



# L'indice d'efficacité de la dépense publique appliqué aux réformes du montant de l'allocation chômage

François Fontaine, PSE, IPP, Alice Lapeyre et Emma Laveissière, CAE,  
Roland Rathelot, ENSAE, IP Paris, Alexandra Roulet, Insead, CAE, Rose Salaün, CAE

---

**C**e *Focus* présente la méthodologie utilisée dans la *Note du CAE* « [Mesurer l'efficacité de l'assurance chômage](#) » pour récupérer l'indice d'efficacité de la dépense publique (EDP) dans le contexte de l'assurance chômage. Il présente la méthodologie et l'estimation associée pour trois réformes envisagées du montant d'allocation chômage. Grâce à cette approche, l'indice EDP constitue un outil d'aide à la décision permettant de comparer différents leviers de réforme et d'identifier ceux qui génèrent une perte de bien être inférieure aux économies budgétaires.

## La méthodologie de l'indice EDP appliquée à l'assurance chômage

### Méthodologie de l'indice EDP

L'indice d'efficacité de la dépense publique (EDP) est une méthode développée et popularisée par [Hendren et Sprung-Keyser \(2020\)](#) pour comparer entre elles des politiques ou réformes différentes. Le Conseil d'analyse économique a déjà utilisé cette méthode afin de comparer l'efficacité relative de différentes politiques éducatives ([Grenet et Landais, 2025](#)). Dans ce *Focus*, nous appliquons cet indicateur à l'évaluation de réformes du système d'assurance chômage.

L'indice EDP correspond au ratio entre le bénéfice social d'une politique et ses effets budgétaires. Il s'apparente à une analyse coût-bénéfice, comme le montre la formule suivante :

$$\text{Indice EDP} = \frac{\text{Valeur de l'assurance}}{\text{Rendements budgétaires}}$$

Cet indice fournit une métrique uniforme pour comparer l'effet marginal de différentes réformes.

### Le cas de l'assurance chômage

L'assurance chômage vise à protéger les individus contre la perte de revenus liée à la perte involontaire d'emploi. Sans ce dispositif, un individu au chômage serait contraint d'ajuster sa consommation — en réduisant ses dépenses, en puisant dans son épargne ou en s'endettant. En assurant une continuité partielle des ressources, l'assurance chômage permet d'amortir ce choc et de lisser la consommation dans le temps.

Toutefois, une assurance chômage plus généreuse modifie les incitations économiques des agents et peut influencer leurs comportements — un phénomène appelé aléa moral. Par exemple, un demandeur d'emploi mieux indemnisé peut être moins incité à rechercher un emploi ou un salarié peut réduire son implication au travail si la perspective du chômage devient moins coûteuse. Ces ajustements comportementaux se traduisent à la fois par des dépenses publiques supplémentaires (durées d'indemnisation plus longues ou plus d'entrées au chômage) et par une diminution des recettes fiscales (baisse de l'emploi et des cotisations sur l'emploi).

Ainsi, l'assurance chômage doit concilier sa fonction de protection avec l'objectif d'incitation à l'emploi. L'indice EDP constitue un outil pertinent pour quantifier cet arbitrage. L'analyse qui suit s'intéresse à des réformes réduisant la générosité du dispositif : elles sont susceptibles d'améliorer l'équilibre budgétaire mais au prix d'une diminution du bien-être des individus, qu'il convient de mettre en regard des économies réalisées.

### La valeur de l'assurance (numérateur)

On s'intéresse à la façon dont les individus valorisent 1 € supplémentaire de couverture d'assurance chômage. En France, comme dans la plupart des pays, les individus ne choisissent pas directement leur niveau de couverture : on ne peut donc pas déduire de leurs choix la valeur qu'ils accordent à une assurance plus généreuse. La littérature économique propose plusieurs approches pour l'estimer indirectement. L'enjeu est d'évaluer ce que représente 1 € de prestation pour les bénéficiaires, cette valeur étant susceptible de varier fortement selon les profils concernés par chaque réforme.

### Les rendements budgétaires (dénominateur)

Dans le cas d'une réforme réduisant la générosité de l'assurance chômage, les rendements budgétaires sont négatifs pour les bénéficiaires mais positifs pour les finances publiques : le système d'assurance chômage réalise des économies. Les rendements budgétaires reposent sur deux composantes principales :

---

\* Nous remercions Pierre Cahuc, Claudine Desrieux, Xavier Jaravel, Hélène Paris, Pierre Rousseaux, Hélène Spoladore ainsi qu'Augustin Vicard pour leurs retours constructifs sur le Focus. Nous remercions Nicolas Grimpel, Reza Ghasemipour, Lucie Huang et l'équipe du Crédit Mutuel Alliance Fédérale en particulier Julien Fournel pour leurs estimations de la chute de la consommation. Nous remercions Camille Landais pour avoir initié ce projet ambitieux. Nous remercions également l'ensemble des membres du CAE pour leurs suggestions lors de la réunion interne. L'accès à certaines données utilisées dans le cadre de ce travail a été réalisé au sein d'environnements sécurisés du Centre d'accès sécurisé aux données – CASD (Réf. 10.34724/CASD).

## L'indice EDP appliqué aux réformes du montant de l'assurance chômage

- les **économies mécaniques**, c'est-à-dire les économies directes générées par la réforme, à comportement inchangé. Par exemple, une baisse de 1 € d'allocation se traduit, toutes choses égales par ailleurs, par 1 € de dépenses publiques en moins,
- les **économies comportementales**, qui résultent de l'ajustement des comportements individuels et des entreprises face aux nouvelles incitations économiques. Si la baisse de 1 € modifie les décisions des bénéficiaires – par exemple, en accélérant le retour à l'emploi, ce qui réduit la durée d'indemnisation ou en diminuant les entrées au chômage – les économies réalisées pourront être supérieures à 1 €. A l'inverse, si elle ralentit la reprise d'emploi ou augmente les entrées au chômage, les économies effectives pourront être plus faibles. Les ajustements de comportement génèrent des effets budgétaires supplémentaires et indirects.

Le dénominateur de l'indice EDP correspond aux économies budgétaires totales – mécaniques et comportementales – rapportées aux économies mécaniques. Autrement dit, il mesure combien le système d'assurance chômage économise réellement pour chaque euro d'économie mécanique. C'est ce que l'on appelle le rendement (ou impact) budgétaire.

### Interprétation de l'indice EDP

Les réformes de l'assurance chômage cherchent à améliorer l'efficacité du système et à maîtriser les dépenses publiques, mais affectent la couverture offerte aux bénéficiaires. Pour évaluer ces réformes, il faut donc mettre en balance la perte de bien-être qu'elles induisent et les économies budgétaires qu'elles permettent de dégager.

