



Comment estimer la valeur d'un euro d'assurance chômage pour les demandeurs d'emploi

Claudine Desrieux, Paris II Panthéon Assas et CAE, **Reza Ghasemipour**, LSE et Stirced,
Nicolas Grimprel, **Alice Lapeyre**, **Emma Laveissière** et **Rose Salaün**, CAE

Ce *Focus* examine la valeur que les demandeurs d'emploi accordent à l'assurance chômage, un paramètre central pour l'évaluation des leviers de réforme via l'indice d'efficacité de la dépense publique. En mobilisant des données bancaires anonymisées, il estime la chute de consommation consécutive à une perte d'emploi et en déduit la valeur assurantielle de la couverture.

Les résultats indiquent qu'une perte d'emploi entraîne une baisse de consommation d'environ 10,9% à six mois, correspondant à une valorisation moyenne de l'ordre de 1,5 pour 1€ d'allocation. Cette moyenne masque toutefois de fortes disparités : la valeur de l'assurance est plus élevée pour les ménages aux revenus faibles ou disposant de peu de liquidités, et plus faible pour les seniors ou les hauts revenus.

Ces résultats, cohérents avec la littérature, soulignent que la valeur de l'assurance chômage dépend étroitement des contraintes financières des individus et doit être différenciée selon les publics dans l'évaluation des différents leviers de réforme.

Ce *Focus* complète la Note du CAE « [Mesurer l'efficacité de l'assurance chômage](#) », et vise à répondre à une question simple : quelle valeur les demandeurs d'emploi accordent-ils à l'assurance chômage ?

Cette question est centrale pour l'évaluation des leviers de réforme analysés dans la *Note*, qu'il s'agisse de modifier la durée d'indemnisation, les conditions d'éligibilité ou le montant des allocations. En effet, elle détermine comment valoriser 1 € supplémentaire d'indemnisation dans l'indice d'efficacité de la dépense publique (EDP), qui met en regard les gains pour les bénéficiaires et les coûts pour les finances publiques.

Ce *Focus* rappelle dans la première partie les principales méthodes mobilisées dans la littérature pour estimer la valeur de l'assurance chômage et discute leurs avantages et leurs limites. Dans la seconde partie, nous mettons en application l'une de ces méthodes, fondée sur l'observation des variations de consommation après une perte d'emploi. L'intuition est la suivante : plus la consommation chute après une perte d'emploi, plus l'assurance chômage est précieuse pour lisser ce choc de revenu.

Nous mobilisons pour ce faire des données bancaires anonymisées issues du Crédit Mutuel, couvrant la période 2022-2024. Dans le prolongement de premiers travaux français ([Bonnet et al., 2024](#)), nous estimons la chute de consommation associée à l'entrée au chômage à l'aide d'une stratégie d'étude d'événement combinée à un modèle de double différence imputée. Nos résultats mettent en évidence une baisse moyenne de la consommation de 10,9% six mois après une perte d'emploi. En prenant en compte l'aversion des individus envers une fluctuation des revenus, cela amène à une valorisation moyenne d'environ 1,5 pour 1 € de couverture par l'assurance chômage¹. Cet ordre de grandeur est cohérent avec les estimations issues de la littérature récente, en France comme à l'international.

Cette moyenne masque toutefois une forte hétérogénéité selon les leviers de réforme considérés et les populations affectées : les ajustements de consommation sont plus faibles pour les demandeurs d'emploi seniors et à hauts revenus, mais nettement plus marqués pour ceux aux revenus faibles ou aux trajectoires d'emploi plus instables. Ces différences sont étroitement corrélées aux niveaux de liquidité observés dans les données bancaires.

Participation de Crédit Mutuel Alliance Fédérale

Première banque à adopter la qualité d'entreprise à mission, Crédit Mutuel Alliance Fédérale a contribué à cette étude en collaboration avec le Conseil d'analyse économique par l'analyse de données strictement anonymes de ses clients, sur les seuls systèmes d'information sécurisés de Crédit Mutuel en France. Pour Crédit Mutuel Alliance Fédérale, cette démarche s'inscrit dans le cadre des missions qu'il s'est fixées :

- contribuer au bien commun en œuvrant pour une société plus juste et plus durable : en participant à l'information économique, Crédit Mutuel Alliance Fédérale réaffirme sa volonté de contribuer au débat démocratique ;
- protéger l'intimité numérique et la vie privée de chacun : Crédit Mutuel Alliance Fédérale veille à la protection absolue des données de ses clients.

Comment mesurer la valeur de l'assurance chômage ?

La « valeur » de l'assurance chômage n'est pas directement observable. La littérature économique propose plusieurs approches pour l'estimer, qui reposent sur des intuitions différentes. Dans ce *Focus*, nous retenons une approche fondée sur la chute de la consommation, mais il est utile de situer cette méthode par rapport aux autres.

La valeur d'offrir une couverture d'assurance chômage supplémentaire peut être formalisée par le taux marginal de substitution (TMS) entre la consommation en emploi (c_e) et la consommation au chômage (c_c):

$$\text{TMS} = \frac{u'(c_e)}{u'(c_c)}$$

* Nous remercions François Fontaine, Roland Rathelot et Alexandra Roulet, auteurs de la *Note* n°90 que ce *Focus* complète, pour leurs retours constructifs. Nous remercions Lucie Huang, chargée d'étude au CAE, pour ses contributions sur les analyses. Nous remercions le Crédit Mutuel, et en particulier Julien Fourmel, pour la mise à disposition des données bancaires, et pour leurs assistance et retours durant la préparation de ce *Focus*. Nous remercions Julien Grenet, Xavier Jaravel et Augustin Vicard pour leurs retours constructifs sur le *Focus*. Nous remercions Camille Landais pour avoir initié ce projet et pour ses retours constructifs sur l'estimation de la valeur de l'assurance. Nous remercions enfin l'ensemble des membres du CAE et des administrations publiques présentes pour leurs suggestions lors de la réunion interne.

¹ Cette valorisation est faite sous l'hypothèse d'un coefficient d'aversion au risque de 4,5. Sous l'hypothèse alternative d'un coefficient de 2 elle est de 1,2. Voir ci-dessous pour plus de détails sur ce coefficient.

Comment estimer la valeur d'un euro d'assurance chômage pour les demandeurs d'emploi

Le TMS permet ainsi de formaliser les préférences de l'individu entre sa consommation en emploi et au chômage : ainsi, un TMS de 2 indiquerait qu'un individu valorise autant le fait d'avoir 1 € de plus à dépenser quand il est au chômage que le fait d'avoir 2 € de plus à dépenser quand il est en emploi, il serait prêt à renoncer à 2 € de consommation en emploi pour avoir 1 € de plus à consommer au chômage.

La littérature économique a développé plusieurs approches empiriques pour approximer ou borner ce TMS. Cette section présente brièvement les principales méthodes mobilisées, leurs intuitions et leurs limites.

Le salaire de réserve : inférer la valeur de l'assurance à partir des choix d'emploi

L'approche de [Shimer et Werning \(2007\)](#) mobilise le salaire de réserve, qui correspond au salaire minimal qu'un individu est prêt à accepter pour reprendre un emploi, plutôt que de rester au chômage indemnisé. Ce salaire constitue donc un point d'indifférence entre emploi et chômage et permet, en théorie, d'inférer la valeur relative du chômage indemnisé.

Un salaire de réserve élevé suggère que le chômage indemnisé procure une utilité relativement forte par rapport à l'emploi ; à l'inverse, un salaire de réserve bas indique que l'individu tire moins de valeur du chômage indemnisé et est prêt à accepter plus facilement une offre d'emploi.

Empiriquement, cette approche repose le plus souvent sur des données d'enquête, dans lesquelles les demandeurs d'emploi déclarent le salaire minimum auquel ils accepteraient une offre, ou sur l'observation indirecte des salaires effectivement acceptés après une période de chômage.

Sa principale limite est la difficulté de mesurer ce salaire de réserve de manière fiable : les réponses déclaratives sont sensibles au contexte et peuvent s'écarter des comportements réels.

Distinguer deux effets des allocations : soutien à la consommation et incitation à l'emploi

L'approche proposée par [Chetty \(2008\)](#) consiste à exploiter les effets d'une variation des allocations chômage sur les comportements. Une hausse de l'indemnisation produit en effet deux effets opposés. D'une part, un effet d'aléa moral, par lequel des allocations plus généreuses réduisent l'incitation à retrouver rapidement un emploi, allongeant ainsi la durée du chômage. D'autre part, un effet de liquidité, par lequel les allocations permettent de mieux lisser la consommation et de desserrer des contraintes financières.

Empiriquement, cette approche consiste à mesurer ces deux effets à partir de réformes ou de variations du niveau d'indemnisation, en observant à la fois les trajectoires de consommation et les durées de chômage. La valeur de l'assurance est alors d'autant plus élevée que les gains en termes de consommation sont importants relativement aux effets désincitatifs. Cette méthode requiert toutefois des données riches et des variations exogènes crédibles, ce qui limite son application.

Comparer la sensibilité de la consommation aux revenus en emploi et au chômage

Une approche plus récente, proposée par [Landais et Spinnewijn \(2021\)](#), consiste à comparer la manière dont les individus ajustent leur consommation lorsqu'ils reçoivent un revenu supplémentaire, selon qu'ils sont en emploi ou au chômage.

Cette approche repose sur les propensions marginales à consommer (MPC), qui mesurent la part d'un euro supplémentaire de revenu effectivement consommée. Par exemple, si un individu dépense 0,80 € lorsqu'il reçoit 1 € de plus, sa propension marginale à consommer est de 0,8.

L'idée est la suivante : si un euro supplémentaire est davantage consommé au chômage qu'en emploi, cela signifie que cet euro est plus « précieux » pour l'individu dans cette situation. Autrement dit, la consommation a une utilité marginale plus élevée au chômage, ce qui traduit une valeur plus importante de l'assurance chômage.

Formellement, une propension marginale à consommer se définit comme : $MPC_s := dc_s/dy_s$. C'est la variation marginale de consommation engendrée par une variation marginale de revenu.

Le TMS défini précédemment peut être borné par un ratio de propensions marginales à consommer estimées en emploi (e) et au chômage (u).

$$\frac{u'(c_u)}{u'(c_e)} \geq \frac{MPC_u/(1-MPC_u)}{MPC_e/(1-MPC_e)}$$

Empiriquement, cette méthode consiste à identifier des variations de revenu comparables (par exemple des changements d'allocations ou des chocs de revenu) et à mesurer la réaction de la consommation dans les deux situations. Le ratio des MPC permet alors de borner inférieurement la valeur de l'assurance chômage.

Cette méthode présente l'avantage de reposer directement sur des comportements observés, sans nécessiter d'hypothèses fortes sur les préférences. Elle suppose toutefois de disposer de variations de revenu comparables et exogènes en emploi et au chômage, ce qui est empiriquement exigeant.

Mobiliser les souscriptions à des contrats d'assurance chômage (préférences révélées)

Une autre approche consiste à exploiter directement les choix d'assurance des individus lorsqu'ils ont la possibilité d'ajuster leur niveau de couverture.

L'idée de [Landais et Spinnewijn \(2021\)](#) repose sur un argument de préférence révélée : si des individus acceptent de payer un certain prix pour bénéficier d'une couverture chômage plus généreuse, ce choix révèle la valeur qu'ils attribuent à l'assurance.

Empiriquement, cette approche consiste à observer les décisions d'achat ou de souscription à différents niveaux de couverture, et à les mettre en regard du coût de cette assurance et du risque de chômage. Cela permet d'inférer la valeur que les individus attribuent à une protection supplémentaire.

Formellement, en combinant le prix de la couverture et la probabilité individuelle de chômage, il est possible de borner le TMS, via la formule suivante :

$$\frac{u'_u(c_u)}{u'_e(c_e)} \geq \tilde{p} := \frac{p_u}{p_e} \times \frac{1 - \pi}{\pi}$$

où p_u correspond au *prix* d'une unité de consommation supplémentaire en chômage (c'est-à-dire le coût d'augmenter c_u , par exemple, via l'assurance chômage). p_e correspond au prix équivalent en emploi. Ainsi, le terme p_u/p_e reflète le coût relatif du transfert entre états. Enfin, π correspond à la probabilité d'être au chômage et $(1-\pi)$ à la probabilité d'être en emploi. Le facteur $(1-\pi)/\pi$ convertit ce prix en un prix *aperçu*, pondéré par le risque individuel de chômage. Les individus achètent une couverture supplémentaire à l'assurance chômage si leur TMS est supérieur au prix attendu de la couverture (\tilde{p}).

Cette approche a l'avantage de reposer sur des choix observés, mais elle est difficile à appliquer empiriquement. Dans la plupart des pays, dont la France, l'assurance chômage est obligatoire et son niveau de générosité dépend de règles collectives, ce qui laisse peu de place aux choix individuels, comme sur les marchés d'assurance privée, comme l'assurance automobile ou la complémentaire santé.

De plus, sa mise en œuvre empirique nécessite à la fois des données sur les choix d'assurance et sur les risques de chômage des individus. Enfin, elle reflète les préférences telles qu'elles sont perçues par les individus : si ceux-ci évaluent mal leur risque de chômage, la valeur estimée de l'assurance peut s'écarter de sa valeur « objective ».

Mesurer la valeur de l'assurance à partir de la chute de la consommation au chômage

Une approche largement utilisée consiste à mesurer la variation de la consommation lors de l'entrée au chômage. L'intuition est directe : plus la consommation chute après une perte d'emploi, plus la protection contre ce risque est précieuse; une indemnisation plus généreuse permettrait de mieux lisser la consommation et donc d'améliorer le bien-être des ménages.

Cette intuition peut être formalisée de manière simple. Comme le montre [Gruber \(1997\)](#), le TMS peut être approximé par la formule suivante³ :

$$TMS = \frac{u'(c_u)}{u'(c_e)} \cong 1 + \underbrace{\gamma}_{\text{coefficient d'aversion relative au risque}} \times \underbrace{\frac{c_e - c_u}{c_e}}_{\text{variation relative de la consommation entre emploi (e) et chômage (u)}}$$

où c_e et c_u représentent respectivement la consommation en emploi et au chômage, et γ le coefficient d'aversion relative au risque.

