant terminé leur dernier contrat de travail après le 1^{er} octobre, à la date d'application de la réforme. Parmi cette population, 46% ont connu des contrats non contigus durant leur PRC (parcours discontinu). Pour la période de contrôle, qui regroupe les allocataires ayant eu l'ouverture d'un nouveau droit en mai-juin 2021 selon les règles en vigueur à cette période, près de 38% ont connu un parcours discontinu durant leur PRC. Les allocataires ayant ouvert des droits en octobre-novembre sont en partie des allocataires qui ont pu travailler durant la période estivale avec des contrats saisonniers, et donc avec une plus grande probabilité de présenter des contrats non contigus durant leur PRC. Les allocataires aux parcours discontinus présentent des caractéristiques particulières : davantage d'hommes et de moins diplômés notamment. Nous avons cherché à prendre en comptes ces différences en termes de caractéristiques individuelles et professionnelles, ainsi que les différences entre la période principale et la période de contrôle. Étant donné que nous ne disposons pas d'une base de données en panel dans le sens traditionnel qui nous permette de suivre les individus dans le temps, nous ne pouvons généralement pas observer les individus qui ont ouvert un nouveau droit en octobre-novembre avant la réforme. Afin de pallier cette difficulté, nous avons constitué un pseudo-panel et nous avons déployé deux modélisations empiriques.

En premier lieu, nous mobilisons une méthode de simulation du SJR, que l'on peut définir comme un impact direct. Dans un deuxième temps, nous estimons l'effet de la réforme sur un certain nombre de variables (allocation journalière effective, rapidité du retour à l'emploi, type de contrats, etc.) - un impact moins direct, davantage lié aux comportements des agents, que pour le cas du SJR. La modélisation économétrique de ces variables étant plus complexe, nous n'utilisons donc pas la méthode de simulation. Nous effectuons un appariement (précisément du *Coarsened Exact Matching*), permettant de rééquilibrer et d'homogénéiser les deux populations afin de les rendre comparables, puis d'appliquer des méthodes de double-différences sur différents types de variables : variables continues, polytomiques ordonnées, de durées.

Concernant le SJR, nous observons une baisse assez sensible pour les demandeurs d'emploi ayant eu des carrières discontinues du fait de la réforme. Cette baisse était attendue et est quantifiée à 14.43 euros en moyenne. Bien que le calcul de l'AJ reposant sur le SJR permette de réduire l'effet des variations du SJR, on observe toutefois une baisse significative d'environ 6 euros par jour de l'allocation des demandeurs d'emploi. Cette allocation comprend à la fois l'AJ, mais également les minima sociaux permettant des mécanismes de compensation, *i.e.* le RSA et la PPA. Ces prestations n'ont donc pas permis de compenser la baisse de l'AJ, qui se

traduit par une baisse de niveau de vie pour les demandeurs d'emploi.

Nous avons également étudié la manière dont la réforme a affecté la durée de recherche d'un emploi. Le but affiché étant un retour à l'emploi plus rapide, nous constatons qu'il y a effectivement une probabilité de retour plus rapide à l'emploi. Toutefois, à la lumière des résultats précédents, il semblerait que cela se soit fait au détriment des autres indicateurs de qualité du retour à l'emploi.

De plus, l'objectif affiché par le gouvernement ne semble pas non plus avoir été atteint. La pérennité du retour à l'emploi ne semble pas avoir été affectée positivement par la réforme. La durée des contrats pour ces individus à trajectoires d'emplois passées discontinues semble avoir été affectée négativement par la réforme. De plus, la possibilité de pouvoir chercher plus longtemps un emploi a un effet positif sur la durée du premier contrat retrouvé. Ce dernier résultat pointe vers une meilleure adéquation entre les différents acteurs du marché de l'emploi, ce qui est empêché par la réforme de 2021 qui pousse vers une durée la moins longue possible de la recherche d'emploi.