Pour des ajustements modérés du système actuel<sup>1</sup>, une réforme peut être jugée souhaitable tant que la perte subie par les bénéficiaires reste inférieure aux économies réalisées (indice EDP inférieur à 1). A l'inverse, lorsque la perte de bien-être excède les gains budgétaires (indice EDP supérieur à 1), l'arbitrage devient défavorable. Cela n'implique pas nécessairement que la réforme soit à rejeter dans l'absolu – cette conclusion dépendrait d'autres considérations comme la contrainte budgétaire ou les objectifs de politique publique (par exemple de soutien à certains publics défavorisés) – mais que le coût social mesuré dépasse le bénéfice budgétaire immédiat. L'interprétation d'un indice pris isolément reste toutefois limitée : c'est la comparaison entre leviers, ou avec le coût du financement, qui donne à l'indice EDP tout son intérêt pratique.

### Un outil de comparaison des réformes

L'indice EDP permet de comparer l'efficacité de différents programmes publics en rapportant systématiquement les gains (ou pertes) de bien-être aux dépenses (ou économies) budgétaires correspondantes, qu'ils relèvent du même domaine – éducation, santé, emploi – ou non. Dans le cas de programmes assurantiels, il se calcule comme le rapport entre deux grandeurs : d'une part, le gain ou la perte en termes de valeur de l'assurance pour le public affecté ; d'autre part, les rendements budgétaires nets induits par la modification du levier considéré.

### Comparaison de deux leviers entre eux

Considérons deux leviers de réforme  $i$  et  $j$  tels que  $EDP_i > EDP_j$ . À coût budgétaire identique, la réforme  $i$  a un impact plus favorable sur le bien-être que la réforme  $j$ . Un transfert budgétaire neutre – consistant à augmenter de  $\delta$  € la générosité du levier  $i$  et à réduire de  $\delta$  € celle du levier  $j$  – conduit à améliorer le bien-être total. Si l'on souhaite réduire la générosité de l'assurance chômage, il vaut donc mieux ajuster le levier  $j$  que le levier  $i$ . Cette comparaison est d'autant plus robuste qu'elle est moins sensible aux choix des hypothèses de modélisation, dans la mesure où une partie de celles-ci est commune à l'ensemble des leviers étudiés.

### Comparaison d'un levier à son mode de financement

Lorsque l'on envisage non un transfert entre leviers, mais un ajustement de la générosité (à la hausse ou à la baisse), une autre comparaison devient pertinente : celle entre le coût/bénéfice social de cet ajustement et ce qu'il en coûterait de lever le même montant par un ajustement des prélèvements sur les salaires au titre de l'assurance chômage. La réduction de la générosité n'est souhaitable que si son indice EDP est inférieur à celui associé à une telle hausse – estimée à environ 1,2<sup>2</sup>. En deçà de ce seuil, il est moins coûteux socialement de réduire la générosité sur ce levier

<sup>1</sup> Nous évaluons des réformes de faible ampleur, et non une refonte complète du système.

<sup>2</sup> Voir l'Annexe E pour le détail du calcul de cette estimation.

que de lever l'équivalent par l'impôt ; au-delà, la hausse de prélèvements serait préférable. Dans les deux cas, cette comparaison suppose que l'on accorde la même importance au bien-être de tous les individus affectés. Rien n'interdit cependant d'introduire des préférences sociales différenciées, en accordant un poids plus élevé à certaines catégories d'individus — par exemple les plus jeunes, les chômeurs de longue durée ou les travailleurs en fin de carrière. Un écart d'indice EDP peut alors être justifié par des préférences redistributives explicites ; c'est même la seule façon de rationaliser le maintien du niveau de générosité d'un levier dont l'EDP serait inférieur à celui de ses alternatives.

L'indice EDP ne prescrit donc pas une politique redistributive donnée : il fournit une métrique transparente permettant d'objectiver les arbitrages entre réformes. Il appartient au décideur public de définir les préférences sociales qui guident ses choix.

### Application à l'assurance chômage

L'évaluation des leviers de réforme de l'assurance chômage se prête particulièrement bien à l'usage de l'indice EDP. Le décideur public dispose en effet de plusieurs paramètres d'ajustement :

- sur le champ de l'éligibilité : qui peut être indemnisé ? du fait de quelle durée minimale de cotisation ? et pour quels motifs de sortie de l'emploi ? ;
- sur la générosité du dispositif : durée et montant d'indemnisation, profil des allocations, etc.

Être en mesure de comparer l'effet relatif d'une variation d'un levier par rapport à un autre est essentiel. L'indice EDP permet d'évaluer, par exemple, s'il est plus efficace d'ajuster les critères d'éligibilité ou le montant de l'allocation chômage. Il offre un outil d'aide à la décision pour identifier les leviers de réformes les plus efficaces. Dans ce Focus, l'analyse se concentre exclusivement sur le levier du montant d'allocation, à des fins essentiellement illustratives. Une comparaison systématique entre leviers de l'assurance chômage est présentée dans la Note du CAE « [Mesurer l'efficacité de l'assurance chômage](#) ».

### Limites, choix méthodologiques et mise en œuvre empirique

L'indice EDP fournit un cadre analytique unifié pour l'évaluation des réformes de l'assurance chômage, dont la mise en œuvre empirique soulève plusieurs enjeux méthodologiques et d'interprétation :

#### Calibration rigoureuse

L'estimation des rendements budgétaires de chaque réforme repose sur la calibration de paramètres liés au marché du travail (flux d'entrée et de sortie du chômage, montant d'allocation) et aux comportements individuels (e.g. ajustement du taux de retour à l'emploi suite à une variation du montant d'allocation). Les premiers sont calibrés à partir de données individuelles ou agrégées, selon leur disponibilité, tandis que les seconds proviennent d'une revue de la littérature académique. Pour garantir la robustesse des résultats, des tests de sensibilité ont été réalisés autour des hypothèses (cf. [Annexe C](#)). Le lecteur est invité à s'emparer du code mis à disposition pour estimer les effets budgétaires et à ajuster les différents paramètres pour apprécier leurs effets sur les résultats obtenus.

#### Une littérature émergente sur la valeur de l'assurance

Si les effets budgétaires des réformes de l'assurance chômage sont relativement bien documentés, les travaux évaluant leur impact sur le bien-être demeurent limités. L'article de [Landais et Spinnewijn \(2021\)](#) constitue une avancée importante en la matière en comparant plusieurs façons de mesurer la valeur de l'assurance sur des mêmes données dans un contexte suédois. Le CAE, via un partenariat avec le Crédit Mutuel Alliance Fédérale, dispose de données bancaires à haute fréquence. À partir de l'étude de l'évolution de la consommation au chômage, nous estimons finement la valeur de l'assurance chômage dans un contexte récent et français<sup>3</sup>.