Cette expression montre que la valeur de l'assurance dépend de deux éléments : (i) l'aversion relative au risque des individus (γ) et (ii) la variation relative de la consommation entre emploi et chômage ($(c_e - c_u)/c_e$). En pratique, cette dernière constitue l'élément central de l'analyse empirique.

Cette approche présente plusieurs atouts importants. Elle repose sur une mesure directement observable – la consommation – et ne nécessite pas d'exploiter des variations de politique publique spécifiques. Il suffit d'identifier un épisode de perte d'emploi et d'observer l'évolution de la consommation autour de cet événement. Le développement récent de données administratives et bancaires à haute fréquence permet en outre d'estimer ces effets avec une grande précision sur des échantillons de grande taille ([Landais et Spinnewijn 2021](#) en Suède ou [Bonnet et al. 2024](#) en France), contrairement aux premières études qui reposaient sur des enquêtes menées sur de petits échantillons ([Gruber, 1997](#)).

Elle comporte toutefois certaines limites. Le moment exact de la perte d'emploi est parfois difficile à identifier dans les données de consommation, et des comportements d'anticipation peuvent atténuer artificiellement l'effet mesuré du chômage sur la consommation ([Hendren 2017](#)). Par ailleurs, la valeur de l'assurance est très sensible au paramètre d'aversion au risque (γ), dont la calibration est peu documentée.

Comparaison entre méthodes

Les différentes méthodes présentées conduisent à des estimations parfois contrastées de la valeur de l'assurance chômage. Les approches fondées sur la chute de la consommation tendent généralement à suggérer une valeur modérée de l'assurance, tandis que les méthodes exploitant les effets de liquidité, les propensions marginales à consommer ou les préférences révélées aboutissent souvent à des estimations plus élevées. Ces écarts reflètent à la fois des objets empiriques distincts et des hypothèses différentes sur les comportements, les préférences et les contraintes auxquelles font face les individus.

Un résultat robuste de la littérature, commun à plusieurs approches, est que la valeur de l'assurance chômage est plus élevée pour les ménages disposant de peu de liquidités, qui présentent des chutes de consommation plus marquées et des propensions marginales à consommer plus élevées en cas de chômage. La section suivante mobilise les données bancaires du Crédit Mutuel afin d'estimer empiriquement la valeur de l'assurance chômage et d'explorer cette hétérogénéité à partir de données de consommation observées.

Parmi ces approches, nous retenons ici une méthode fondée sur la chute de la consommation, qui présente deux avantages : elle est directement interprétable en termes de bien-être et mobilisable avec des données bancaires à grande échelle.

³ Cette approximation suppose que les préférences des agents, i.e. leur fonction d'utilité, ne dépendent pas directement du statut d'emploi et repose sur un développement limité : $u'(c_u) \cong u'(c_e) + u''(c_e) \times [c_e - c_u]$. On définit : $\gamma = -c_e \times u''(c_e) / u'(c_e)$.

Estimation de la valeur de l'assurance à partir des données bancaires du Crédit Mutuel

La section 1 de ce *Focus* a présenté les principales approches mobilisées dans la littérature pour estimer la valeur assurantielle de l'assurance chômage. Cette section propose une application empirique de l'une de ces méthodes, fondée sur l'observation des variations de consommation après une perte d'emploi (cf. [ci-dessus](#)).

Nous mobilisons des données anonymisées issues du Crédit Mutuel, couvrant un large échantillon de clients sur la période 2022 à 2024, et permettant ainsi de reconstruire des trajectoires mensuelles de revenus et de consommation. L'analyse empirique repose sur l'identification d'épisodes de perte d'emploi dans ces données, et sur la comparaison des trajectoires de consommation avant et après cet événement.

Afin d'isoler l'effet causal de la transition vers le chômage, nous mobilisons dans notre spécification principale une stratégie d'étude d'événements combinée à un modèle de double différence imputée (DDI), tel que développée par [Borusyak et al. \(2024\)](#). Cette approche permet d'estimer de manière robuste la chute relative de consommation associée à la perte d'emploi, et d'en déduire une mesure de la valeur assurantielle de l'assurance chômage.

Dans la perspective de l'évaluation des leviers de réforme analysés dans la [Note associée](#), nous complétons cette estimation moyenne par une analyse de l'hétérogénéité de la chute de consommation selon les caractéristiques des populations affectées par chaque levier de réforme. Pour ce faire, nous mobilisons des poids démographiques issus des données administratives MIDAS, que nous rapprochons ensuite des données bancaires. Nous utilisons alors ces poids pour pondérer les effets individuels estimés afin d'obtenir une chute de consommation relative spécifique à chaque levier de réforme.

Nos résultats mettent en évidence une baisse progressive de la consommation après la perte d'emploi. Dans notre spécification principale, la consommation des demandeurs d'emplois diminue en moyenne de 10,9% six mois après l'entrée au chômage. Ce résultat est cohérent avec la littérature récente analysant les dynamiques de consommation après une perte d'emploi ([Gruber 1997](#) ; [Ganong et Noel 2019](#) ; [Landais et al. 2021](#) ; [Landais et Spinnewijn 2021](#)). Nous utilisons ensuite cette chute de consommation afin d'estimer la valeur induite donnée par les demandeurs d'emploi à l'assurance chômage. Comme le montre [Gruber \(1997\)](#), la valeur d'un euro de couverture par l'assurance chômage peut en effet être approchée à partir des chutes de consommation observées et de l'aversion des individus au risque d'une perte de revenu. Dans notre estimation principale, nous reprenons l'hypothèse faite par [Landais et Spinnewijn \(2021\)](#) d'un coefficient d'aversion au risque γ de 4,5, et obtenons une valeur moyenne d'un euro de couverture par l'assurance chômage de 1,5. Nous présentons par ailleurs en annexe de ce focus la valeur de l'assurance obtenue en faisant l'hypothèse alternative d'une aversion au risque plus basse ($\gamma=2$), et obtenons alors une valeur moyenne d'un euro de couverture par l'assurance chômage de 1,2.

Cet effet moyen masque toutefois une forte hétérogénéité entre les populations affectées par les différents leviers de réforme considérés. Ainsi, les leviers de réforme ciblant des publics plus âgés sont associés à des ajustements de consommation plus faibles que pour l'ensemble des demandeurs d'emploi, tout comme les leviers ciblant des individus à hauts revenus. En découle pour ces populations une valorisation de l'assurance plus basse que pour le demandeur moyen. A contrario, les baisses de consommation les plus importantes sont observées pour les leviers de réforme affectant des populations plus précaires, notamment des individus aux revenus faibles et aux trajectoires d'emploi instables. Ces populations lissent moins leur consommation suite à une perte d'emploi, suggérant une valeur accordée à l'assurance chômage plus élevée que pour les autres demandeurs d'emploi.

Ces différences sont par ailleurs étroitement corrélées aux niveaux de liquidité des ménages observés dans les données bancaires. Nous montrons ainsi que les populations présentant les chutes de consommation les plus fortes sont également celles disposant des réserves liquides les plus faibles au moment de la perte d'emploi, et donc d'une capacité plus limitée à lisser leur consommation. À l'inverse, les ménages disposant d'un niveau d'épargne plus élevé, notamment parmi les seniors et les hauts revenus, ajustent moins leur consommation face au choc de revenu, reflétant une valeur de la couverture d'assurance chômage plus faible.

La suite de cette section présente successivement le cadre théorique, les données utilisées et la construction de l'échantillon d'analyse, la stratégie empirique et, enfin, les résultats empiriques et les valeurs assurantielles qui en découlent.

Cadre théorique : chute de consommation et valeur assurantielle

Relation entre chute de consommation et valeur de l'assurance

Cette section présente brièvement le cadre théorique reliant chute de consommation et valeur assurantielle. Comme détaillé ci-dessus, [Gruber \(1997\)](#) montre que la valeur marginale d'un euro supplémentaire de consommation au chômage relativement à l'emploi peut être approximée par :

$$TMS = \frac{u'(c_u)}{u'(c_e)} \cong 1 + \underbrace{\gamma}_{\text{coefficient d'aversion relative au risque}} \times \underbrace{\frac{c_e - c_u}{c_e}}_{\text{variation relative de la consommation entre emploi (e) et chômage (u)}} \quad (1)$$

La variation relative de consommation $(c_e - c_u)/c_e$ constitue donc une statistique suffisante pour approcher la valeur assurantielle marginale, sous réserve d'une calibration de γ . La littérature sur l'assurance chômage retient généralement une valeur de γ comprise entre 3 et 5. Conformément à [Landais et Spinnewijn \(2021\)](#), la [Note associée à ce Focus](#) retient comme valeur principale $\gamma=4,5^4$, et, à titre de variante, $\gamma=2$.

Quelle interprétation donner à la valeur de l'assurance ? Comme le montre l'équation 1, la valeur d'un euro de couverture d'assurance chômage est à minima égale à 1, soit sa valeur monétaire. Cependant, si les individus valorisent, au-delà de la simple valeur monétaire du transfert, le fait d'être protégé contre le risque de la perte d'emploi ($\gamma > 0$) alors la valeur totale conférée à un euro d'assurance chômage peut être supérieure à 1. Plus les individus sont averses au risque (γ), plus la valeur qu'ils accordent à l'assurance est élevée. Cette valeur supplémentaire donnée à l'assurance chômage augmente aussi avec la variation relative de la consommation $(c_e - c_u)/c_e$. Ainsi, plus un individu subit un choc de consommation important après une perte d'emploi, plus il valorise un euro de couverture par l'assurance chômage.

Le ménage comme unité d'analyse de la consommation

Pour estimer la chute de la consommation, nous conduisons l'analyse au niveau du ménage, qui constitue l'unité pertinente pour analyser la consommation. En effet, les ressources et les dépenses sont en grande partie mutualisées au sein du foyer, et les décisions de consommation s'y prennent de manière agrégée. Cette hypothèse est standard dans la littérature utilisant des données bancaires ([Ganong et Noel 2019](#) ; [Bonnet et al. 2024](#)).

Données et construction de l'échantillon

Cette section décrit les données utilisées, la construction des principales variables financières, ainsi que la définition des groupes traité et de contrôle.

Source des données et structure de l'échantillon

Nous exploitons des données bancaires anonymisées fournies par le Crédit Mutuel, couvrant la période 2022-2024. Les données sont organisées au niveau du ménage bancaire, défini comme l'ensemble des titulaires identifiés par le Crédit Mutuel comme appartenant au même foyer.

L'échantillon initial comprend environ 350 000 ménages sélectionnés selon un tirage aléatoire à partir de la date de naissance. Chaque mois, de nouveaux clients satisfaisant les critères d'éligibilité sont intégrés à l'échantillon, ce qui permet de maintenir une structure dynamique proche de la population active bancaire.

Les données sont observées à une fréquence mensuelle et comprennent :

- les flux entrants identifiés comme salaires, allocations chômage, pensions et prestations sociales ;
- les flux sortants correspondant aux paiements par carte, retraits d'espèces, chèques et prélèvements ;
- les soldes mensuels des comptes courants et des principaux comptes d'épargne liquide ;
- des variables démographiques agrégées au niveau du ménage (âge de chaque titulaire, nombre d'adultes, statut marital, nombre d'enfants).

⁴ Pour plus de détails sur le choix du coefficient d'aversion γ et la robustesse des résultats à d'autres valeurs, voir l'annexe B2 du [Focus n° 129](#).

Construction des variables financières et identification des comptes actifs

Revenu, salaire et allocations chômage

Le revenu disponible mensuel est construit par la somme des virements identifiés par la banque comme relevant de revenus salariaux, d'allocations chômage, de pensions ou de prestations sociales. Les salaires sont identifiés comme les virements entrants provenant d'organisations classées par le Crédit Mutuel comme employeurs ; tandis que les allocations chômage correspondent aux virements entrants identifiés comme provenant de l'assurance chômage.

Mesure de la consommation

Nous retenons comme mesure principale de consommation les paiements par carte bancaire et les retraits d'espèces (consommation restreinte). Cette définition présente l'avantage d'être mesurée avec précision et de limiter les ambiguïtés liées aux virements interbancaires, qui ne correspondent pas nécessairement à de la consommation. Une mesure élargie incluant les prélèvements automatiques et virements externes est utilisée en analyse de robustesse (consommation élargie). Comme dans la littérature exploitant des données bancaires ([Ganong et Noel 2019](#) ; [Bonnet et al. 2024](#)), l'ensemble des variables monétaires est winsorisé au 97,5e percentile afin de limiter l'influence des flux exceptionnels.

Liquidité

La liquidité correspond à la somme des soldes mensuels des comptes courants et des comptes d'épargne liquide (livrets réglementés et comptes assimilés), mesurée à la fin de chaque mois calendaire à l'échelle du ménage.

Identification des comptes actifs au sens des revenus et de la consommation

Afin de ne garder dans les données bancaires que les ménages étant les plus susceptibles d'utiliser le Crédit Mutuel comme banque principale pour la réception de leurs revenus ainsi que pour leur consommation, nous appliquons plusieurs critères de filtrage aux données : D'une part, nous imposons que le ménage reçoive au moins dix transferts par an. D'autre part, le ménage doit consommer au moins 300 € par mois, avec au moins une transaction mensuelle par carte bancaire. En résulte un échantillon de 227 316 ménages définis comme actifs par leurs revenus et consommation, parmi les 349 717 ménages initialement inclus dans les données bancaires.

Identification des pertes d'emploi dans les données bancaires (groupe traité)

L'objectif est d'identifier les personnes qui ont subi une perte d'emploi ayant donné lieu à une ouverture de droits par l'assurance chômage, au sein des données anonymisées du Crédit Mutuel. Plusieurs contraintes liées à la nature des données bancaires sont néanmoins à prendre en compte.