Concernant le dernier indicateur de qualité de l'emploi que l'on considère, à savoir la nature du contrat de travail retrouvé, nous constatons que, lorsque l'on prend en compte la durée de recherche d'emploi, la réforme : soit n'a pas eu d'effet sur la probabilité d'avoir un contrat considéré comme stable (*i.e.* un CDI) comparativement aux contrats considérés comme plus précaires (CDD, CTT notamment), soit a eu un impact négatif. De plus, l'augmentation de la durée de recherche d'emploi a un impact positif sur la probabilité de retrouver un emploi plus stable.

Par la suite, nous nous sommes intéressés aux trajectoires des allocataires. En effet, en raison des modifications du système d'emploi et des différentes réformes du système d'assurance chômage, les parcours des allocataires de l'assurance chômage ne se résument plus à une période d'indemnisation seule qui se termine et se poursuit par la reprise d'un emploi seul, sans percevoir de cumul d'indemnisation d'assurance chômage ou de prestations sociales de solidarité. Aujourd'hui, les trajectoires sont moins linéaires, plus diffuses et les transitions d'un état à un autre plus importantes. Les périodes de cumul avec l'assurance chômage, le RSA, la prime d'activité et les revenus tirés d'une activité professionnelle sont aussi plus fréquentes. Nous avons cherché à construire des états sur la base des différentes variables qui permettent de caractériser la situation de l'individu (statut vis-à-vis de l'indemnisation, des minima sociaux et de l'emploi) tout au long de parcours des allocataires, à partir de l'ouverture des droits à l'assurance chômage.

Nous avons, à partir de ces états, réalisé une typologie des trajectoires des allocataires de l'assurance chômage qui ont ouvert un nouveau droit à l'assurance chômage à la suite de la réforme du calcul du SJR mise en œuvre au 1^{er} octobre 2021, en les suivant sur une période de 25 mois après l'ouverture de droits. Nous avons mobilisé pour cela une méthode d'appariement optimal – *optimal matching*. Si nous avons contrôlé du fait que tous nos allocataires suivis ont bien eu au moins une ouverture de droit effectivement payée au moins un mois, ces derniers peuvent percevoir cette indemnisation à n'importe quel moment de la période considérée. Seuls 46% de notre échantillon présente un droit à l'assurance chômage effectivement payé le 1^{er} mois de leur ouverture de droits, le reste peut notamment passer par des périodes non payées non consommées (une période de carence ou de différé par exemple). Par la suite, durant leurs périodes d'indemnisation, les allocataires peuvent encore avoir une sus-

pension de leurs droits s'il dépassent par exemple le seuil de cumul avec une activité réduite. Les allocataires de l'assurance chômage peuvent donc passer par des périodes effectivement indemnisées, des périodes non indemnisées, une activité professionnelle qui donne lieu à un cumul ou non avec leur allocation, mais également des périodes où ils perçoivent le Revenu de solidarité active (RSA) ou la Prime d'activité (PPA), en cumul de leur ARE ou non.

L'analyse de séquences a permis de dégager 4 groupes de trajectoires-types : le groupe des longues périodes d'indemnisation par l'assurance chômage, le groupe de l'insertion rapide vers l'emploi salarié, le groupe des sorties de nos fichiers, le groupe des cumuls avec les aides sociales (RSA & PPA). Le premier groupe est celui caractérisé par des allocataires qui présentent de longues durées d'indemnisation chômage. En moyenne, ils passent 13 mois en étant indemnisés seulement sur les 25 mois observés depuis leur ouverture de droit. Ils représentent un peu plus de 10% des trajectoires d'allocataires de notre panel. C'est une classe d'allocataires moins jeunes comparée aux autres classes de trajectoires, et une classe où on trouve davantage des non traités. Le second groupe est celui caractérisé par des allocataires qui quittent rapidement le chômage indemnisé et s'insèrent rapidement dans l'emploi salarié. Ils constituent la classe de trajectoires la plus importante, avec 36% des trajectoires d'allocataires de notre panel, mais cela ne signifie pas pour autant que cet emploi est pérenne. Ils effectuent en moyenne 7 transitions entre les différents états. Cette classe présente une majorité de trajectoires d'allocataires ayant eu un parcours discontinu (53%).