---

<sup>3</sup> Pour plus de détails sur les méthodes disponibles et sur le travail sur les données Crédit Mutuel Alliance Fédérale : [Focus du CAE n° 132](#).

# L'indice EDP appliqué aux réformes du montant de l'assurance chômage

## Externalités sur d'autres bases fiscales

L'assurance chômage s'inscrit dans un ensemble plus large de dispositifs sociaux. Sa générosité relative peut modifier les transitions entre dispositifs (invalidité, retraite, minima sociaux)<sup>4</sup>. Nous ne traitons pas du report sur l'invalidité ou sur la retraite. En revanche, nous intégrons deux types d'externalités budgétaires. Premièrement, le report vers le revenu de solidarité active (RSA) et l'allocation de solidarité spécifique (ASS), qui intervient en fin de droits pour certains demandeurs d'emploi. Ces effets report concernent principalement les réformes de la durée des droits et des conditions d'éligibilité, et non celles portant sur le montant d'allocation. Deuxièmement, nous prenons en compte les recettes supplémentaires liées à un retour à l'emploi plus rapide, via les cotisations sociales, qui contribuent au financement de l'assurance chômage, du RSA et de l'ASS<sup>5</sup>.

## Dimension locale

L'indice EDP capture une variation marginale autour d'un état initial : les résultats dépendent donc du niveau de départ et de l'ampleur du choc considéré. Cette propriété souligne l'importance de disposer d'un outil transparent et répliquable, permettant à chacun de reproduire les analyses, d'en comprendre les mécanismes et de les adapter à d'autres contextes ou scénarios de réforme.

L'indice EDP doit être interprété comme un outil d'analyse locale des réformes de l'assurance chômage, dont la pertinence repose sur la transparence des hypothèses et la rigueur de la calibration. Ce Focus a précisément pour objectif de poser ce cadre de manière explicite, dans une optique pédagogique et opérationnelle. Loin d'en limiter la portée, ces choix méthodologiques permettent de comparer de manière cohérente différents leviers de réforme et d'en analyser les effets dans un cadre unifié. Le cadre proposé est par ailleurs extensible à d'autres scénarios de réforme – de nature ou d'ampleur différente – moyennant l'adaptation des paramètres sous-jacents.

## Le numérateur : la valeur de l'assurance

### Qu'est-ce que la valeur de l'assurance ?

L'assurance chômage protège les individus contre la perte de revenus liée à la perte d'emploi, atténuant ainsi les fluctuations de consommation. Mais, comment savoir quelle valeur les individus accordent à cette protection ?

Dans le cas d'autres assurances – comme l'assurance automobile ou la complémentaire santé – pour lesquelles il existe un marché, on peut observer directement le montant que les individus sont prêts à payer pour être couverts, ce qui renseigne sur la valeur qu'ils attribuent à cette protection. L'assurance chômage, en revanche, est généralement obligatoire et financée collectivement ; il n'est donc pas possible d'observer directement la valeur que les individus lui accordent.

On sait néanmoins qu'elle dépend de plusieurs éléments : (i) leur aversion au risque, c'est-à-dire leur préférence pour un revenu stable plutôt que variable ; (ii) leur capacité à mobiliser d'autres ressources pour lisser la consommation (revenus d'un conjoint, épargne, crédit); et (iii) l'ampleur du choc subi. Les caractéristiques individuelles – telles que le niveau de revenu, la disponibilité d'actifs liquides ou la composition familiale – influencent fortement ces paramètres et donc la valeur de l'assurance chômage.

### Formule

La valeur de l'assurance représente l'utilité que les individus tirent d'une couverture face au risque de perte d'emploi. Ce raisonnement, de nature assurantielle, repose sur un arbitrage simple : dans quelle mesure un individu est-il prêt à réduire légèrement sa consommation en emploi afin d'augmenter sa consommation en cas de chômage ?

<sup>4</sup> Voir Giupponi et Seibold (2024) pour une revue de littérature sur les interactions entre assurance chômage et système de retraite et Aubert et al. (2025) pour une étude dans le contexte français.

<sup>5</sup> Pour plus de détails sur ces éléments : *Focus du CAE* n° 133.

Pour formaliser cet arbitrage, les économistes mobilisent le concept de fonction d'utilité, qui associe à chaque niveau de consommation un niveau de bien-être ou de satisfaction. Cette relation peut ne pas être linéaire du fait d'un effet de saturation ou du fait qu'une première unité de consommation apporte plus de satisfaction qu'une dixième ou centième. En d'autres termes, l'utilité marginale qu'un individu tire de la consommation est décroissante dans la quantité consommée.

La valeur d'une couverture supplémentaire contre le risque de chômage peut alors être exprimée à travers le taux marginal de substitution (TMS) entre la consommation en emploi ( $c_e$ ) et la consommation au chômage ( $c_u$ )<sup>6</sup> :

$$TMS = \frac{\frac{\delta u_u(c_u, x_u, z)}{\delta c}}{\frac{\delta u_e(c_e, x_e, z)}{\delta c}} = \frac{u'(c_u)}{u'(c_e)}$$

où  $c_x$  désigne la consommation dans la situation  $x$  (emploi,  $e$ , ou chômage,  $u$ ),  $xx$  regroupe l'ensemble des moyens de lisser la consommation (épargne, crédit, transferts privés) et  $z$  l'ensemble des choix qu'un individu peut effectuer pour limiter son risque de chômage.

Ainsi, on s'intéresse à l'utilité marginale de la consommation au chômage (au numérateur) relativement à l'utilité marginale de la consommation en emploi (au dénominateur).

### Comment estimer la valeur de l'assurance ?

Il existe plusieurs méthodes pour estimer la valeur de l'assurance, présentées dans le [Focus n° 132](#). Nous retenons ici l'approche fondée sur l'évolution de la consommation au moment du chômage développée par [Gruber \(1997\)](#). Elle présente deux atouts majeurs : (i) elle mesure directement la capacité des ménages à lisser leur consommation, ce qui correspond à la définition même de la valeur de l'assurance ; (ii) elle peut être mise en œuvre à partir de données récentes à haute fréquence couvrant un large échantillon. Nos estimations s'appuient sur des données bancaires françaises auxquelles le CAE a accès dans le cadre d'un partenariat avec le Crédit Mutuel Alliance Fédérale<sup>7</sup>.

### Approximation par la chute de la consommation au chômage ([Gruber, 1997](#))

Une manière intuitive d'estimer la valeur que les individus accordent à l'assurance chômage consiste à observer comment leur consommation évolue lorsqu'ils perdent leur emploi. Si la consommation chute fortement suite à l'entrée au chômage, cela signifie que la protection contre la perte de revenu a une valeur élevée : une indemnisation plus généreuse permettrait de mieux lisser cette consommation et donc d'améliorer le bien-être des ménages.