Transferts de salaire/assurance chômage au niveau du ménage

Nous observons les transferts de salaires de manière agrégée au niveau des ménages, plutôt qu'au niveau individuel. En d'autres termes, nous n'identifions pas chaque transfert salarial séparément, mais seulement la somme mensuelle des salaires reçus par les membres d'un même ménage, et le nombre de transferts correspondant. Similairement pour les transferts d'allocations chômage, nous observons le montant total et le nombre de ces transferts au niveau mensuel à l'échelle du ménage.

Recul limité de l'historique d'emploi

L'échantillon exploité dans nos analyses couvre les années 2022 à 2024. Cette contrainte temporelle limite notre capacité à observer les dynamiques d'emploi sur de longues périodes, par exemple un horizon qui engloberait à la fois l'entièreté de la période de référence pour le calcul des droits (au moins 24 mois), et la période maximale d'affiliation à l'assurance chômage avant épuisement des droits (qui peut s'étendre sur plusieurs années).

Variabilité du nombre de transferts

Le nombre de transferts identifiés comme salaire dans les données bancaires n'est qu'un proxy imparfait du nombre d'individus en emploi dans un ménage donné. En effet, il est en pratique courant qu'un même individu reçoive plusieurs

Comment estimer la valeur d'un euro d'assurance chômage pour les demandeurs d'emploi

transferts salariaux durant un même mois et pour un même contrat de travail. Les raisons pour la réception de plusieurs transferts sont nombreuses : primes, remboursement de transport ou d'autres frais, retards de paiements, entre autres. De ce fait, le nombre de transferts salariaux peut varier d'un mois à l'autre, sans pour autant refléter un changement dans le statut d'emploi du destinataire.

Ainsi, parmi l'ensemble des ménages recevant un nombre positif de transferts salariaux durant un mois donné m , la probabilité de recevoir un nombre de transferts salariaux différent le mois suivant est supérieure à 20%. Par ailleurs, la probabilité pour un ménage au revenu salarial positif d'avoir le même nombre de transferts salariaux chaque mois sur une période de 6 mois est de seulement 55%.

À la lumière des contraintes empiriques décrites ci-dessus, nous définissons la perte d'emploi dans un ménage durant le mois calendaire m par les critères suivants :

- Le nombre de transferts salariaux minimal sur la période $h=m-6$ à $h=m-1$ est strictement supérieur au nombre de transferts salariaux maximal sur la période $h=m$ à $h=m+5$. Ce critère permet d'identifier toutes les pertes d'emploi d'au moins 6 mois, tout en autorisant une certaine flexibilité dans le nombre de transferts salariaux de part et d'autre du choc, du fait de l'instabilité de cette mesure.
- Le nombre de transferts d'assurance chômage maximal sur la période $h=m-6$ à $h=m-2$ est strictement inférieur au nombre de transferts d'assurance chômage minimal sur la période $h=m+3$ à $h=m+5$. Ce critère permet d'identifier les pertes d'emploi ayant donné droit à l'assurance chômage, tout en prenant en compte que le premier versement des droits peut intervenir avec un décalage temporaire : A $h=m-1$ si les derniers transferts salariaux ont du retard, et à $h=m+1$ ou $h=m+2$ si l'ouverture des droits est décalée du fait du délai de carence, d'un différé potentiel, ou du temps nécessaire à l'envoi de la demande et son traitement administratif.

En résulte un échantillon de 2 119 ménages ayant subi une perte d'emploi d'au moins 6 mois entre 2022 et 2024, qui composent notre groupe traitement. La faible taille relative de notre groupe traité par rapport à l'échantillon initial s'explique à la fois par le faible taux annuel de sortie d'emploi en France, environ 5% ([Palladino et Zuber 2024](#)), la contrainte supplémentaire d'une durée de droits de 6 mois à l'assurance chômage (excluant de facto les retours à l'emploi rapides), et l'imparfaite mesure des trajectoires d'emplois dans les données bancaires qui imposent l'utilisation de critères de sélection conservateurs. Nous notons par ailleurs que la taille relative de notre groupe traitement est cohérente à celles obtenues dans des contextes empiriques similaires ([Ganong et Noel 2019](#) ; [Bonnet et al. 2024](#)).

Construire un groupe de contrôle pour estimer l'effet du chômage

Nous construisons un groupe de contrôle, afin de reproduire au mieux la situation des ménages traités en l'absence de perte d'emploi. Pour ce faire, nous adoptons une approche par appariement sur score de propension (ASP), similaire à [Bonnet et al. \(2024\)](#).

Présélection des ménages potentiellement contrôlés

Pour chaque observation mensuelle de revenus des ménages non traités, nous assignons un temps relatif $h=0$, correspondant à une date fictive de « pseudo-perte d'emploi », afin de rendre ces observations comparables à celles des ménages traités pour lesquels $h=0$ correspond à la perte d'emploi effective. Nous sélectionnons ensuite à partir de ces données les ménages percevant à la fois (i) un salaire strictement positif, et (ii) aucun versement d'assurance chômage, sur l'ensemble de la fenêtre relative $h=-6$ à $h=+5$.

Estimation des scores de propension

De manière analogue à [Bonnet et al. \(2024\)](#), Nous combinons ensuite ces observations à celles des ménages traités durant le mois de la perte d'emploi ($h=0$), et estimons un score de propension à partir des caractéristiques suivantes, mesurées avant le choc :

- le niveau de liquidité moyenne entre $h = -6$ et $h = -4$;
- l'âge du membre le plus âgé du ménage ;
- le nombre d'adultes.

Appariement aux ménages traités Chaque ménage traité est ensuite apparié au ménage de contrôle présentant le score le plus proche au même mois-année calendaire. En résulte un groupe de contrôle de même taille que le groupe traité, et aux caractéristiques démographiques plus comparables. Comme le montre le [tableau 1](#), l'ASP permet de largement réduire les différences de moyennes d'âge, de nombre d'adulte et de liquidité. Les variables de revenus et de consommation du groupe de contrôle sont elles aussi plus proches de celles du groupe traité après l'ASP, bien que la différence entre les deux groupes demeure significative.

Il n'est en effet pas surprenant que même à liquidité, composition du ménage, et âge égal, des individus sur le point de perdre leur emploi aient en moyenne un revenu (et donc une consommation) plus faible que des individus comparables avec une situation d'emploi plus stable.

Nous faisons néanmoins l'hypothèse que l'inclusion d'effets fixes dans nos modèles suffit à neutraliser ces différences de revenu. En d'autres termes, il suffit que les trajectoires de revenus dans le temps entre ménages traités et de contrôle soient comparables, malgré les différences de niveaux initiales. Cette hypothèse sera confortée dans nos résultats par l'absence de tendances différenciées entre ménages traités et de contrôle avant la perte d'emploi.

Tableau 1 : Statistiques descriptives et tests d'égalité des moyennes

Variable	Contrôle initial	Contrôle ASP	Traité	(Traité - ASP)
Âge du membre le plus âgé	45,4 (0,04)	38,2 (0,29)	38,1 (0,28)	-0,1 (0,40)
Nombre d'adultes	1,78 (0,00)	1,56 (0,01)	1,57 (0,01)	0,01 (0,02)
Liquidité	38 723 (351)	24 702 (92)	25 146 (3 145)	444 (3 291)
Revenu par adulte	2 203 (11)	2 039 (95)	1 602 (67)	-437*** (116)
Consommation par adulte	1 150 (2)	1 117 (15)	1 028 (13)	-89*** (20)
N	87 981	2 116	2 119	

Clés de lecture : Le groupe contrôle initial correspond à l'ensemble des ménages présélectionnés pour leur salaire strictement positif et l'absence d'allocation chômage sur une période centrée de 12 mois. Le groupe contrôle ASP correspond aux ménages sélectionnés suite à la procédure d'appariement sur score de propension. Afin de faciliter la comparaison des groupes, toutes les variables sont mesurées ici durant le premier trimestre d'observation (janvier à mars 2022).

Note : Les cellules reportent les moyennes mensuelles ; les erreurs standards sont entre parenthèses. La colonne (Traité - ASP) présente la différence de moyennes entre le groupe traité et le contrôle ASP. Test d'égalité des moyennes : *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,10. Les variables monétaires (liquidité, revenu, consommation) sont exprimées en euros, et sont appréciées en prenant leur valeur moyenne sur le premier trimestre observé dans l'échantillon. Les variables démographiques (âge, nombre d'adultes) sont appréciées à la fin du premier trimestre. La consommation correspond ici à la définition restreinte (paiements par carte et espèces). La procédure ASP permettant à un même ménage contrôle d'être apparié à plusieurs ménages traitement (dans la mesure où ce ménage contrôle est le plus proche au sens du score de propension), le nombre de ménages contrôle sélectionnés par la procédure ASP est légèrement inférieur au nombre de ménages traités (2 116 vs 2 119).

Construire des valeurs d'assurance spécifiques aux populations affectées par les différents leviers de réforme

Les différents leviers de réforme de l'assurance chômage analysés dans la [Note](#) affectent des populations distinctes, susceptibles de valoriser différemment l'assurance. Nous nous appuyons sur une identification, dans les données administratives MIDAS (minima sociaux, droits d'assurance chômage, parcours de salariés), des individus affectés par chaque levier de réforme, afin de construire des poids démographiques. Ces poids permettent d'approximer, pour chaque levier, le profil des individus affectés, et ainsi de calculer une valeur de l'assurance chômage spécifique à ces populations.

Le dispositif MIDAS, développé conjointement par la Dares, la Caisse nationale des allocations familiales (Cnaf) et France Travail, repose sur l'appariement de plusieurs sources administratives, via un identifiant individuel unique, permettant de suivre les trajectoires des personnes entre emploi et chômage.

À partir de ces données, nous identifions pour chaque levier de réforme simulé, les individus affectés par la réforme, et caractérise la distribution de ces individus selon une grille de cellules démographiques. Ainsi, pour chaque levier de

Comment estimer la valeur d'un euro d'assurance chômage pour les demandeurs d'emploi

réforme r , nous disposons d'un vecteur de poids $w^{(r)}(\cdot)$ décrivant la part des individus affectés appartenant à chaque cellule groupe d'âge \times salaire (quintile) \times statut marital.

Une difficulté méthodologique tient au fait que les données de consommation sont observées au niveau du ménage bancaire, tandis que les poids MiDAS sont définis au niveau individuel. Il n'est pas possible, dans les données Crédit Mutuel, d'identifier précisément quel membre du ménage subit la perte d'emploi, ni d'observer les caractéristiques individuelles complètes de chaque adulte. Ainsi, nous procédons aux transformations suivantes afin de d'apparier les poids démographiques individuels MiDAS aux ménages présents dans les données bancaires :

- l'âge du ménage est défini comme l'âge moyen des adultes du ménage ;
- le salaire est approché par le revenu salarial total du ménage rapporté au nombre d'adultes, afin d'obtenir une mesure comparable à une distribution individuelle ;

L'application de poids individuels à des ménages revient donc à faire l'hypothèse suivante : les caractéristiques individuelles décrivant la population marginalement affectée par chaque levier de réforme peuvent être approximées par les caractéristiques agrégées du ménage (âge moyen des adultes, revenu moyen par adulte, statut marital). Les seuils de salaire (quintiles) utilisés pour définir les cellules sont alignés sur ceux retenus dans MiDAS, de manière à assurer la comparabilité des distributions.

Stratégie empirique

Cette section présente la stratégie d'identification et l'estimateur retenu pour mesurer la dynamique de consommation autour de la perte d'emploi. Nous décrivons d'abord l'approche standard d'étude d'événement par modèle à effets fixes bidimensionnels (EFB), puis l'estimateur de double différence imputée (DDI) utilisé pour reconstruire une trajectoire contrefactuelle individuelle. Nous précisons enfin les modalités d'agrégation, de normalisation et d'inférence.

Étude d'événement standard par modèle à effets fixes bidimensionnels

Nous exploitons la dimension temporelle des données bancaires pour estimer des effets dynamiques autour d'une perte d'emploi. Soit i un ménage et h le temps mesuré en mois relatifs à la perte d'emploi, avec $h=0$ correspondant au premier mois de baisse du nombre de transferts salariaux. Nous observons une fenêtre symétrique de $h = -6$ à $h = +5$.

Une approche standard consisterait à estimer un modèle EFB du type :

$$Y_{im} = \sum_{h=-6}^{+5} \beta_h \mathbf{1}\{e_{it} = h\} + \alpha_i + \gamma_m + \varepsilon_{im} \quad (2)$$

où Y_{im} désigne la consommation observée du ménage i au mois-année calendaire m , e_{it} le temps relatif à la perte d'emploi, α_i des effets fixes ménage et γ_m des effets fixe de mois-année calendaire. Les coefficients β_h capturent l'écart moyen de consommation au mois relatif h par rapport à une période de référence (définie ici comme $h=-5$). Les résultats de cette approche sont détaillés dans la section 2.4.

Une limite du modèle EFB est que lorsque le traitement (ici la perte d'emploi) intervient à des dates différentes selon les ménages, l'estimateur peut agréger de manière non transparente des effets de traitement potentiellement hétérogènes dans le temps, avec un risque d'introduire des biais dans l'estimation des effets fixes β_h ([Sun et Abraham 2021](#)). Nous complétons donc cette première approche par une approche alternative par imputation (double différence imputée, DDI), développée par [Borusyak et al. \(2024\)](#). La double différence imputée présente deux avantages. D'une part, elle évite toute contamination des périodes post-traitement dans l'estimation des coefficients β_h . D'autre part, elle facilite l'agrégation ultérieure sous des pondérations correspondant aux caractéristiques démographiques des populations affectées par différents leviers de réforme.