Le troisième groupe est celui caractérisé par des allocataires qui sortent également rapidement du chômage indemnisé mais qui ne rejoignent pas l'emploi salarié, visible dans les MMO, soit parce qu'ils deviennent salariés pour un particulier-employeur, soit parce qu'ils deviennent non salariés, soit encore parce qu'ils deviennent inactifs ou actifs inoccupés tout en étant sortis du chômage indemnisable. Ils représentent près d'un cinquième des trajectoires d'allocataires de notre panel. Cette classe comporte près de la moitié de jeunes de moins de 30 ans chez les non traités, et 60% chez les traités, ce qui confirme qu'elle peut représenter une période de sas instable entre la sortie de formation initiale et l'accès à un emploi pérenne. Le quatrième groupe est caractérisé par des allocataires qui bénéficient d'aides sociales comme le RSA ou la prime d'activité, soit en restant indemnisés, soit sans être indemnisés, en ayant un emploi ou non. C'est le groupe qui présente le plus de transitions entre les différents états (8 en moyenne). Il représente plus d'un tiers des trajectoires des allocataires suivis. C'est la classe qui comprend la part la plus importante de traités (56%), comparés aux autres classes de trajectoires. C'est la classe de trajectoires qui présente les allocations d'assurance chômage les plus faibles. On constate que les femmes sont davantage présentes dans cette classe comparée aux autres classes.

Notre recherche devrait se poursuivre par une meilleure mesure de la qualité de l'emploi retrouvé, en particulier en mobilisant la PCS (la profession et catégorie socio-professionnelle) du contrat retrouvé comparé à celle du dernier contrat avant l'ouverture de droit. L'analyse des trajectoires devrait être affinée, d'une part par la distinction sur davantage de classes de trajectoires et d'autre part, par une analyse toutes choses égales par ailleurs concernant l'effet d'être traité sur l'appartenance à un type de trajectoires par rapport à une autre. La complexité de nos analyses économétriques, du traitement et de l'appariement de nos différentes bases de données implique la mobilisation d'autres outils afin de comprendre les effets de cette réforme, en particulier l'utilisation d'enquêtes de terrain afin de mieux ouvrir la boîte noire des effets de cette réforme.

Références

- Abbott, A. et J. Forrest. 1986, «Optimal matching methods for historical sequences», *The Journal of Interdisciplinary History*, vol. 16, n° 3, p. 471–494.
- Abbott, A. et A. Tsay. 2000, «Sequence analysis and optimal matching methods in sociology : Review and prospect», *Sociological methods & research*, vol. 29, n° 1, p. 3–33.
- Auray, S. et N. Lepage-Saucier. 2021, «Stepping-stone effect of atypical jobs : Could the least employable reap the most benefits?», *Labour Economics*, vol. 68, p. 101–114.
- Beffy, M. et E. Coudin. 2007, «Les quatre saisons de l’emploi. une partition pour étudiants», *Insee première*, vol. 1119.
- Bertoni, D., D. Curzi, G. Aletti et A. Olper. 2020, «Estimating the effects of agri-environmental measures using difference-in-difference coarsened exact matching», *Food Policy*, vol. 90, doi :<https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2019.101790>, p. 101–114.
- Blackwell, M., S. Iacus, G. King et G. Porro. 2009, «Cem : Coarsened exact matching in stata», *The Stata Journal*, vol. 9, n° 4, doi :[10.1177/1536867X0900900402](https://doi.org/10.1177/1536867X0900900402), p. 524–546.
- Boampong, R. 2020, «Evaluating the Energy-Saving Effects of a Utility Demand-Side Management Program : A Difference-in-Difference Coarsened Exact Matching Approach», *The Energy Journal*, vol. 0, n° Number 4, doi :[10.5547/01956574.41.4.rb](https://doi.org/10.5547/01956574.41.4.rb), p. 185–208.
- Bouvard, F., L. Rambert, L. Romanello et N. Studer. 2013, «How have the hartz reforms shaped the german labour market», *Trésor Economics*, vol. 110.
- Cahuc, P. et C. Prost. 2015, «Améliorer l’assurance chômage pour limiter l’instabilité de l’emploi», *Les notes du conseil d’analyse économique*, , n° 5, p. 1–12.
- Chauvel, S., P. Clément, D. Flacher, H. Harari-Kermadec, S. Issehnane, L. Moulin et U. Palheta. 2014, «Frais d’inscription et parcours des étudiants dans l’enseignement supérieur», *Céreq*, p. 139.
- Christofides, L. N. et C. J. McKenna. 1996, «Unemployment insurance and job duration in canada», *Journal of Labor Economics*, vol. 14, n° 2, p. 286–312.
- Clémot, A. 2003, «La saisonnalité du chômage», *Informations statistiques, Insee Pays-de-la-Loire*, vol. 74, n° 85.
- Cockx, B. et M. Picchio. 2012, «Are short-lived jobs stepping stones to long-lasting jobs?», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 74, n° 5, p. 646–675.
- Coquet, B. et E. Heyer. 2018, «Pour une régulation économique des contrats courts sans contraindre les entreprises, en préservant l’assurance», Sciences Po publications info:hdl:2441/20i450ns209, Sciences Po. URL <https://ideas.repec.org/p/spo/wpmain/infohd12441-20i450ns2095rq83rilpo67bhb.html>.
- Cour des Comptes. 2012, «Le régime des intermittents du spectacle : la persistance d’une dérive massive», cahier de recherche, Cour des Comptes.