L'expression précédente du TMS peut être approximée par la formule suivante<sup>8</sup> :

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

où  $c_e$  et  $c_u$  représentent respectivement le niveau de consommation en emploi et au chômage, et  $\gamma$  le coefficient d'aversion relative au risque. Ce paramètre mesure la sensibilité des individus aux fluctuations de leur consommation : plus  $\gamma$  est élevé, plus une baisse de consommation est perçue comme coûteuse et plus l'individu valorise la stabilité de son niveau de vie.

Le TMS s'exprime donc comme une fonction de deux éléments : (i) l'aversion relative au risque des individus ( $\gamma$ ), et (ii) la variation relative de la consommation entre emploi et chômage  $((c_e - c_u)/c_e)$ .

<sup>6</sup> Dans l'ensemble des travaux, les indices  $u$  font référence à la situation chômage, *unemployment* en anglais.

<sup>7</sup> Pour plus de détails sur ces travaux, voir [Focus du CAE n° 132](#).

<sup>8</sup> 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 :  $\gamma = c_e \times u''(c_e)/u'(c_e)$ .

### Avantages et inconvénients de la méthode

Cette approche présente l'avantage de ne pas nécessiter de variation de politique publique pour pouvoir mesurer la valeur de l'assurance : il suffit d'identifier un épisode de chômage et d'observer l'évolution de la consommation autour de cet événement. Elle comporte toutefois trois principales limites :

— **Identification du choc.** Le moment exact de la perte d'emploi est parfois difficile à établir dans les données de consommation, et la fréquence des données s'avère déterminante. Les premières études, fondées sur des données observées à fréquence annuelle, peinent à dater précisément l'événement. En outre, des délais entre la fin du contrat et l'entrée effective en chômage indemnisé, ainsi que le versement de primes ou d'indemnités de fin de contrat, peuvent générer des variations transitoires de revenus et de consommation autour de la perte d'emploi. Les données bancaires permettent à la fois une identification plus précise du choc de perte d'emploi et une observation plus détaillée des ajustements de consommation qui s'ensuivent, grâce à leur fréquence élevée. Enfin, des comportements d'anticipation — tels qu'une hausse de l'offre de travail du conjoint ou une réduction préventive de la consommation — peuvent atténuer artificiellement l'effet mesuré du chômage sur la consommation ([Hendren, 2017](#)).

— **Qualité des données.** Les premières études reposaient sur des enquêtes menées sur de petits échantillons (par exemple, [Gruber, 1997](#)), ce qui limitait la précision statistique des estimations. Cette contrainte a été largement levée grâce à l'accès croissant à des données administratives riches (par exemple en Suède dans [Landais et Spinnewijn, 2021](#)) et à des données bancaires couvrant de larges populations (par exemple, données de la Banque Postale dans [Bonnet et al. \(2024\)](#) et les données du Crédit Mutuel Alliance Fédérale mobilisées dans cette étude), permettant une mesure plus précise des comportements de consommation.

— **Calibration de l'aversion au risque.** L'estimation de la valeur de l'assurance dépend du paramètre d'aversion au risque ( $\gamma$ ), dont la calibration repose sur des hypothèses fortes. En pratique, la comparaison avec d'autres méthodes d'estimation de la valeur de l'assurance permet toutefois de définir des bornes plausibles et de retenir une valeur de  $\gamma$  cohérente avec les données ([Annexe B.2](#)).

En somme, si plusieurs méthodes coexistent pour estimer la valeur de l'assurance, nous privilégions celle fondée sur la chute de la consommation. Elle présente l'avantage d'être utilisable sur des données de haute fréquence, récentes et issues du contexte français.

### Méthode pas à pas

#### Estimation de la chute de la consommation

L'objectif est d'estimer la chute de consommation moyenne pour chaque sous-population affectée par les réformes étudiées. Cela suppose deux étapes : identifier les individus concernés par chacune des réformes, puis quantifier l'ampleur de l'ajustement de leur consommation lorsqu'ils passent au chômage. Dans un premier temps, nous récupérons les caractéristiques de chaque sous-groupe (âge, composition familiale, revenus passés, etc.)<sup>9</sup>. Dans un second temps, nous évaluons la chute relative de la consommation pour les populations affectées par chacune des réformes simulées. Cette évaluation repose sur un estimateur de différences-en-différences imputé ([Borusyak et al., 2024](#)), appliqué à la variation de la consommation<sup>10</sup>. L'estimation est mise en œuvre sous la forme d'une régression pondérée par les caractéristiques démographiques des sous-populations. Cela permet de tenir compte de leur composition hétérogène et de prédire la chute relative de la consommation associée à chaque réforme<sup>11</sup>.

#### Estimation du taux marginal de substitution

Nous combinons ensuite cette estimation de la chute de consommation avec le coefficient d'aversion relative au risque pour obtenir le taux marginal de substitution (TMS) :

<sup>9</sup> Pour plus de détails, voir [Focus du CAE n° 130](#), qui décrit la méthode pour identifier le public affecté par chacune des réformes, les variables choisies pour les caractériser et les résultats de nos analyses.

<sup>10</sup> Pour plus d'information sur la méthode, voir [Focus du CAE n° 132](#).

<sup>11</sup> Le [graphique B.1](#) présente l'évolution de la consommation suite à la perte d'emploi au fil du temps.

$$TMS_g = 1 + \gamma \times \frac{\Delta c_g}{c_g}$$

Cette formule permet d'estimer, pour chaque levier  $g$ , la valorisation moyenne d'1 € de couverture d'assurance chômage. Il est possible de comparer cette valeur entre un levier donné  $g$  et les individus actuellement indemnisés, mais aussi entre différents leviers de réforme envisagés.