Étude d'événement par double différence imputée

L'estimateur par double différence imputée repose sur une estimation en deux étapes. Dans un premier temps, nous estimons un modèle de consommation en utilisant exclusivement (i) l'ensemble des observations du groupe de

contrôle et (ii) les observations des ménages traités strictement antérieures à l'événement, c'est-à-dire pour $h < -3$. L'exclusion des périodes $h \in [-3, -1]$ vise à limiter les effets d'anticipation et des flux liés aux indemnités de rupture (indemnités de licenciement, paiements de congés non pris), susceptibles d'affecter transitoirement le revenu et la consommation. Le modèle estimé est :

$$Y_{im} = \alpha_i + \gamma_m + \varepsilon_{im} \quad (3)$$

où α_i sont des effets fixes ménage capturant l'hétérogénéité invariante et γ_m des effets fixes mois-année calendaire capturant la saisonnalité et les chocs macroéconomiques communs.

Dans un second temps, nous utilisons les coefficients estimés $\hat{\alpha}_i$ et $\hat{\gamma}_m$ pour prédire, pour chaque ménage traité et chaque mois postérieur au choc, sa consommation contrefactuelle en l'absence de perte d'emploi :

$$\hat{Y}_{im}^0 = \hat{\alpha}_i + \hat{\gamma}_m. \quad (4)$$

L'effet individuel du choc au mois relatif h est alors défini comme :

$$\tau_{ih} = Y_{ih} - \hat{Y}_{ih}^0. \quad (5)$$

L'effet moyen au mois h est obtenu par agrégation sur l'ensemble des ménages traités :

$$\bar{\tau}_h = \frac{1}{N_T} \sum_{i \in T} \tau_{ih}, \quad (6)$$

où N_T désigne le nombre de ménages traités.

Cette procédure revient à comparer la consommation observée après la perte d'emploi à la trajectoire qu'aurait suivie le ménage si son niveau de consommation propre (capturée par $\hat{\alpha}_i$) et la conjoncture commune (capturée par $\hat{\gamma}_m$) avaient prévalu en l'absence de perte d'emploi.

L'estimateur $\bar{\tau}_h$ fournit un effet en niveau, exprimé en euros. Pour le calcul de la valeur assurantielle, nous utilisons une chute relative de consommation définie par :

$$\widehat{\Delta c_h / c} = \frac{\bar{\tau}_h}{\bar{Y}_h}, \quad (7)$$

où $\bar{Y}_h^0 = \sum_{i \in T} \hat{Y}_{ih}^0$ désigne la consommation contrefactuelle moyenne des ménages traités au mois relatif h .

Agrégation pondérée par populations de réforme

L'objectif de l'étude n'est pas uniquement d'estimer une chute moyenne pour l'ensemble des ménages indemnisés, mais de produire des estimations spécifiques aux populations affectées par différents leviers de réforme. Comme décrit [ci-dessus](#), pour chaque levier de réforme r , nous disposons d'un vecteur de poids individuels $w_i^{(r)}$, fonction de l'âge, du quintile de salaire et du statut marital. Ces poids décrivent, pour chaque levier de réforme simulé, la distribution démographique de la population affectée. L'effet moyen pondéré au mois h est alors :

$$\hat{\tau}_h^{(r)} = \frac{\sum_{i \in T} w_i^{(r)} \tau_{ih}}{\sum_{i \in T} w_i^{(r)}} \quad (8)$$

Tandis que la consommation contrefactuelle pondérée devient :

$$\bar{Y}^{(r)} = \frac{\sum_{i \in T} w_i^{(r)} \hat{Y}_{i,h}^0}{\sum_{i \in T} w_i^{(r)}} \quad (9)$$

La chute relative de consommation pour la population affectée par le levier de réforme (r) est donc :

$$\widehat{\Delta c_h / c}^{(r)} = \frac{\hat{\tau}_h^{(r)}}{\bar{Y}^{(r)}}. \quad (10)$$

Comment estimer la valeur d'un euro d'assurance chômage pour les demandeurs d'emploi

Calcul de la valeur assurantielle

Comme décrit dans la partie 1, la valeur d'1 € d'assurance chômage peut être approximée par l'équation 11. Appliquée à notre estimateur DDI, nous obtenons, pour chaque levier de réforme et population associée, une valeur de l'assurance moyenne $TMS^{(r)}$:

$$TMS^{(r)} = 1 + \gamma \cdot \widehat{\Delta c_h / c}^{(r)} \quad (11)$$

Hypothèses d'identification

La validité de l'estimateur repose sur deux hypothèses principales. La première est une hypothèse de tendances parallèles conditionnelles : en l'absence de perte d'emploi, la trajectoire de consommation des ménages traités aurait évolué comme celle du groupe de contrôle, une fois contrôlé pour les effets fixes ménage et mois-année calendaire. La seconde est l'absence d'anticipation significative au-delà de trois mois avant le choc. Empiriquement, nous ne détectons pas de rupture systématique des tendances avant $h = -3$, ce qui conforte cette hypothèse.

Résultats

Cette section présente les résultats des estimations décrites dans la section 2.3. Nous présentons d'abord les dynamiques issues du modèle standard à effets fixes bi-dimensionnels (EFB). Nous comparons ensuite ces résultats à ceux obtenus par la méthode de double différence imputée (DDI), retenue pour le calcul de la valeur assurantielle. Enfin, nous exploitons la DDI pour estimer les chutes de consommation spécifiques aux populations affectées par les différents leviers de réformes simulés.

Étude d'événement par modèle à effets fixes

L'estimation par modèle à effets fixes ménage et mois-année met en évidence une dynamique nette de la consommation autour de la perte d'emploi.

Premièrement, la perte d'emploi entraîne une baisse immédiate et persistante du revenu disponible, comme le montre le graphique 1. Cette baisse est partiellement compensée par les allocations chômage, mais demeure substantielle sur l'horizon observé. Six mois après la perte d'emploi ($h = 5$), la baisse de revenu représente -33,6% du revenu pré-choc.

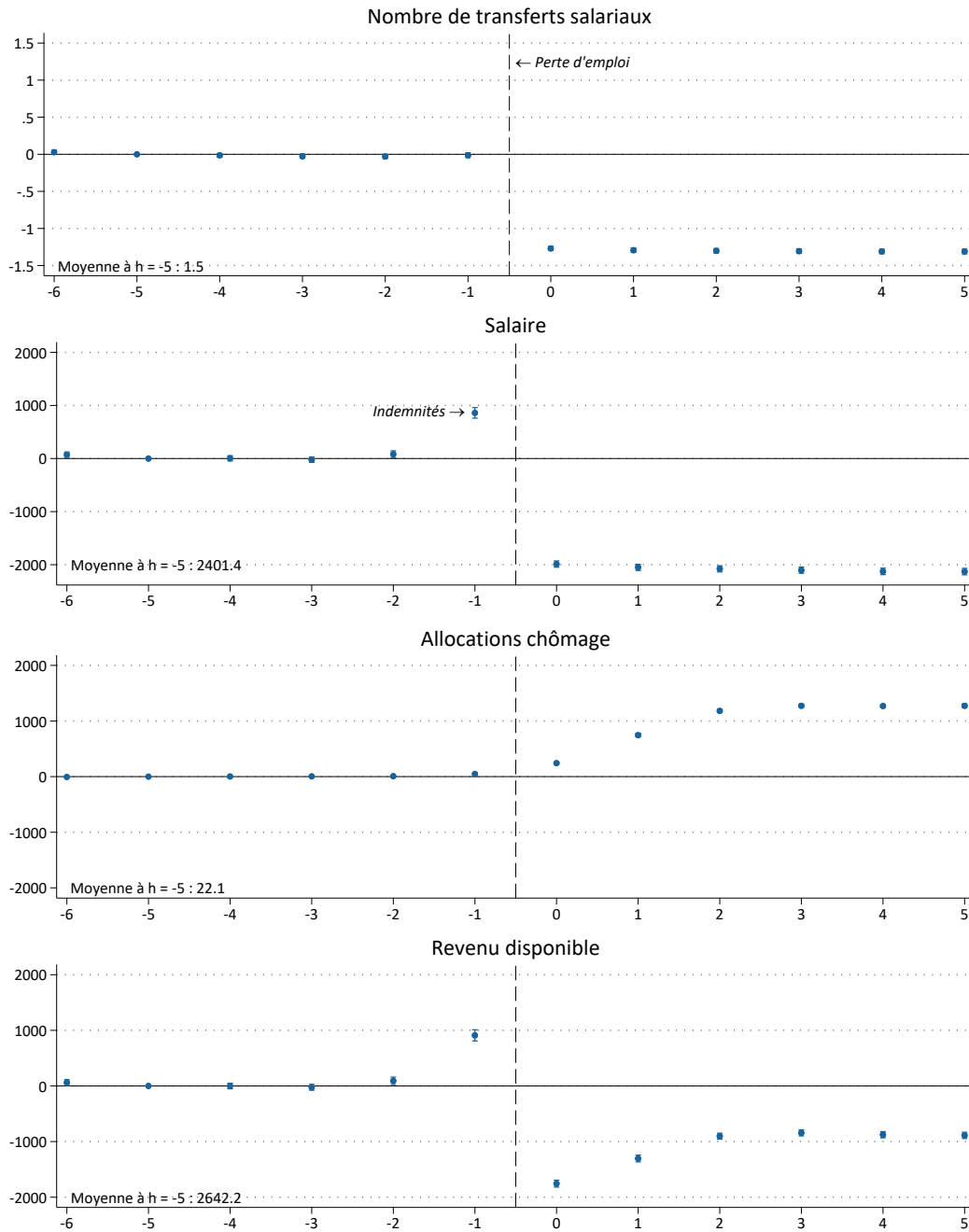
Deuxièmement, nous ne détectons pas de tendance différenciée entre les deux groupes en amont de la perte d'emploi, entre $h = -6$ et $h = -2$, que ce soit en termes de consommation, de nombres de transferts salariaux, ou de revenus totaux. Ce résultat conforte l'hypothèse de tendances parallèles. Le mois précédant la perte d'emploi ($h = -1$) se caractérise par une hausse transitoire du revenu disponible (38,2%), et dans une moindre mesure de la consommation (entre 4,8% et 7,6% selon la définition retenue). Cette hausse est cohérente avec le versement d'indemnités de fin de contrat (congrés non pris et indemnités de départ, notamment).

Troisièmement, l'ajustement de la consommation est progressif. La consommation restreinte (paiements par carte et retraits d'espèces) diminue faiblement au premier mois suivant la perte d'emploi, puis davantage dans les mois suivants. Cette dynamique suggère que les ménages utilisent d'abord leurs liquidités pour lisser la consommation, avant d'ajuster plus fortement leurs dépenses à mesure que l'épisode de chômage se prolonge. L'ampleur de la baisse à six mois est estimée à 219 €, soit -11,6% du niveau de consommation initiale des ménages traités⁵.

L'utilisation d'une définition plus large de la consommation, qui inclut les débits, donne une chute de consommation proche bien que plus faible, de l'ordre de -9,4% sur le même horizon. Cette différence peut s'expliquer notamment par le fait que la consommation par débit bancaires représente en majorité des coûts fixes difficilement ajustables à court terme, tel que le loyer ou le remboursement de prêt.

⁵ L'horizon de six mois après le choc ($h = 5$) est retenu comme horizon principal d'évaluation, en cohérence avec la littérature ([Ganong et Noel 2019](#); [Bonnet et al. 2024](#))

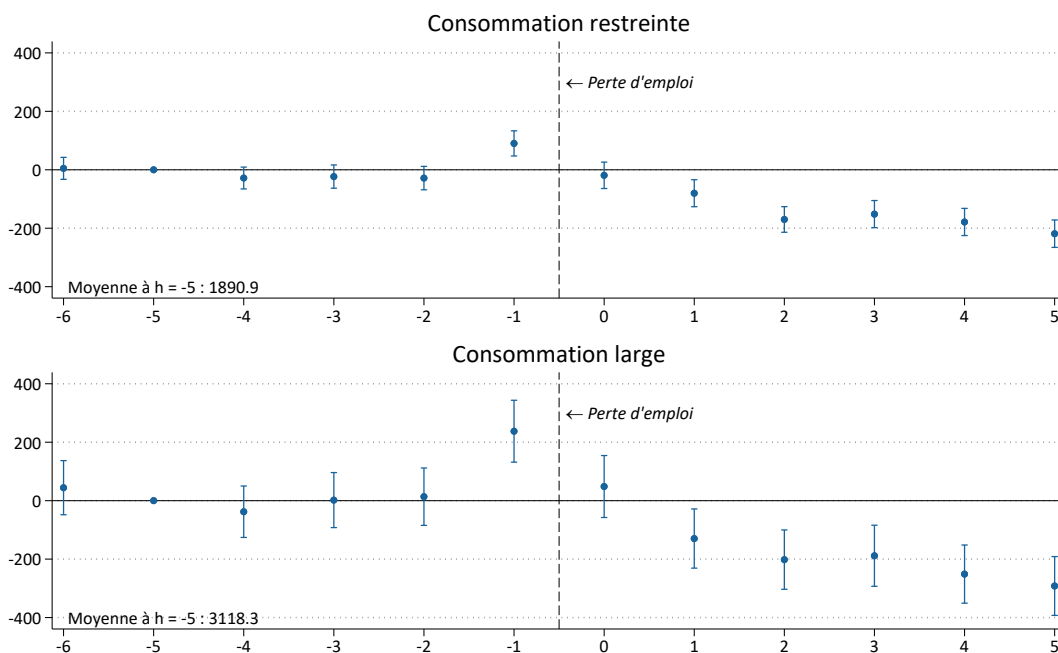
Graphique 1 : Effets de la perte d'emploi sur les revenus du ménage, modèle EFB



Clés de lecture : 6 mois après la perte d'emploi (h=5), le revenu disponible des ménages traités était de 888 € plus bas que pour les ménages contrôles. La valeur moyenne initiale de chaque variable est indiquée en bas à gauche de chaque graphique. Cette valeur correspond à la moyenne observée parmi les ménages traités 5 mois avant la perte d'emploi.