- Crédoc. 2018, «Le recours aux contrats courts», cahier de recherche, Crédoc, UNEDIC.
- Dormont, B., D. Fougère et A. Prieto. 2001, «L'effet de l'allocation unique dégressive sur la reprise d'emploi», *Economie et statistique*, vol. 343, n° 1, p. 3–28.
- Eppel, R. et H. Mahringer. 2019, «Getting a lot out of a little bit of work? the effects of marginal employment during unemployment», *Empirica*, vol. 46, p. 381–408.
- Feldstein, M. 1978, «The effect of unemployment insurance on temporary layoff unemployment», *The American Economic Review*, vol. 68, n° 5, p. 834–846.
- Fontaine, M. et J. Rochut. 2014, «L'activité réduite des demandeurs d'emploi : quel impact sur la qualité du retour à l'emploi?», *Revue économique*, vol. 65, n° 4, p. 621–643.
- Fremigacci, F. et A. Terracol. 2013, «Subsidized temporary jobs : lock-in and stepping stone effects», *Applied economics*, vol. 45, n° 33, p. 4719–4732.
- Gerfin, M., M. Lechner et H. Steiger. 2005, «Does subsidised temporary employment get the unemployed back to work? an econometric analysis of two different schemes», *Labour economics*, vol. 12, n° 6, p. 807–835.
- Gilles, F. et S. Issehnane. 2017, «Evaluating the impact of subsidized temporary jobs on labor contract. evidence from france», cahier de recherche, Lille Economie Management.
- Gilles, F., S. Issehnane, L. Moulin et L. Oumeddour. 2018, «The trajectories of jobseekers with reduced activity-a quantitative and qualitative cross-analysis», *Socio-économie du travail*, vol. 2018, n° 3, p. 31–68.
- Grégoire, M., D. Remillon, O. Baguelin, C. Vivès, J. Y. Kim et J. Dulac. 2021, *Emploi discontinu et indemnisation du chômage : quels usages des contrats courts?*, thèse de doctorat, DARES-Ministère de travail.
- Hole, A. et A. Ratcliffe. 2021, «Difference-in-differences with an ordinal dependent variable : assessing the impact of the london bombings on the safety perceptions of muslims», Working paper, ARRAY(0x558127668ad0). URL <https://eprints.whiterose.ac.uk/179790/>, © 2021 The Author(s). For reuse permissions, please contact the Author(s).
- Iacus, S. M., G. King et G. Porro. 2011, «Multivariate matching methods that are monotonic imbalance bounding», *Journal of the American Statistical Association*, vol. 106, n° 493, doi : 10.1198/jasa.2011.tm09599, p. 345–361.
- Iacus, S. M., G. King et G. Porro. 2012, «Causal inference without balance checking : Coarsened exact matching», *Political Analysis*, vol. 20, n° 1, doi :10.1093/pan/mpr013, p. 1–24.
- Issehnane, S., F. Gilles, L. Moulin, L. Oumeddour et F. Sari. 2016, *Le recours à l'activité réduite : déterminants et trajectoires des demandeurs d'emploi*, thèse de doctorat, Conservatoire national des arts et métiers-CNAM ; Centre d'études de l'emploi
- Issehnane, S. et W. Merchaoui. 2020, «Trajectoires des intermittents du spectacle indemnisés», *Culture chiffres*, , n° 4, p. 1–36.