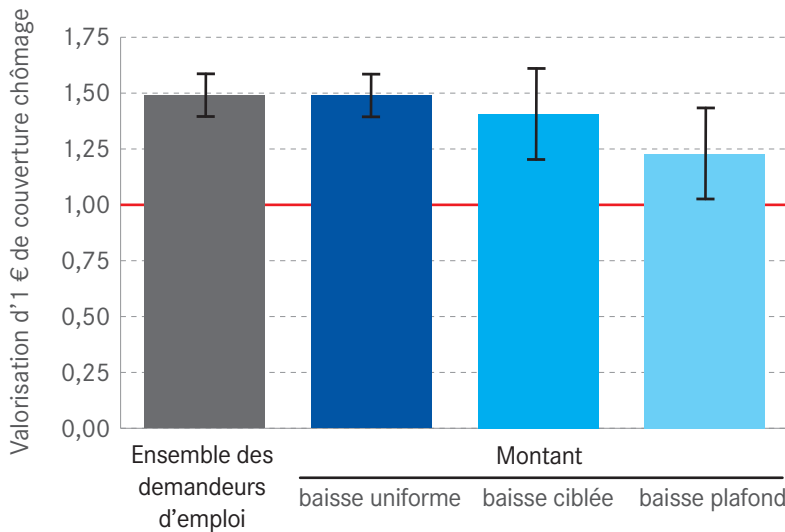
### Estimation pour trois réformes potentielles du montant d'allocation

Cette section présente les résultats de l'estimation de la valorisation d'1 € d'assurance chômage pour quatre groupes d'individus. Premièrement, nous étudions l'ensemble des demandeurs d'emploi qui ouvrent des droits sous le régime actuel, qui constituent en quelque sorte le référentiel. Ensuite, nous estimons la valeur de l'assurance pour les demandeurs d'emploi qui seraient affectés par une baisse du montant d'allocation chômage. Trois cas de figure sont étudiés :

- une baisse uniforme du taux de remplacement de 1% pour l'ensemble des demandeurs d'emploi ;
- une baisse ciblée du taux de remplacement de 1% sur les plus hauts revenus ;
- un abaissement du plafond du montant d'allocation à 2 500 €.

Le [graphique B1](#) présente les résultats de l'estimation de la chute de la consommation dans le temps pour les quatre publics identifiés. Le [graphique 1](#) présente la valeur de l'assurance chômage qui en découle avec un coefficient d'aversion au risque de 4,5<sup>12</sup>.

Graphique 1. Valorisation d'1 € de couverture chômage pour l'ensemble des demandeurs d'emploi indemnisés et pour ceux affectés par une baisse du montant d'allocation



**Note :** Chaque colonne correspond à un groupe d'individus : en gris, l'ensemble des demandeurs d'emploi, en bleu foncé, ceux affectés par une baisse uniforme du taux de remplacement, en bleu moyen ceux affectés par une baisse ciblée du taux de remplacement sur les hauts salaires et en bleu clair ceux affectés par un abaissement du plafond. Le coefficient d'aversion au risque est calibré à 4,5 (Landais et Spinnewijn, 2021). La barre rouge horizontale indique la valeur critique de 1 €. Les barres verticales indiquent les intervalles de confiance à 95%.

**Sources :** caractéristiques des demandeurs d'emploi issues des données MIDAS (CASD) et estimation de la chute de la consommation issue des données Crédit Mutuel Alliance Fédérale.

### Demandeurs d'emploi indemnisés

Commençons par les bénéficiaires actuels de l'assurance chômage : quelle valeur attribuent-ils à cette couverture ? La première colonne du graphique 1, en gris, nous l'indique. En moyenne, ils valorisent l'assurance chômage à 1,49 € :

<sup>12</sup> Le [graphique B2](#) compare l'estimation de la valeur de l'assurance selon le choix du coefficient d'aversion au risque.

## L'indice EDP appliqué aux réformes du montant de l'assurance chômage

autrement dit, ils seraient prêts à renoncer à 1,49 € de revenu en emploi pour obtenir 1 € au chômage. C'est bien supérieur au montant transféré, traduisant une forte valeur assurantielle du dispositif.

### Individus affectés par une baisse uniforme du taux de remplacement

Deuxièmement, et c'est mécanique, les individus affectés par une baisse uniforme du taux de remplacement (en bleu foncé sur le [graphique 1](#)) accordent la même valeur de l'assurance que les demandeurs d'emplois indemnisés (en gris). Il s'agit du même public.

### Individus affectés par une baisse ciblée du taux de remplacement sur les hauts salaires

Intéressons-nous à présent aux demandeurs d'emploi affectés par une baisse du taux de remplacement de 1% ciblée sur les hauts salaires, représentés en bleu moyen sur le graphique 1. Pour ce groupe, la valeur de l'assurance est estimée à 1,41 €. C'est légèrement plus faible que pour l'ensemble des demandeurs d'emploi. Comme discuté dans le [Focus du CAE n° 130](#), ces demandeurs d'emploi sont caractérisés par des revenus passés plus élevés, des fins de contrat plus fréquemment liées à des ruptures conventionnelles (44% contre 21% dans la population générale), ces dernières sont souvent associées à une indemnité de licenciement, et sont également plus souvent mariés que dans la population générale – caractéristique associée à une meilleure capacité à amortir un choc de revenus.

### Individus affectés par un abaissement du plafond

Les individus affectés par un abaissement du plafond (en bleu clair) présentent la valeur assurantielle la plus faible de tous (1,23 €). Ce n'est pas surprenant : il s'agit des demandeurs d'emploi aux revenus passés les plus élevés (salaire de référence médian de 5 765 € par mois), qui disposent en moyenne d'une épargne plus importante et d'une plus grande capacité à lisser les fluctuations de revenus.

## Le dénominateur : rendements budgétaires nets de la réforme

Le dénominateur de l'EDP correspond aux économies budgétaires totales – mécaniques et comportementales – rapportées aux économies mécaniques. Autrement dit, il mesure combien le système économise réellement pour chaque euro d'économie mécanique.

Pour estimer ces économies nous utilisons deux méthodes différentes : un modèle comptable et un modèle simulé. Pour des raisons de pédagogie nous détaillons ci-dessous uniquement la méthodologie employée dans le modèle comptable. La principale différence entre les deux modèles étant que le modèle comptable mesure des effets agrégés tandis que le modèle simulé simule des trajectoires individuelles, permettant entre autres de mieux prendre en compte l'hétérogénéité entre demandeurs d'emploi ainsi que les ajustements progressifs des stocks et des flux<sup>13</sup>. L'ensemble des paramètres mobilisés dans la section qui suit sont définis et détaillés en annexe dans la [section A](#).

### Économies mécaniques

Les économies directes, ou mécaniques, associées à une réforme du montant d'allocation chômage correspondent à la réduction directe des allocations versées. Il s'agit des économies réalisées en l'absence de réaction comportementale.

$$\text{Économies mécaniques} = U \times (b - b') \times E[D|h]$$

avec :

- U : le flux entrant annuel pré-réforme de demandeurs d'emploi indemnisés concernés par la réforme ;
- (b - b') : la différence mensuelle de montant d'allocation par individu ;
- E[D|h] : la durée moyenne des droits consommés<sup>14</sup>, à taux de retour à l'emploi pré-réforme h donné.

<sup>13</sup> Pour plus de détails sur le modèle simulé voir le [Focus du CAE n° 133](#).