Note : Tous les effets sont ici exprimés en niveau. Les effets sur les salaires, allocations chômage et revenus disponibles sont exprimés en €. Les salaires et revenus disponibles sont winsorisés au 97,5ème centile pour atténuer l'effet de valeurs extrêmes. Les intervalles correspondent aux intervalles de confiance à 95%. Chaque graphique inclut ces intervalles, bien qu'ils soient parfois peu visibles du fait de leur faible ampleur relativement à l'échelle.

Graphique 2 : Effets de la perte d'emploi sur la consommation du ménage, modèle EFB



Clés de lecture : 6 mois après la perte d'emploi (h=5), la consommation (restreinte) des ménages traités était de 219 € plus basse que pour les ménages contrôles. La consommation moyenne initiale des ménages traités est indiquée en bas à gauche de chaque graphique. Cette valeur correspond à la moyenne observée parmi les ménages traités 5 mois avant la perte d'emploi.

Note : La mesure de consommation restreinte correspond à la somme mensuelle des paiements par carte et retraits d'espèces, tandis que la mesure de consommation large inclut aussi les débits bancaires et virements externes. Les mesures de consommation sont winsorisées au 97,5ème centile pour atténuer l'effet de valeurs extrêmes. Les intervalles correspondent aux intervalles de confiance à 95%.

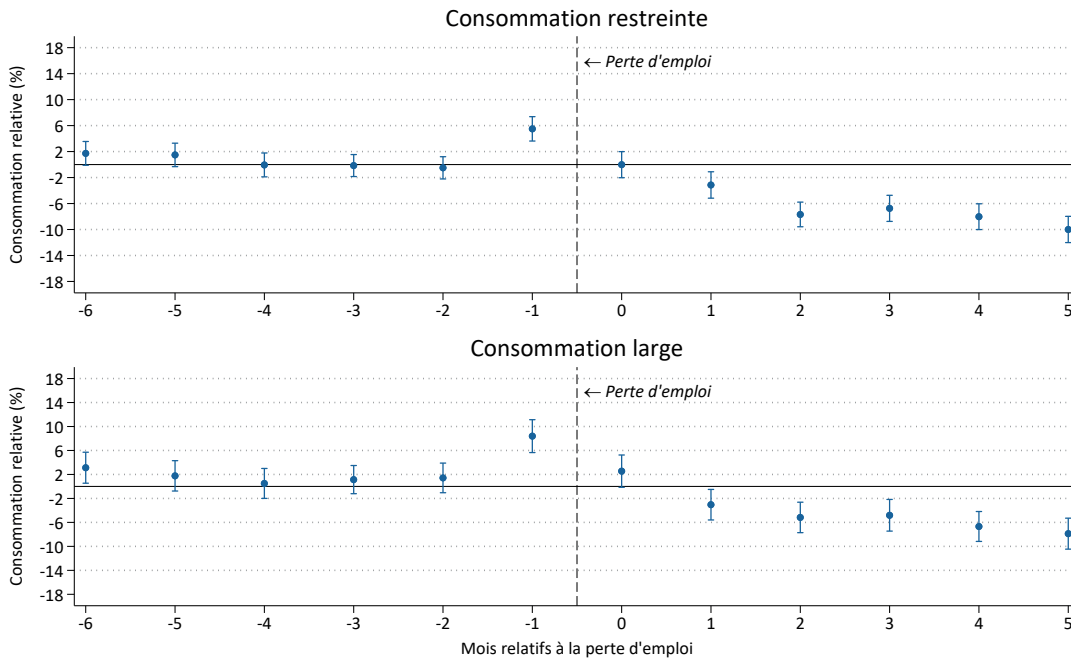
Les estimations issues du modèle à effets fixes bidimensionnels conduisent ainsi à des ordres de grandeur cohérents avec la littérature existante. Six mois après la perte d'emploi, nous estimons une chute de consommation comprise entre 9,4% et 11,6% selon la définition de consommation. Bien que ces résultats soient plus faibles que ceux documentés par [Bonnet et al. \(2024\)](#), qui trouvent une baisse d'environ 15% à horizon comparable, ils s'inscrivent néanmoins dans l'intervalle de 5% à 12% généralement mis en évidence dans les travaux antérieurs ([Gruber 1997](#) ; [Ganong et Noel 2019](#), dans des contextes américains). Ils sont également cohérents avec les estimations de [Landais et Spinnewijn \(2021\)](#), qui dans un contexte suédois, trouvent une chute de la consommation d'environ 13%. Il convient toutefois de noter que ces derniers se concentrent sur des licenciements et examinent des horizons parfois supérieurs à six mois, ce qui peut contribuer à expliquer des effets légèrement plus élevés. En termes de propension marginale à consommer (relative à la chute de revenu), nous obtenons un ordre de grandeur d'environ 33% lorsque l'on considère une mesure large de la consommation incluant les débits. Nos estimations se situent ainsi dans la fourchette de 30% à 45% mise en évidence dans la littérature récente ([Ganong et Noel 2019](#) ; [Fagereng et al. 2024](#) ; [Bonnet et al. 2024](#)).

Néanmoins, comme discuté dans la section 2.3, l'estimateur EFB peut agréger de manière non transparente des effets hétérogènes liés au calendrier de traitement. Nous privilégions donc, pour le calcul de la valeur assurantielle, les estimations issues de la double différence imputée, présentées dans la sous-section suivante.

Étude d'événement par double différence imputée

La méthode de double différence imputée (DDI), dont les résultats sont présentés dans le graphique 3 ci-dessous, confirme les principaux faits stylisés mis en évidence par le modèle EFB. La comparaison entre consommation observée et consommation contrefactuelle imputée met ainsi en évidence, comme pour le modèle EFB, une diminution modérée de la consommation au premier mois suivant la perte d'emploi, et une accentuation de la baisse dans les mois suivants.

Graphique 3 : Effet de la perte d'emploi sur la consommation, double différence imputée



Clés de lecture : L'effet de la perte d'emploi sur les différentes variables de consommation est exprimé relativement à la consommation contrefactuelle individuelle estimée dans l'équation 4. L'effet de la perte d'emploi sur la consommation (restreinte) à 6 mois est de -10%, et -7,9% pour la mesure élargie de la consommation.

Note : La mesure de consommation restreinte correspond à la somme mensuelle des paiements par carte et retraits d'espèces, tandis que la mesure de consommation large inclut aussi les débits bancaires et virements externes. Les mesures de consommation sont winsorisées au 97,5ème centile pour atténuer l'effet de valeurs extrêmes. Les intervalles correspondent aux intervalles de confiance à 95%.

En termes relatifs, la chute de consommation à six mois représente -10% de la consommation contrefactuelle moyenne pour la définition restreinte de la consommation. Comme pour le modèle EFB, la comparaison entre consommation restreinte et consommation élargie montre que l'inclusion des débits et virements externes réduit la baisse observée (-7,9%), sans modifier qualitativement les conclusions. Ces ordres de grandeur sont donc consistants avec les résultats produits par le modèle EFB, ainsi qu'avec la littérature récente, notamment [Gruber \(1997\)](#), [Ganong et Noel \(2019\)](#) et [Landais et Spinnewijn \(2021\)](#). Il est néanmoins important de noter que les effets estimés jusqu'à présent sont obtenus à partir des individus identifiés dans les données bancaires comme ayant perdu un emploi, et ne sont donc pas nécessairement représentatifs des effets moyens pour l'ensemble des demandeurs d'emploi. La section qui suit réestime donc ces chutes de consommation en prenant cette fois en compte la distribution des caractéristiques démographiques parmi les demandeurs d'emploi, ainsi que parmi les individus affectés par chaque levier de réforme considéré dans la Note.

Étude d'événement par population affectée

L'apport principal de nos analyses réside dans la possibilité d'agrèger les effets individuels sous des pondérations correspondant aux populations affectées par chaque levier de réforme simulé dans la [Note](#). Le tableau 2 ci-dessous résume les leviers considérés.

Tableau 2 : Résumé des leviers de réforme de l'assurance chômage analysés

Réforme	Description
Ensemble des demandeurs d'emploi	Ensemble des demandeurs d'emploi ouvrant un droit à l'assurance chômage.
Durée (baisse du plafond)	Réduction de la durée maximale des droits à l'assurance chômage de 18 à 15 mois (dans le régime général).
Durée (baisse uniforme)	Réduction du coefficient de conversion dans le calcul de la durée des droits de 75% à 60%.
Durée (senior 55-57 ans)	Réduction de la durée maximale des droits à l'assurance chômage de 22,5 à 18 mois pour les demandeurs d'emploi de 55-57 ans
Éligibilité (durée d'affiliation)	Durcissement des conditions d'affiliation, en augmentant la durée d'affiliation minimale de 6 mois à 8 mois sur 24.
Éligibilité (senior 55-57 ans)	Rapprochement des conditions d'affiliation des 55-57 ans sur le régime de droit commun soit une durée d'affiliation minimale de 6 mois sur 24 au lieu de 6 mois sur 36.
Montant (baisse ciblée)	Réduction de 1% du taux de remplacement ciblée sur les hauts revenus
Montant (baisse plafond)	Mise en place d'un plafond de 2 500 € brut par mois pour les allocations chômage.
Montant (baisse uniforme)	Réduction de 1% du taux de remplacement pour l'ensemble des demandeurs d'emploi

Les poids $w_i^{(r)}$, issus des données administratives MiDAS, reflètent la distribution en âge, quintile de salaire et statut marital des demandeurs d'emploi affectés par chaque levier de réforme. Appliqués à notre groupe de ménages traités, ils permettent d'estimer, pour chaque levier de réforme r , une chute de consommation spécifique aux caractéristiques démographiques composant ces populations. Le [Focus n° 130](#) montre en effet que les caractéristiques démographiques des populations affectées diffèrent significativement selon le levier de réforme considéré.

Âge

Au-delà des leviers de réforme dits «senior», qui ciblent explicitement les travailleurs de plus de 55 ans, les autres leviers présentés dans ce *Focus* affectent aussi des populations à la distribution d'âge distincte. Ainsi, comme le montre le graphique annexe A1, les individus affectés par la baisse de montant ciblée et la baisse du montant plafond ont un âge médian plus élevé que lorsqu'on considère l'ensemble des demandeurs d'emploi. Cela s'explique notamment par le fait que ces leviers de réforme visent les hauts salaires, moins fréquents chez les jeunes travailleurs. Dans une moindre mesure, les réductions de durée maximale d'indemnisation (hors senior) affectent aussi des individus relativement plus âgés.

Revenu

Comme le montre le graphique annexe A2, la baisse de montant ciblée et la baisse du montant plafond affectent des individus aux revenus nettement plus élevés que pour le reste des leviers de réforme considérés. Le revenu médian des populations affectées par ces deux leviers est ainsi d'environ 3 000 € et 6 000 € respectivement, contre moins de 2 000 € pour l'ensemble des demandeurs d'emploi. A contrario, le levier de réforme d'éligibilité (hors senior) touchent en moyenne des individus aux revenus plus faibles, avec un revenu médian aux alentours de XX €. Les autres leviers de réformes considérés (éligibilité senior, baisse de la durée maximale d'indemnisation) affectent, elles, des populations dont la distribution de salaire est proche de celle de l'ensemble des demandeurs d'emploi.

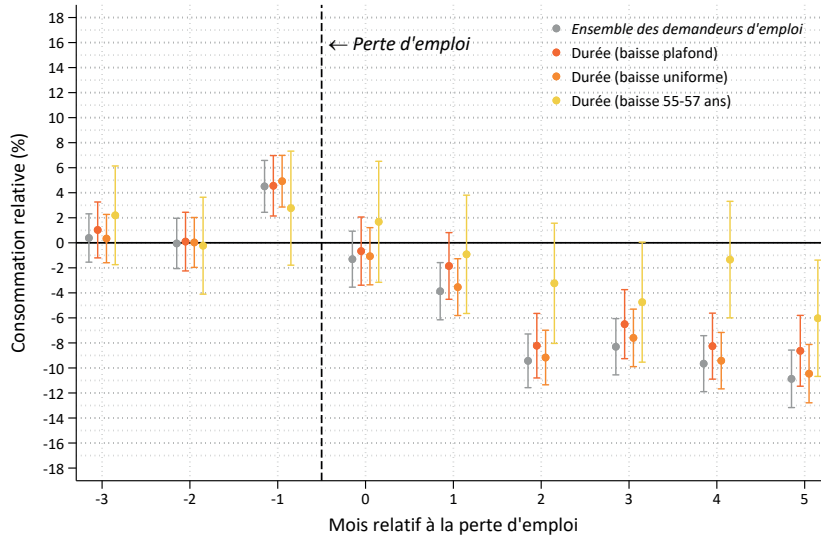
Motif de fin de contrat

Comme le montre le [tableau A.1](#), les individus affectés par le durcissement des critères d'éligibilité (hors senior) sont par ailleurs plus sujets à des contrats précaires de type CDD ou intérim : 82 à 88% selon le levier de réforme d'éligibilité considéré, contre seulement 48% pour l'ensemble des demandeurs d'emploi.

Les leviers de réforme considérés touchent ainsi des publics différents du point de vue de leurs caractéristiques socio-démographiques. À la lumière de ces différences, Les graphiques 4 à 6 présentent les dynamiques de consommation après une perte d'emploi obtenues pour chaque population, regroupées par type de levier.

Parmi les leviers de réforme de la durée des droits, la baisse uniforme et la baisse de la durée plafond entraînent chez les ménages concernés une baisse de consommation légèrement plus faible que pour l'ensemble des demandeurs d'emploi (entre -8,6% et -10,5%, contre -10,9%), tandis que la baisse ciblée sur les seniors entraîne un ajustement de consommation nettement plus faible (-6%) (graphique 4).