- Joutard, X., N. Havet, A. Penot et L. A. B. Ouali. 2016, «Les différentes formes d'activités réduites et leurs impacts sur les trajectoires professionnelles des actifs expérimentés», cahier de recherche, HAL.
- Khoury, L., C. Brébion et S. Briole. 2019, «Entitled to Leave : the Impact of Unemployment Insurance Eligibility on Employment Duration and Job Quality», Working Papers halshs-02393383, HAL. URL <https://ideas.repec.org/p/hal/wpaper/halshs-02393383.html>.
- Kramarz, F., C. Senfteleben, A. Spitz-Oener et H. Zwiener. 2012, «Les mutations du marché du travail allemand», cahier de recherche, Conseil d'Analyse Économique.
- Kyyrä, T. 2010, «Partial unemployment insurance benefits and the transition rate to regular work», *European economic review*, vol. 54, n° 7, p. 911–930.
- Lalive, R., J. C. Van Ours et J. Zweimüller. 2008, «The impact of active labour market programmes on the duration of unemployment in switzerland», *The Economic Journal*, vol. 118, n° 525, p. 235–257.
- Léonard Moulin, D. F. et H. Harari-Kermadec. 2016, «Tuition fees and social segregation : lessons from a natural experiment at the university of paris 9-dauphine», *Applied Economics*, vol. 48, n° 40, doi :10.1080/00036846.2016.1148253, p. 3861–3876. URL <https://doi.org/10.1080/00036846.2016.1148253>.
- Menger, P.-M. 1997, *La profession de comédien : formations, activités et carrières dans la démultiplication de soi*, FeniXX.
- Menger, P.-M. 2005, *Les intermittents du spectacle*, Editions de l'EHESS.
- Rebollo-Sanz, Y. F. et J. I. García-Pérez. 2015, «Are unemployment benefits harmful to the stability of working careers? the case of spain», *SERIEs*, vol. 6, p. 1–41.
- Rémy, V. et V. Simonnet. 2021, «Quels sont les usages des contrats courts ? pratiques et points de vue d'employeurs et de salariés», *Dares Analyses*, vol. 18.
- Robette, N. 2011, *Explorer et décrire les parcours de vie : les typologies de trajectoires*, CEPED.
- Studer, M. 2012, «Étude des inégalités de genre en début de carrière académique à l'aide de méthodes innovatrices d'analyse de données séquentielles», .
- Unedic. 2019, «Repères sur l'assurance chômage en fonction de la durée des contrats», cahier de recherche, Unedic.
- Unedic. 2021, «Réforme de l'assurance chômage. effets au 1er juillet 2021 du décret du 30 mars 2021 portant diverses mesures relatives au régime d'assurance chômage», cahier de recherche, Unedic.
- Unedic. 2022, «Les indicateurs de l'assurance chômage», *Chiffre clés*, Unedic.