<sup>14</sup> La durée des droits consommés est calculée en équivalence en mois d'indemnisation complet. Ainsi, un individu en activité réduite pourra prendre plus d'un mois calendaire pour consommer un mois de droits.

Les économies mécaniques associées à une baisse du montant d'allocation chômage dépendent du nombre de demandeurs d'emploi concernés ( $U$ ), de l'ampleur de la baisse de l'allocation chômage ( $b - b'$ ), et de la durée moyenne des droits perçus.

### Économies comportementales

Les économies indirectes, ou comportementales, correspondent aux économies budgétaires qui découlent de l'ajustement des comportements des individus et, potentiellement aussi, des employeurs. Suite à une réforme de l'assurance chômage, les incitations économiques des individus affectés par la réforme changent (qu'ils soient en emploi ou au chômage). En réaction, ils peuvent ajuster leurs comportements, ce qui a des conséquences budgétaires. Nous analysons deux effets comportementaux principaux susceptibles d'être induits par une réforme du montant d'allocation :

- une baisse des entrées au chômage ;
- une hausse du retour à l'emploi.

#### Baisse des entrées au chômage

Une baisse du montant d'allocation chômage peut renforcer les incitations à rester en emploi, poussant les individus à adopter des comportements facilitant leur maintien en emploi ou à augmenter leur recherche d'emploi en amont de fins de contrat ([Hartung et al., 2024](#) ; [Amaral, 2025](#)). Cela réduit le flux d'entrées au chômage indemnisé, ce qui réduit les dépenses d'allocation chômage. Parallèlement, les individus qui demeurent en emploi continuent de verser des cotisations sociales, générant ainsi des recettes supplémentaires pour le régime d'assurance chômage. Les économies comportementales liées au maintien en emploi s'écrivent ainsi :

$$\text{Économies comportementales liées à une baisse des entrées au chômage} = (U - U') \times \beta' \times E[D|h]$$

avec :

- $U$  : le flux annuel pré-réforme de demandeurs d'emploi indemnisés concernés par la réforme et  $U'$  le flux annuel post-réforme correspondant ;
- $\beta' = b' + \tau$  : le gain budgétaire mensuel par individu post-réforme, composé du montant d'allocation chômage non versé ( $b'$ ) et des cotisations sociales mensuelles sur l'emploi ( $\tau$ ) ;
- $E[D|h]$  : la durée moyenne des droits consommés à taux de retour à l'emploi pré-réforme  $h$  donné.

#### Hausse du retour à l'emploi

Une baisse du montant d'allocation peut inciter les demandeurs d'emploi à intensifier leur recherche d'emploi (par exemple [Krueger et Mueller, 2010](#) ; [Marinescu et Skandalis, 2020](#) ; [Le Barbanchon et al., 2024](#))<sup>15</sup>. Cela se traduit par une baisse de la durée au chômage, et donc par une diminution des dépenses d'indemnisation par demandeur d'emploi.

En outre, les demandeurs d'emploi qui retrouvent un emploi versent des cotisations sociales de manière directe ou indirecte via leurs employeurs, dont une part sert au financement de l'assurance chômage et des minima sociaux. Ce retour en emploi génère donc des recettes supplémentaires pour le régime d'assurance chômage et des minima sociaux.

Les économies comportementales liées à une hausse du retour à l'emploi s'expriment ainsi :

$$\text{Économies comportementales liées à une hausse du retour à l'emploi} = U' \times \beta' \times (E[D|h] - E[D|h'])$$

avec :

- $U'$  : le flux annuel post-réforme de demandeurs d'emploi indemnisés concernés par la réforme ;

<sup>15</sup> Voir Annexe B pour plus d'éléments empiriques documentant l'ajustement de la durée du non-emploi et du taux de retour à l'emploi à la générosité du chômage.

## L'indice EDP appliqué aux réformes du montant de l'assurance chômage

- $\beta' = b' + \tau$  : le gain budgétaire mensuel par individu supplémentaire en emploi post-réforme, composé du montant d'allocation chômage non versé ( $b'$ ) et des cotisations sociales mensuelles sur l'emploi ( $\tau$ ) ;
- $E[D|h] - E[D|h']$  : l'écart de durée moyenne des droits consommés, à taux de retour à l'emploi donné pré-réforme  $h$  et post-réforme  $h'$ .

### Calibration

Table 1 – Calibration

Paramètres	Description	Calibration, par réforme			Commentaires
		Baisse uniforme	Baisse ciblée	Baisse plafond	
Flux annuel de demandeurs d'emploi					
U	Flux annuel de demandeurs d'emploi pré-réforme	2 234 990	482 756	88 581	Ouvertures de droits initiales, rechargements et autres ouvertures de droits (FNA, Unédic, 2024, hors intermittents et demandeurs d'emplois âgés de plus de 62 ans)
U'	Flux annuel de demandeurs d'emploi post-réforme	2 232 794	482 291	85 902	Calcul des auteurs. Élasticité du taux de séparation = 0,1 ( <a href="#">Jessen et al., 2025</a> )
(U - U')	Baisse du flux annuel de demandeur d'emploi	2 196	465	2 679	
Économies mensuelles par individu					
b	Allocation mensuelle pré-réforme	1 213 €	2 078 €	3 636 €	Calcul des auteurs (FNA, MiDAS, 2024, prise en compte de la dégressivité)
b'	Allocation mensuelle post-réforme	1 201 €	2 058 €	2 537 € <sup>a</sup>	Allocation après application du choc à b (prise en compte de la dégressivité)
b - b'	Baisse de l'allocation mensuelle	12 €	20 €	1 099 €	
$\tau$	Cotisations sociales mensuelles sur l'emploi	125 €	236 €	428 €	Calcul des auteurs à partir du salaire mensuel brut de référence (FNA, MiDAS, 2024) et du taux de cotisations sur l'emploi
$\beta'$	Gain budgétaire mensuel par individu en emploi post-réforme	1 326 €	2 294 €	2 965 €	$\beta' = b' + \tau$
Durée des droits consommée					
$E[D h]$	Durée des droits consommés pré-réforme (en mois)	9,13	9,69	9,69	Calcul des auteurs, à partir du taux de retour à l'emploi (FNA, Unedic, 2024) et de la durée des droits ouverts (FNA, MiDAS, 2024)
$E[D h']$	Durée des droits consommés post-réforme (en mois)	9,11	9,67	9,20	Calcul des auteurs. Élasticité du taux de retour à l'emploi depuis le chômage indemnisé = -0,3.
$E[D h] - E[D h']$	Baisse de la durée des droits consommés (en mois)	0,01	0,02	0,49	Soit environ 0,5 jour (uniforme et ciblée) et 15 jours (plafond).

a. Le montant post-réforme est supérieur à 2 500 € car nous considérons un plafond pour l'allocation versée mensuellement de 2 500 € plutôt qu'un plafond par mois de droits (30 jours contre 30,44 jours de droits respectivement).