Graphique 4 : Effet de la perte d'emploi sur la consommation à 6 mois, baisses de la durée des droits

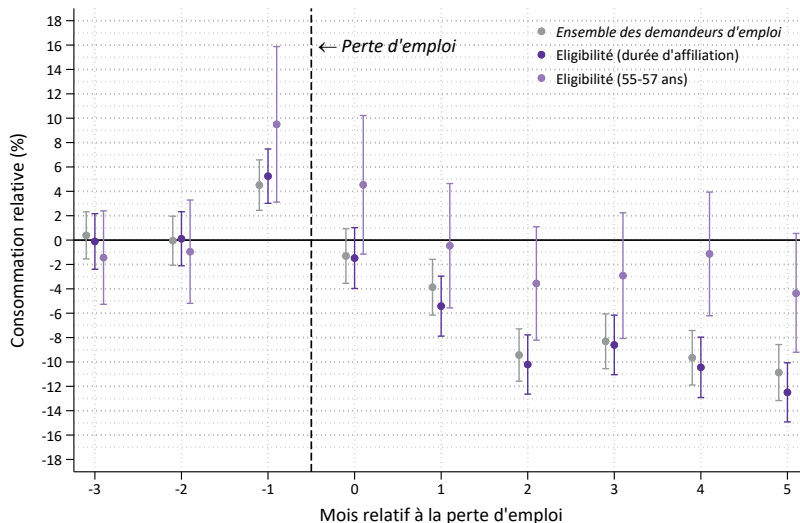


Clés de lecture: L'effet de la perte d'emploi sur la consommation est exprimé relatif à la consommation contrefactuelle individuelle estimée dans l'équation 4.

Note : La mesure de consommation utilisée est la définition restreinte, correspondant à la somme mensuelle des paiements par carte et retraits d'espèces. La consommation est winsorisée au 97,5ème centile pour atténuer l'effet de valeurs extrêmes. Les intervalles correspondent aux intervalles de confiance à 95%.

De manière cohérente s'agissant des leviers de réforme d'éligibilité présentés dans le graphique 5, la chute de consommation moyenne pour le levier ciblé sur les travailleurs seniors est plus faible (- 4,4%) que pour les demandeurs d'emploi dans leur ensemble (-10,9%). La population affectée par une hausse de la durée d'affiliation, caractérisées par une distribution de revenus plus faibles et des contrats plus précaires, exhibent des chutes de consommation plus importantes que le demandeur d'emploi moyen (-12,5%).

Graphique 5 : Effet de la perte d'emploi sur la consommation à 6 mois, durcissement des conditions d'éligibilité



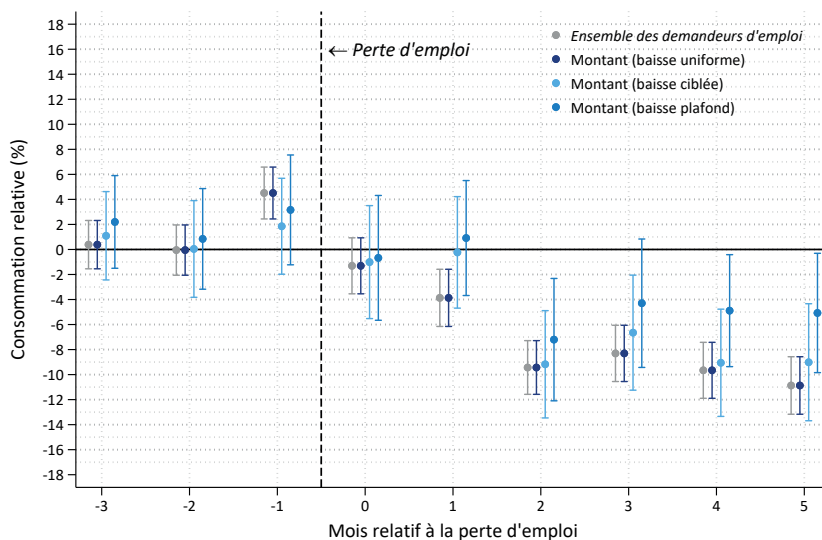
Clés de lecture : L'effet de la perte d'emploi sur la consommation est exprimé relativement à la consommation contrefactuelle estimée dans l'équation 4.

Note : La mesure de consommation utilisée est la définition restreinte, correspondant à la somme mensuelle des paiements par carte et retraits d'espèces. La consommation est winsorisée au 97,5ème centile pour atténuer l'effet de valeurs extrêmes. Les intervalles correspondent aux intervalles de confiance à 95%.

Comment estimer la valeur d'un euro d'assurance chômage pour les demandeurs d'emploi

Le [graphique 6](#) estime la dynamique de consommation suite à une perte d'emploi les individus affectés par les leviers de réforme considérant une baisse de montant. Ces baisses, qui ciblent des individus à la distribution de revenu plus haute que pour l'ensemble des demandeurs d'emploi, entraînent aussi des chutes de consommation plus mesurées. La chute de consommation à 6 mois est ainsi de -9% pour les individus affectés par la baisse de montant ciblée (taux de 57%) et dont le revenu médian se situe autour de 3 000 €. Les individus affectés par une baisse du montant plafond, dont le revenu médian se situe à 6 000 €, exhibent eux une chute de consommation encore plus faible, de -5,1% en moyenne.

Graphique 6 : Effet de la perte d'emploi sur la consommation à 6 mois, baisses du montant d'allocation

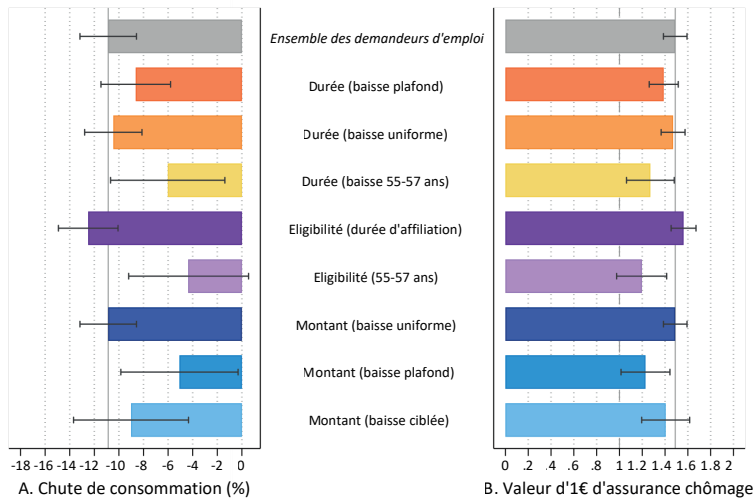


Clés de lecture : L'effet de la perte d'emploi sur la consommation est exprimé relativement à la consommation contrefactuelle estimée dans l'équation 4.

Note : La mesure de consommation utilisée est la définition restreinte, correspondant à la somme mensuelle des paiements par carte et retraits d'espèces. La consommation est winsorisée au 97,5ème centile pour atténuer l'effet de valeurs extrêmes. Les intervalles correspondent aux intervalles de confiance à 95%.

Malgré des intervalles de confiance parfois larges du fait la taille restreinte de notre échantillon, nos analyses montrent une forte hétérogénéité des chutes de consommation selon le public affecté, suggérant une valorisation distincte de l'assurance chômage pour certaines catégories d'individus. Le panel A de le [graphique 7](#) résume ainsi les dynamiques de consommation à 6 mois après la perte d'emploi pour chaque levier de réforme simulé et population associée, tandis que le panel B estime, à partir de chaque chute de consommation, la valeur moyenne d'1 € d'assurance chômage correspondante, tel que dérivée dans l'équation 11, et en faisant l'hypothèse d'un coefficient d'aversion au risque égal à 4,5. Une variante de ces estimations, faisant l'hypothèse alternative d'un coefficient d'aversion de 2, est présentée dans le graphique annexe B1. Nous tirons deux grands faits stylisés de ces estimations : D'une part, les leviers de réforme affectant les demandeurs d'emploi âgés de 55 à 57 ans affectent des publics aux chutes de consommation modérées, et donc une valeur de l'assurance chômage plus faible que pour l'ensemble des demandeurs d'emploi. D'autre part, les leviers touchant principalement des individus à hauts salaires (baisse ciblée du plafond ou du montant) entraînent eux aussi une réponse de consommation réduite et une valorisation de l'assurance plus faible, tandis que ceux affectant des publics plus précaires (éligibilité, hors senior) présentent des chutes de consommation et une valorisation de l'assurance plus élevée.

Graphique 7 : Chute de consommation 6 mois après la perte d'emploi et valeur induite de l'assurance, par public affecté

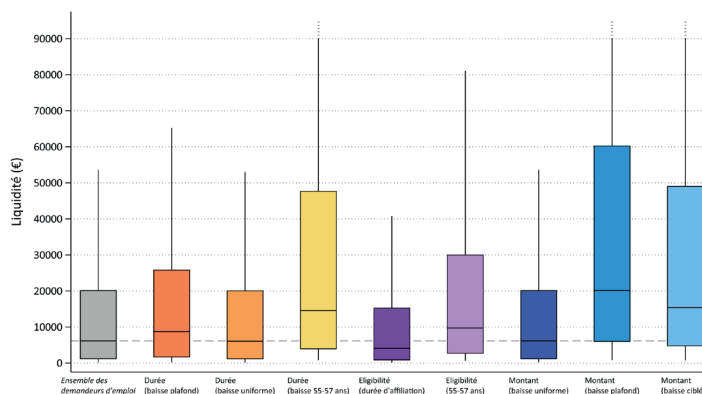


Clés de lecture : L'effet de la perte d'emploi sur la consommation est exprimé relativement à la consommation contrefactuelle estimée dans l'équation 4.

Note : La mesure de consommation utilisée est la définition restreinte, correspondant à la somme mensuelle des paiements par carte et retraits d'espèces. La consommation est winsorisée au 97,5ème centile pour atténuer l'effet de valeurs extrêmes. La mesure de la valeur de l'assurance chômage correspond à la valeur sociale moyenne donnée à 1 € de couverture d'assurance chômage. Cette valeur est déduite de la chute de consommation estimée, selon l'équation 11, en faisant l'hypothèse d'un coefficient d'aversion de 4,5. Une variante de ces estimations faisant l'hypothèse d'un coefficient d'aversion de 2 est présentée dans le graphique annexe B1. Les intervalles correspondent aux intervalles de confiance à 95 %.

Une explication potentielle du lien entre âge, revenu et valorisation de l'assurance chômage réside dans la forte corrélation entre ces variables et la liquidité des ménages, qui affecte directement leur capacité à absorber un choc de revenu en lissant leur consommation. Le [graphique 8](#) présente ainsi la distribution de la liquidité des ménages telle que mesurée dans les données bancaires, selon le levier de réforme considéré. Les populations conférant une valeur haute à l'assurance chômage, du fait notamment de faibles revenus et de situation d'emploi plus précaire, ont aussi un niveau de liquidité médian inférieur à celui de l'ensemble des demandeurs d'emploi. Les ménages affectés par un durcissement de l'éligibilité (hors senior) possèdent ainsi une liquidité médiane de 4 100 €, contre 6 100 € pour l'ensemble des demandeurs d'emploi. A contrario, les leviers de réforme identifiés comme ciblant des populations ajustant peu leur consommation, avec une distribution de revenus et d'âge plus haute que les autres demandeurs d'emploi, présentent des niveaux de liquidité médians largement supérieurs : 20 100 € pour les ménages affectés par une baisse du montant plafond, 15 400 € pour ceux affectés par une baisse ciblée du montant et entre 9 700 € et 14 500 € pour les ménages affectés par une réforme senior.

Graphique 8 : Liquidité initiale médiane, par public affecté

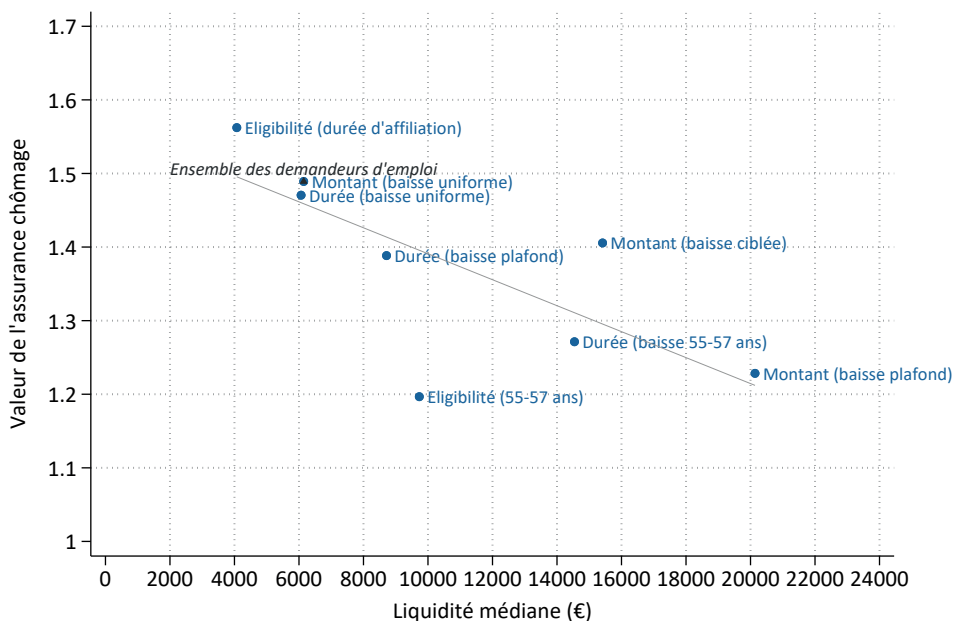


Note : La liquidité correspond au solde moyen mensuel des comptes courants, livrets réglementés et comptes assimilés des ménages traités durant le premier trimestre d'observation (janvier à mars 2022). Pour chaque réforme, la boîte représente la moitié centrale de la distribution des salaires : elle s'étend du 1^{er} au 3^e quartile (25^e et 75^e percentiles). La ligne horizontale au centre indique la médiane (50^e percentile). Les lignes verticales («moustaches») correspondent au 1^{er} et au 9^e décile (10^e et 90^e percentiles). Les quantiles spécifiques à chaque levier de réforme sont obtenus par pondération à partir des poids démographiques estimés dans les données administratives MiDAS pour chaque public affecté. Par souci de lisibilité, la valeur du 9^e décile est plafonné à 90 000 €. Les populations ayant un 9^e décile supérieur à 90 000 € sont indiqués par une ligne en pointillés. Pour plus d'informations sur l'identification des individus affectés par chaque levier de réforme, voir [Focus n° 130](#).