Appendices

A CEM

TABLEAU A.1 – Équilibrage pré-appariement - Ensemble des variables

	(1) PEXANTE	(2) PEXPOST	(2)-(1)
Âge	31,35	32,45	1,1021***
Femme	0,47	0,46	-0,0057***
Traité ("discontinu")	0,38	0,46	0,0813***
Auvergne-Rhône-Alpes	0,13	0,12	-0,0129***
Hauts-de-France	0,09	0,08	-0,0114***
Provence-Alpes-Côte d'Azur	0,08	0,11	0,0283***
Grand Est	0,08	0,07	-0,0085***
Occitanie	0,10	0,11	0,0117***
Normandie	0,05	0,04	-0,0034***
Nouvelle-Aquitaine	0,09	0,10	0,0121***
Centre-Val de Loire	0,04	0,03	-0,0058***
Bourgogne-Franche-Comté	0,04	0,03	-0,0069***
Bretagne	0,05	0,05	0,0016*
Corse	0,00	0,02	0,0117***
Pays de la Loire	0,06	0,06	-0,0050***
Île-de-France	0,15	0,15	-0,0072***
DOM-TOM	0,03	0,02	-0,0044***
Aucune formation scolaire	0,06	0,07	0,0042***
Classes 2e et 1e (études générales)	0,03	0,02	-0,0024***
BEPC-classe 3e achevée	0,04	0,04	-0,0064***
Classes 6e 5e 4e	0,01	0,01	-0,0017***
Certificat études primaires. CPP-CPA	0,02	0,02	-0,0023***
Bac +5 et +	0,09	0,10	0,0120***
Bac +3 et +4	0,10	0,10	0,0030**
Bac +2	0,13	0,14	0,0094***
Bac	0,27	0,26	-0,0116***
CAP / BEP	0,25	0,25	-0,0041**
Français	0,84	0,85	0,0154***
Européen	0,06	0,06	0,0080***
Autre	0,10	0,08	-0,0234***

Source : MiDAS (Minima Sociaux, Droits d'Assurance-chômage, parcours Salariés) - FHS et FNA (France Travail), MMO (DARES) & Allstat-FR6 (CNAF)

TABLEAU A.2 – Équilibrage post-appariement - Ensemble des variables

	(1) PEXANTE	(2) PEXPOST	(2)–(1)
Âge	31,23	32,25	1,0212***
Femme	0,47	0,46	–0,0081***
Traité ("discontinu")	0,38	0,45	0,0746***
Auvergne-Rhône-Alpes	0,13	0,12	–0,0116***
Hauts-de-France	0,09	0,08	–0,0103***
Provence-Alpes-Côte d'Azur	0,08	0,11	0,0261***
Grand Est	0,08	0,07	–0,0077***
Occitanie	0,10	0,11	0,0111***
Normandie	0,05	0,04	–0,0029***
Nouvelle-Aquitaine	0,09	0,10	0,0123***
Centre-Val de Loire	0,04	0,03	–0,0046***
Bourgogne-Franche-Comté	0,04	0,03	–0,0056***
Bretagne	0,05	0,05	0,0022**
Corse	0,00	0,01	0,0035***
Pays de la Loire	0,06	0,06	–0,0036***
Île-de-France	0,16	0,15	–0,0052***
DOM-TOM	0,03	0,02	–0,0036***
Aucune formation scolaire	0,06	0,06	0,0015
Classes 2e et 1e (études générales)	0,02	0,02	–0,0041***
BEPC- classe 3e achevée	0,04	0,03	–0,0074***
Classes 6e 5e 4e	0,00	0,00	–0,0006**
Certificat études primaires. CPP-CPA	0,01	0,01	–0,0030***
Bac +5 et +	0,09	0,10	0,0121***
Bac +3 et +4	0,10	0,10	0,0029**
Bac +2	0,14	0,15	0,0111***
Bac	0,28	0,27	–0,0105***
CAP / BEP	0,26	0,25	–0,0020
Français	0,87	0,89	0,0225***
Européens	0,04	0,04	–0,0020**
Autre	0,09	0,07	–0,0205***

Source : MiDAS (Minima Sociaux, Droits d'Assurance-chômage, parcours Salariés) - FHS et FNA (France Travail), MMO (DARES) & Allstat-FR6 (CNAF)