## Estimation

$$\text{Économies mécaniques} = U \times (b - b') \times E[D|h]$$

Dans le cas d'une baisse uniforme du taux de remplacement, l'allocation serait réduite de 1% pour l'ensemble des demandeurs d'emploi indemnisés. Nous estimons dans les données MIDAS une allocation mensuelle moyenne, à l'ouverture des droits, de 1 213 € pour la population générale. Cette allocation passerait à 1 201 € par mois après réforme, soit une économie mensuelle de 12 € par individu. Ces économies s'appliqueraient au flux annuel de demandeurs d'emploi indemnisés, soit environ 2,2 millions d'individus, et sur 9 mois d'indemnisation en moyenne. Au total, les économies mécaniques sont estimées à 243 millions d'euros.

S'agissant d'une baisse ciblée sur les plus hauts revenus, l'allocation serait également réduite de 1% mais uniquement pour les allocataires dont le taux de remplacement est de 57%, soit 482 756 demandeurs d'emploi annuellement. Ces derniers verraient leur allocation mensuelle moyenne baisser de 2 078 € à 2 058 €, soit une économie mensuelle de 20 € par individu. Ils consomment en moyenne 10 mois de droits. Les économies mécaniques sont estimées à 94 millions d'euros.

Enfin, un abaissement du plafond du montant d'allocation entraînerait une réduction du montant d'allocation mensuel de 1 099 € pour l'individu moyen concerné. La réforme concernerait 88 581 demandeurs d'emploi annuellement, qui consomment en moyenne 10 mois de droits. Les économies mécaniques sont estimées à 944 millions d'euros.

$$\text{Économies comportementales liées à une baisse des entrées au chômage} = (U - U') \times \beta' \times E[D|h]$$

Dans le cadre d'une baisse uniforme du taux de remplacement, le flux annuel de demandeurs d'emploi diminuerait de 2 196 individus. Les économies par individu et par mois sont estimées à 1 326 € ( $\beta'$ ) et comprennent l'allocation chômage post-réforme ( $b'$ ), qui n'est plus versée, ainsi que les cotisations sociales prélevées sur l'emploi ( $\tau$ ). En appliquant une durée de droits consommés moyenne de 9 mois, les économies comportementales liées au maintien en emploi seraient de 27 millions d'euros.

Pour une baisse ciblée du taux de remplacement, le flux annuel de demandeurs d'emploi diminuerait de 465 individus et les économies mensuelles par individu seraient de 2 294 €. En appliquant une durée de droits moyenne de 10 mois, cela donne 10 millions d'euros d'économies comportementales liées à une baisse des entrées au chômage.

Pour un abaissement du plafond, le flux annuel de demandeurs d'emploi diminuerait de 2 679 individus et les économies mensuelles par personne seraient de 2 965 €. En appliquant une durée de droits moyenne de 10 mois, cela donne 77 millions d'euros d'économies comportementales du fait de la baisse des entrées au chômage.

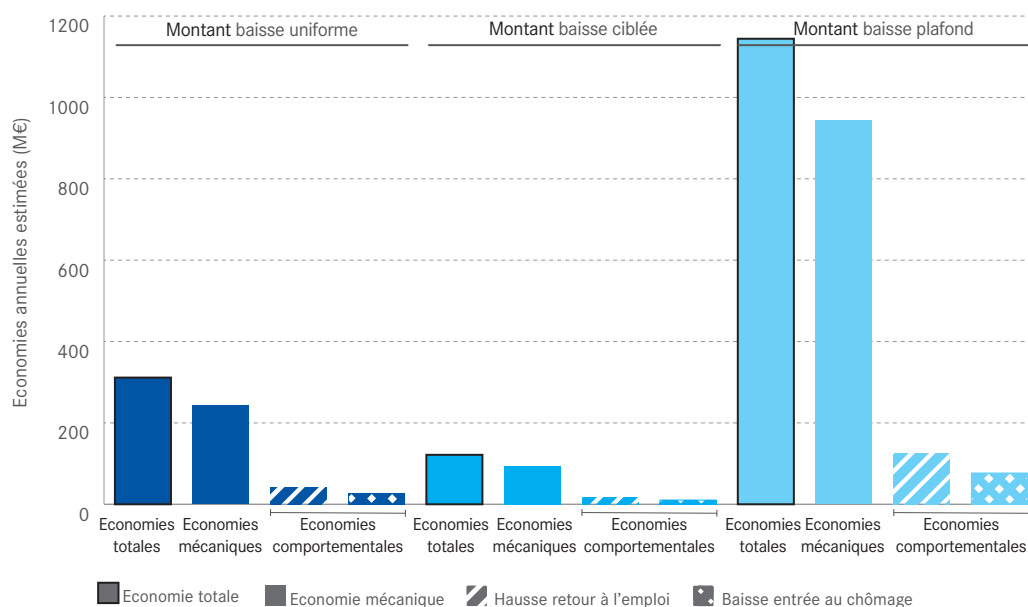
$$\text{Économies comportementales liée à la hausse du retour à l'emploi} = U' \times \beta' \times (E[D|h] - E[D|h'])$$

Nous estimons une réduction infime de la durée des droits consommés de 0,01 et 0,02 mois pour les réformes uniformes et ciblées, soit à peine un jour. Pour la réforme du plafond la réduction est de 0,49 mois soit environ 15 jours. Appliqué au nouveau flux de demandeurs d'emploi et aux économies mensuelles individuelles post-réforme, les économies comportementales liées au retour à l'emploi sont de 42 millions d'euros par an pour une baisse uniforme, contre 18 millions d'euros pour une baisse ciblée sur les plus hauts revenus et 124 millions d'euros pour un abaissement du plafond.

## Économies totales

Le [graphique 2](#) décompose les économies totales (colonnes encadrées de noir) en ses trois composantes : les économies mécaniques (couleur pleine), les économies comportementales liées au retour à l'emploi (en hachuré) et celles liées à la baisse des entrées au chômage (en pointillé). Les quatre premières colonnes correspondent à une baisse uniforme du taux de remplacement ; les quatre suivantes à une baisse du taux de remplacement ciblée sur les plus hauts revenus, et les quatre derniers à un abaissement du plafond du montant d'allocation.

Graphique 2. Décomposition des économies totales, par réforme



**Clé de lecture :** Pour une baisse uniforme du taux de remplacement (quatre premières colonnes), l'économie annuelle totale serait de 311 M € (colonne 1) dont 243 M € d'économies mécaniques (colonne 2), 42 M € d'économies comportementales liées à la hausse du retour à l'emploi (colonne 3 hachurée) et 27 M € d'économies comportementales liées à la baisse des entrées au chômage (colonne 4 pointillé).