Comment estimer la valeur d'un euro d'assurance chômage pour les demandeurs d'emploi

Bien que ces analyses soient seulement descriptives, il semble que le niveau de liquidité puisse jouer un rôle déterminant dans la capacité des ménages à lisser leur consommation suite à une perte d'emploi, et puisse donc être un facteur clé de la valeur sociale accordée par ces derniers à l'assurance chômage. Le [graphique 9](#) présente ainsi, à partir des analyses précédentes, le gradient moyen entre liquidité et valeur de l'assurance, et montre une relation négative claire : En moyenne, une hausse de 6 000 € de la liquidité médiane est associée à une baisse de la valeur de l'assurance d'environ 10 points de pourcentage. Ces résultats sont cohérents avec la littérature, notamment [Landais et Spinnewijn \(2021\)](#), qui montrent dans un contexte similaire de perte d'emploi en Suède une relation négative forte entre liquidité et chute de la consommation.

Graphique 9 : Gradient entre liquidité médiane et valeur estimée de l'assurance chômage



Note : La liquidité correspond au solde moyen mensuel des comptes courants, livrets réglementés et comptes assimilés des ménages traités durant le premier trimestre d'observation (janvier à mars 2022). Les médianes spécifiques à chaque levier de réforme sont obtenues par pondération à partir des poids démographiques estimés dans les données administratives MIDAS pour chaque public affecté. La mesure de la valeur de l'assurance chômage correspond à la valeur moyenne donnée à 1 € de couverture d'assurance chômage. Cette valeur est déduite de la chute de consommation estimée pour chaque population selon l'équation 11, et en faisant l'hypothèse d'un coefficient moyen d'aversion au risque de 4,5.

Conclusion

Ce *Focus* documente la valeur de l'assurance chômage, c'est-à-dire la valeur sociale accordée par les demandeurs d'emploi à une couverture supplémentaire contre le risque de perte d'emploi. Cette question constitue un ingrédient central de l'évaluation des leviers de réforme de l'assurance chômage menée dans la [Note associée](#), notamment pour le calcul de l'indice d'efficacité de la dépense publique de chaque levier de réforme examiné.

La première partie du *Focus* montre qu'il n'existe pas une méthode unique pour estimer cette valeur. La littérature a développé plusieurs approches complémentaires, fondées sur les salaires de réserve, la distinction entre aléa moral et liquidité, l'observation des chutes de consommation, les propensions marginales à consommer ou encore les préférences révélées.

La seconde partie du *Focus* propose une estimation empirique de la valeur de l'assurance chômage à partir de données bancaires anonymisées du Crédit Mutuel. En exploitant les trajectoires de consommation autour des pertes d'emploi, nous mettons en évidence une baisse moyenne de la consommation de l'ordre de 10,9% six mois après la perte d'emploi dans notre spécification principale, ce qui correspond, avec une calibration standard de l'aversion relative au risque, à une valeur moyenne d'environ 1,5 pour 1 € de couverture d'assurance chômage. Cet ordre de grandeur est cohérent avec la littérature récente fondée sur l'observation des dynamiques de consommation après une perte d'emploi.

Au-delà de cet effet moyen, le *Focus* met en évidence une forte hétérogénéité de la valeur de l'assurance entre les populations affectées par les différents leviers de réforme. Les populations ciblées par les réformes senior, ainsi que celles concernées par des réformes concentrées sur les hauts revenus, présentent des chutes de consommation plus faibles après la perte d'emploi, et donc une valorisation plus faible de l'assurance chômage. À l'inverse, les populations affectées par les durcissements de l'éligibilité hors senior, caractérisées par des revenus plus faibles et des trajectoires d'emploi plus précaires, subissent des baisses de consommation plus importantes et valorisent davantage la couverture assurantielle. Nos résultats suggèrent ainsi que la valeur d'1 € d'assurance chômage ne peut être considérée comme uniforme : elle dépend étroitement des caractéristiques économiques des publics concernés.

Les analyses mettent également en évidence un lien fort entre cette hétérogénéité et le niveau de liquidité des ménages. Les populations qui ajustent le plus fortement leur consommation après une perte d'emploi sont aussi celles qui disposent des réserves liquides les plus faibles. À l'inverse, les ménages plus liquides, notamment parmi les seniors et les hauts revenus, sont mieux à même d'absorber le choc de revenu sans réduire fortement leur consommation. En moyenne, une hausse de 6 000 € de liquidité est associée à une baisse de 10 points de pourcentage de la valeur estimée de l'assurance chômage. Ce résultat conforte l'idée, largement présente dans la littérature, selon laquelle la valeur de l'assurance est d'abord liée aux contraintes de liquidité auxquelles font face les ménages.

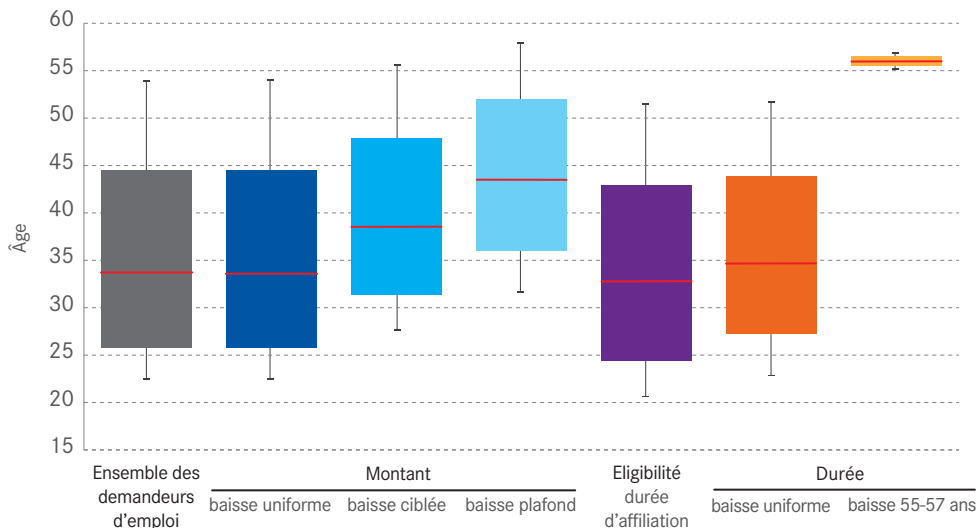
Plusieurs limites à cette analyse sont toutefois à considérer. D'une part, l'identification des pertes d'emploi dans les données bancaires reste imparfaite, dans la mesure où les transferts de salaires et d'allocations sont observés au niveau du ménage plutôt qu'au niveau individuel. D'autre part, l'estimation de la valeur assurantielle demeure sensible à la calibration du coefficient d'aversion relative au risque. Enfin, le rapprochement entre populations individuelles identifiées dans MIDAS et ménages observés dans les données bancaires repose sur une approximation nécessaire sur les caractéristiques du membre du ménage affecté par la perte d'emploi.

Malgré ces limites, ce *Focus* apporte deux contributions principales. Il fournit, d'une part, un cadre méthodologique transparent pour relier des estimations empiriques de chute de consommation à une valeur monétaire de la couverture d'assurance chômage. Il montre, d'autre part, que cette valeur varie fortement selon les publics affectés par les différents leviers de réforme, ce qui justifie pleinement de la différencier dans l'évaluation des politiques publiques.

Annexes

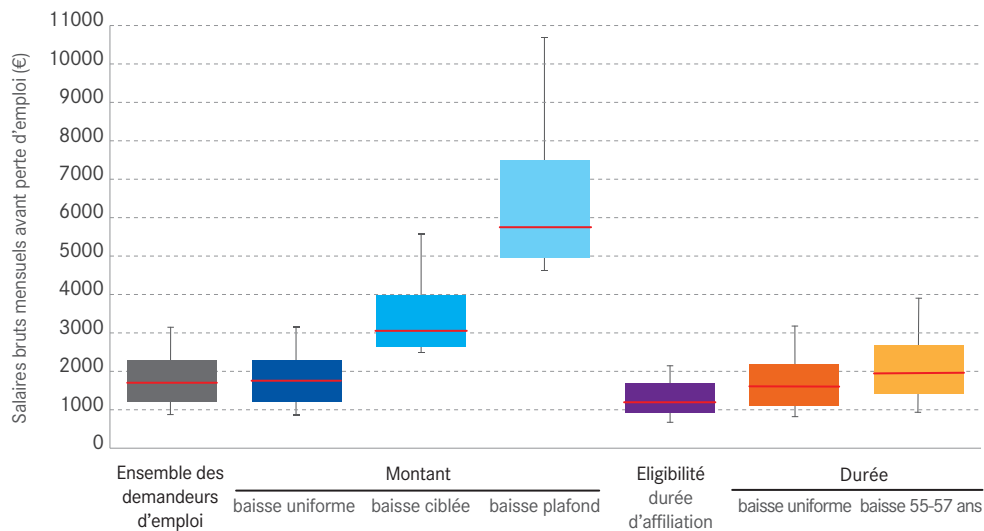
Annexe A. Caractéristiques des populations affectées par chaque réforme

Graphique A1 : Âge des individus affectés par chaque réforme



Note : Pour chaque réforme, la boîte représente la moitié centrale de la distribution de l'âge: elle s'étend du 1er au 3e quartile (25^e et 75^e percentiles). La ligne horizontale au centre indique la médiane (50^e percentile). Les lignes verticales («moustaches») correspondent au 1^{er} et au 9^e décile (10^e et 90^e percentiles). **Source :** Données MiDAS – MMO

Graphique A2 : Revenus des individus affectés par chaque réforme



Note : Pour chaque réforme, la boîte représente la moitié centrale de la distribution des salaires : elle s'étend du 1er au 3e quartile (25^e et 75^e percentiles). La ligne horizontale au centre indique la médiane (50^e percentile). Les lignes verticales («moustaches») correspondent au 1^{er} et au 9^e décile (10^e et 90^e percentiles). Clé de lecture : Le dernier décile de revenu des individus affectés par une hausse de la durée d'affiliation (en violet foncé) se situe à 2 000 € mensuels contre 5 500 € pour ceux affectés par une baisse du taux de remplacement ciblée sur les hauts salaires (en bleu clair). **Source :** Données MiDAS – FNA

Tableau A1 : Motifs de fin de contrat des individus affectés par chaque réforme

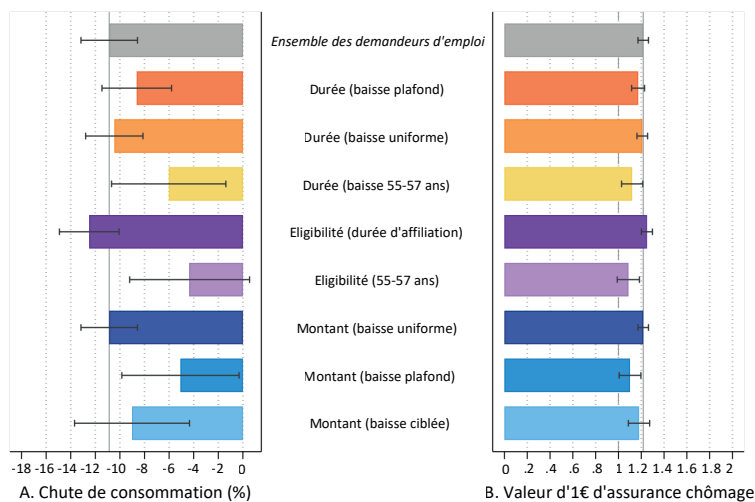
Réforme	Fin de CDD	Fin de mission	Licenciement économique	Licenciement pour inaptitude	Rupture collective	Autre raison
Ensemble des demandeurs d'emploi	33%	15%	3%	5%	21%	23%
Eligibilité (durée d'affiliation)	47%	35%	0%	0%	3%	15%
Eligibilité (55-57 ans)	43%	45%	0%	0%	1%	11%
Montant (baisse ciblée)	14%	4%	8%	6%	44%	25%
Montant (baisse plafond)	5%	1%	10%	3%	51%	31%
Montant (baisse uniforme)	33%	15%	3%	5%	21%	23%
Durée (baisse plafond)	12%	5%	1%	12%	40%	29%
Durée (baisse uniforme)	28%	16%	1%	6%	25%	25%
Durée (baisse 55-57 ans)	7%	2%	4%	35%	30%	22%

Note : Le graphique répartit les motifs de fin de contrat des demandeurs d'emploi affectés par chacune des réformes. L'intensité de la couleur de la case indique l'importance du motif de fin de contrat dans la population considérée : plus la case est bleue, plus la proportion d'individus est faible; plus elle est orange, plus elle est élevée. La première ligne correspond à l'ensemble des demandeurs d'emploi et sert de point de comparaison. Les lignes suivantes correspondent aux individus affectés par les différents scénarios de réformes.

Clé de lecture : Les fins de CDD correspondent à une fin de contrat sur trois (33%) chez les demandeurs d'emploi. C'est presque une fin de contrat sur deux (47%) pour les individus affectés par une hausse de la durée d'affiliation et à l'inverse une sur 20 (5%) pour les individus affectés par une baisse du plafond d'allocation chômage. **Source :** Données MiDAS-MMO

Annexe B. Valeur de l'assurance : hypothèse alternative sur la valeur du coefficient d'aversion au risque

Graphique B1 : Chute de consommation 6 mois après la perte d'emploi et valeur induite de l'assurance en faisant l'hypothèse $\gamma=2$, par public affecté



Clés de lecture : L'effet de la perte d'emploi sur la consommation est exprimé relativement à la consommation contrefactuelle individuelle estimée dans l'équation 4.

Note : La mesure de consommation utilisée est la définition restreinte, correspondant à la somme mensuelle des paiements par carte et retraits d'espèces. La consommation est winsorisée au 97,5ème centile pour atténuer l'effet de valeurs extrêmes. La mesure de la valeur de l'assurance chômage correspond à la valeur sociale moyenne donnée à 1 € de couverture d'assurance chômage. Cette valeur est déduite de la chute de consommation estimée, selon l'équation 11. Ce graphique présente une variante des estimations présentées dans le graphique 7, en faisant l'hypothèse d'un coefficient d'aversion de 2 au lieu de 4,5. Les intervalles correspondent aux intervalles de confiance à 95%.

Annexe C. Estimation à partir de Landais et Spinnewijn (2021)

Nous mobilisons les travaux de Landais et Spinnewijn (2021) pour documenter l'hétérogénéité de la chute de consommation au chômage selon les caractéristiques des individus. Cette étude mobilise des données administratives suédoises très détaillées couplant revenus, transferts et consommation et permet d'estimer avec précision comment l'ajustement de la consommation lors d'une perte d'emploi varie selon le profil des individus. L'objectif de cette annexe est de comprendre quelles caractéristiques sont les plus déterminantes dans la capacité à lisser la consommation face au risque chômage. Ces résultats fournissent également un point de comparaison à ceux obtenus dans nos analyses sur données bancaires françaises.

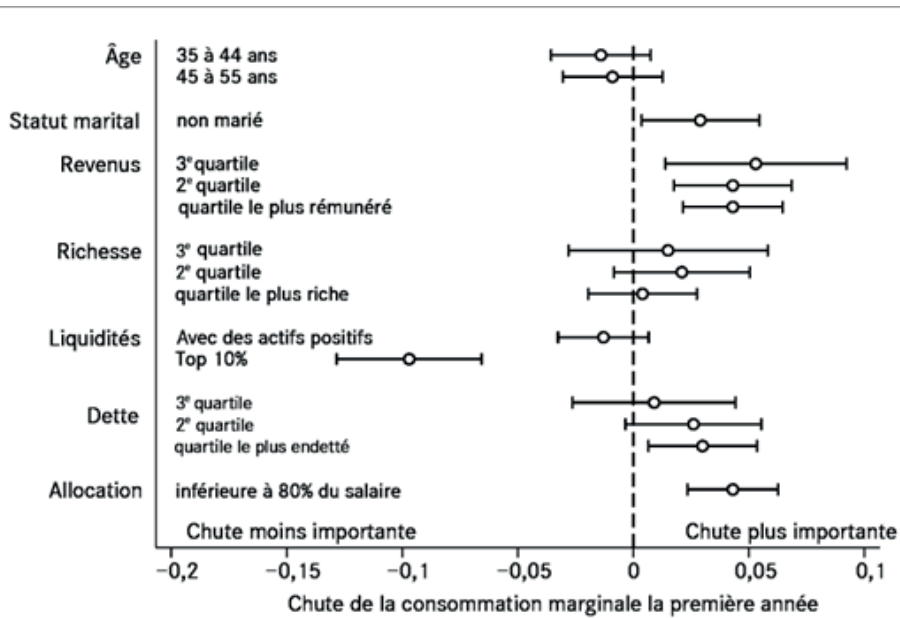
Hétérogénéité de la chute de consommation au chômage

Landais et Spinnewijn (2021) estiment une chute de consommation moyenne de 13% lors d'un épisode de chômage. Ils estiment ensuite, dans quelle mesure les caractéristiques individuelles – âge, composition familiale, revenus passés, richesse, taux de remplacement – expliquent l'ampleur de cette chute. Pour obtenir cette estimation, ils régressent la variation de consommation individuelle sur l'ensemble de ces dimensions simultanément, en estimant pour chaque caractéristique j un coefficient β_j qui capture son effet marginal sur la baisse relative de consommation. Formellement, ils estiment la spécification suivante (équation 29 dans le papier), où C_{it} désigne la consommation du ménage i en année t, α_i et ν_t des effets fixes individuels et temporels, J_{it} le statut vis-à-vis de l'emploi, H_i la dimension d'hétérogénéité, et M_i le nombre de mois passés au chômage en année 0 :

$$C_{it} = \alpha_i + \nu_t + \sum_{h=1}^{M_i} \sum_{j=1}^{N_h} \beta_{jh} \cdot \mathbf{1}[U_{it} = j] \cdot \mathbf{1}[H_i = h] + \sum_n \beta_{0n} \cdot M_i \cdot \mathbf{1}[U_{it} = 0] \cdot \mathbf{1}[H_i = h] + \varepsilon_{it} \quad (29)$$

Le graphique A1 ci-dessous reporte, pour chaque caractéristique $H = h$, l'estimation de $12 \times \beta_0^h / C_{-1}^h$, soit la chute mensuelle de consommation en année 0 pour cette catégorie, rapportée à la consommation pré-chômage. Toutes les dimensions H sont introduites simultanément dans la régression.

Graphique C1 : Hétérogénéité dans la chute de la consommation au chômage dans Landais et Spinnewijn (2021)



Note : Chaque cercle correspond au coefficient β_j estimé, l'effet marginal de la caractéristique individuelle j sur la chute de consommation lors du passage au chômage (en points de pourcentage). Les traits horizontaux représentent les intervalles de confiance à 95%. Toutes les dimensions d'hétérogénéité sont incluses simultanément dans la régression. Les estimations sont relatives à la catégorie de référence pour chaque dimension.

Clé de lecture : Un coefficient positif indique que la caractéristique est associée à une chute de consommation plus importante ; un coefficient négatif reflète au contraire une moindre sensibilité de la consommation au chômage.

Source : Landais et Spinnewijn (2021), Figure B-5.

Les individus plus âgés, de 35 à 55 ans, ont une chute de consommation légèrement moins importante que ceux âgés de 25 à 34 ans, bien que non significative. Le statut marital joue un rôle important. Le fait de ne pas être marié

est associé à une chute de consommation plus importante. En effet, la littérature économique documente que la présence d'un conjoint permet de lisser le choc au sein du ménage.

Considérons désormais les caractéristiques financières du ménage. La caractéristique financière impactant le plus fortement l'ampleur de la chute de consommation est la liquidité. La simple détention d'actifs positifs est associée à un coefficient légèrement négatif mais non significatif, tandis qu'appartenir au top 10% de la distribution des actifs liquides est très fortement corrélé à une chute de consommation moindre, avec un coefficient négatif net et significatif. Cela traduit une capacité importante à lisser leur revenu via le patrimoine financier directement mobilisable.

Lorsque cet effet a été pris en compte, les différences de revenus n'ont plus d'impact significativement différent entre le 3ème quartile et le quartile le plus rémunéré. Cependant on observe que la chute de consommation est significativement plus faible pour le premier quartile (qui sert de référence). Ceci peut sembler contre intuitif mais en réalité les individus aux revenus les plus faibles ont souvent une part plus forte de leur consommation qui est contrainte (loyers, charges, remboursements, etc.)⁶ ce qui peut limiter l'ajustement de leur consommation en cas de choc, cet ajustement plus faible étant potentiellement compensé par un endettement formel ou par un soutien familial.

Pour le niveau d'allocation, les individus dont l'allocation correspond à moins de 80% du salaire ont une chute de consommation plus importante. Ici deux phénomènes jouent, d'un côté, ces allocataires reçoivent par définition une part plus faible de leur revenu initial après leur entrée au chômage ce qui est cohérent avec l'observation d'un ajustement de consommation plus fort, de l'autre il convient de noter que cette population est spécifique : elle correspond aux individus avec de hauts salaires en amont de l'épisode de chômage et/ou à des individus n'ayant pas souscrit à la contribution complémentaire à l'assurance chômage (spécificité du système suédois).

Il existe peu de variation selon le niveau de richesse, une fois pris en compte l'ensemble des autres caractéristiques. En effet, aucun des coefficients n'est significatif. Il existe un gradient selon le niveau de dette, plus les individus sont endettés moins ils lisent leur consommation. Cela peut être le reflet d'une contrainte financière déjà importante (consommation déjà contrainte, remboursements mensuels augmentant la part des dépenses contraintes, etc.) et/ou de l'incapacité à emprunter d'avantage pour faire face au choc.

Ces résultats sont cohérents avec les analyses univariées proposées dans le cœur du *Focus*. Ils renforcent en effet l'intuition qu'une chute de consommation modérée est corrélée à une liquidité plus importante des ménages.

⁶ Ainsi, par exemple, selon l'Insee, en 2022 le taux moyen d'effort des ménages défini comme la part du revenu consacrée au logement est de 33,6% pour les ménages dans le premier quartile de revenu disponible contre 20,5% en moyenne pour l'ensemble de la population.

Bibliographie

- Bonnet O., Le Grand F., Olivia T., Ragot X. et Wilner L. (2024) : « The Consumption Response to Unemployment - Evidence from French Bank Account Data », *Insee Document de Travail* 2024-23.
- Borusyak K., Jaravel X., et Spiess J. (2024) : « Revisiting Event-Study Designs: Robust and Efficient Estimation », *The Review of Economic Studies*, vol. 91 (n° 6), p. 3253–3285.
- Chetty R. (2008) : « Moral Hazard Versus Liquidity and Optimal Unemployment Insurance », *Journal of Political Economy*, vol. 116 (n° 2), p. 173–234.
- Desrieux C., Ghasemipour R., Grimprel N., Lapeyre A., Laveissière E., et Salaün R. (2026) : « Comment estimer la valeur d'1 € d'assurance chômage pour les demandeurs d'emploi ? », *Focus du CAE* n° 132, avril.
- Fagereng A., Onshuus H. et Torstensen K. N. (2024) : « The Consumption Expenditure Response to Unemployment: Evidence from Norwegian Households », *Journal of Monetary Economics*, vol. 146.
- Ferreira J., Fontaine F., Lapeyre A., Laveissière E., Rathelot R., Roulet A. et Salaün R. (2026) : « Modéliser l'impact financier de réformes de l'assurance chômage », *Focus du CAE* n° 133, avril.
- Fontaine F., Rathelot R. et Roulet A. (2026) : « Mesurer l'efficacité de l'assurance chômage », *Les Notes du CAE*, n° 90, avril.
- Fontaine F., Lapeyre A., Laveissière E., Rathelot R., Roulet A. et Salaün R. (2026) : « L'indice d'efficacité de la dépense publique appliqué aux réformes du montant d'allocation chômage », *Focus du CAE* n° 129, avril.
- Fontaine F., Lapeyre A., Laveissière E., Rathelot R., Roulet A. et Salaün R. (2026) : « Conditions d'affiliation à l'assurance chômage : effets budgétaires de trois scénarios de réforme », *Focus du CAE* n° 131, avril.
- Ganong P. et Noel P. (2019) : « Consumer Spending During Unemployment: Positive and Normative Implications », *American Economic Review*, vol. 109 (n° 7), p. 2383–2424.
- Gruber J. (1997) : « The Consumption Smoothing Benefits of Unemployment Insurance », *American Economic Review*, vol. 87 (n° 1), p. 192–205.
- Hendren N. (2017) : « Knowledge of Future Job Loss and Implications for Unemployment Insurance », *American Economic Review*, vol. 107 (n° 7), p. 1778–1823.
- Landais C., Nekoei A., Nilsson P., Seim D. et Spinnewijn J. (2021) : « Risk-Based Selection in Unemployment Insurance: Evidence and Implications », *American Economic Review*, vol. 111 (n° 4), p. 1315–1355.
- Landais C. et Spinnewijn J. (2021) : « The Value of Unemployment Insurance », *The Review of Economic Studies*, vol. 88 (n° 6), p. 3041–3085.
- Lapeyre A., Laveissière E., Salaün R. et Tô M. (2026) : « Les publics affectés par les réformes potentielles de l'assurance chômage », *Focus du CAE* n° 130, avril.
- Palladino M.G. et Zuber T. (2024) : « De l'emploi au chômage et vice versa : impact et évolution des flux », Banque de France, document de travail.
- Shimer R. et Werning I. (2007) : « Reservation Wages and Unemployment Insurance Get Access Arrow », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 122 (n° 3), p. 1145–1185.
- Sun L. et Abraham S. (2021) : « Estimating Dynamic Treatment Effects in Event Studies with Heterogeneous Treatment Effects », *Journal of Econometrics*, vol. 225 (n° 2), p. 175–199.



Le Conseil d'analyse économique, créé auprès du Premier ministre, a pour mission d'éclairer, par la confrontation des points de vue et des analyses de ses membres, les choix du gouvernement en matière économique.

Président délégué Xavier Jaravel

Secrétaire général Augustin Vicard

Conseillers scientifiques

Jean Beuve, Samuel Delpeuch,
Claudine Desrieux, Arthur Poirier

Économistes/Chargés d'études

Nicolas Grimprel, Lucie Huang, Alice Lapeyre,
Antoine Lopes, Rose Salaün

Assistante du président délégué

Orkia Saïb

Membres Adrien Auclert, Emmanuelle Auriol,
Antonin Bergeaud, Antoine Bozio, François Fontaine,
Julien Grenet, Fanny Henriot, Xavier Jaravel,
Florence Jusot, Sébastien Jean, Isabelle Méjean,
Thomas Philippon, Vincent Pons, Xavier Ragot,
Alexandra Roulet, Katheline Schubert,
Emmanuelle Taugourdeau, Jean Tirole

Correspondants

Dominique Bureau, Benoît Mojon, Anne Perrot,
Aurélien Saussay, Ludovic Subran

Toutes les publications du Conseil d'analyse économique sont téléchargeables sur son site :

www.cae-eco.fr

ISSN 2971-3560 (imprimé)

ISSN 2999-2524 (en ligne)

Directeur de la publication Xavier Jaravel

Directeur de la rédaction Augustin Vicard

Édition et contact presse Hélène Spoladore
helene.spoladore@cae-eco.fr – Tél. : 01 42 75 77 47