**Source :** Calculs des auteurs.

Une baisse uniforme du taux de remplacement de 1% générerait des économies annuelles totales de 311 millions d'euros dont 243 millions d'euros d'économies mécaniques et 69 millions d'euros d'économies comportementales réparties pour deux tiers en un effet de hausse du retour à l'emploi et pour un tiers un effet de baisse des entrées au chômage.

Une baisse du taux de remplacement de 1% ciblée sur les plus hauts revenus générerait des économies annuelles totales de 122 millions d'euros, dont 94 millions d'euros d'économies mécaniques et 28 millions d'euros d'économies comportementales, attribuées pour deux tiers à une hausse du retour à l'emploi et pour un tiers à un maintien en emploi plus important.

Ainsi, une réforme ciblée – qui toucherait un peu plus de 20% des demandeurs d'emploi indemnisés – aurait des effets budgétaires équivalents à 40% de ceux d'une réforme similaire appliquée à l'ensemble des demandeurs d'emploi.

Un abaissement du plafond du montant d'allocation générerait des économies totales d'un ordre de grandeur totalement différent de celui des deux autres réformes<sup>16</sup>. En effet, les économies totales seraient de 1,14 milliards d'euros, dont 944 millions d'euros mécaniques.

## Rendements budgétaires nets par 1 € d'économie mécanique

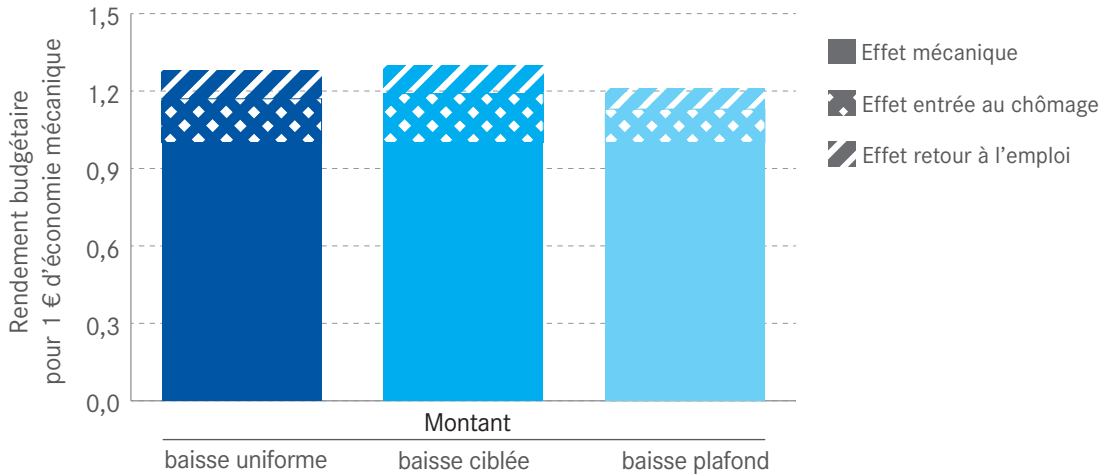
Le dénominateur de l'indice EDP mesure l'impact marginal d'1 € d'économie mécanique sur les finances publiques. Formellement, le dénominateur correspond au ratio entre les économies budgétaires totales et les économies mécaniques :

$$\begin{aligned}
 \text{Impact budgétaire} &= \frac{\text{économies mécaniques} + \text{économies comportementales}}{\text{économies mécaniques}} \\
 &= 1 + \underbrace{\frac{\text{économies comportementales}}{\text{économies mécaniques}}}_{\text{externalité fiscale}}
 \end{aligned}$$

<sup>16</sup> Cela est en partie dû au choix de l'ampleur des réformes. Si la baisse du taux de remplacement avait été de 2% ou même 5%, les ordres de grandeurs auraient été bien plus proches.

Le premier terme, 1, correspond à l'euro d'économie mécanique : c'est ce que le système économiserait si les comportements restaient inchangés. Le second terme correspond à l'externalité fiscale, c'est-à-dire l'effet des ajustements de comportement provoqués par la réforme. Cette formule indique combien le système économise au total pour chaque euro mécaniquement économisé, une fois pris en compte les changements de comportements. Plus les réponses comportementales sont importantes, plus les rendements budgétaires diffèrent de 1.

Graphique 3. Rendements budgétaires par 1 € d'économie mécanique



**Notes :** Les rendements budgétaires sont estimés pour trois réformes du montant d'allocation de l'assurance chômage : une baisse uniforme du taux de remplacement de 1% pour l'ensemble des demandeurs d'emploi (colonne 1), une baisse ciblée du taux de remplacement de 1% sur les plus hauts revenus (colonne 2) et un abaissement du plafond à 2 500 € (colonne 3).

**Clé de lecture :** Les rendements budgétaires sont de 1,30 € pour la baisse ciblée du taux de remplacement (colonne 2). Ainsi, chaque 1 € d'économie mécanique engendré par cette réforme se traduit par une économie totale de 1,30 €.

**Source :** Calculs des auteurs.

Le [graphique 3](#) présente les économies totales rapportées aux économies mécaniques pour les réformes du montant d'allocation étudiées. Les économies mécaniques, ou directes, sont normalisées à 1 (couleur pleine). Sont ensuite représentées les économies indirectes liées à l'ajustement des comportements des agents, rapportées elles aussi aux économies mécaniques. C'est ce que l'on appelle l'externalité fiscale. Deux mécanismes y contribuent : (i) la baisse des entrées au chômage (pointillé) et (ii) la hausse du retour à l'emploi (hachuré). L'externalité fiscale est la plus importante pour les baisses du taux de remplacement (colonne 1 et 2). En effet, elle correspond à environ 30% de l'effet mécanique, qui se décompose en 10 points proviennent d'un maintien en emploi plus important et 20 points d'un retour à l'emploi plus rapide. Cela signifie que pour chaque 1 € d'économie mécanique, 1,30 € d'économies sont en réalité réalisées. Dans le cadre d'une réforme abaissant le plafond, les économies indirectes sont de 21 centimes par euro d'économie mécanique.

L'ampleur des économies comportementales dépend de l'ampleur des ajustements des comportements aux nouvelles incitations économiques. Dans la calibration, nous utilisons des élasticité conservatrices (-0,3 pour le taux de sortie mensuel du chômage et 0,1 pour le taux de séparation). Certaines études font état d'élasticité plus fortes. L'[annexe C](#) apporte des éléments de discussions sur l'effet d'hypothèses différentes sur les élasticité ou sur le taux de transition entre chômage et emploi.

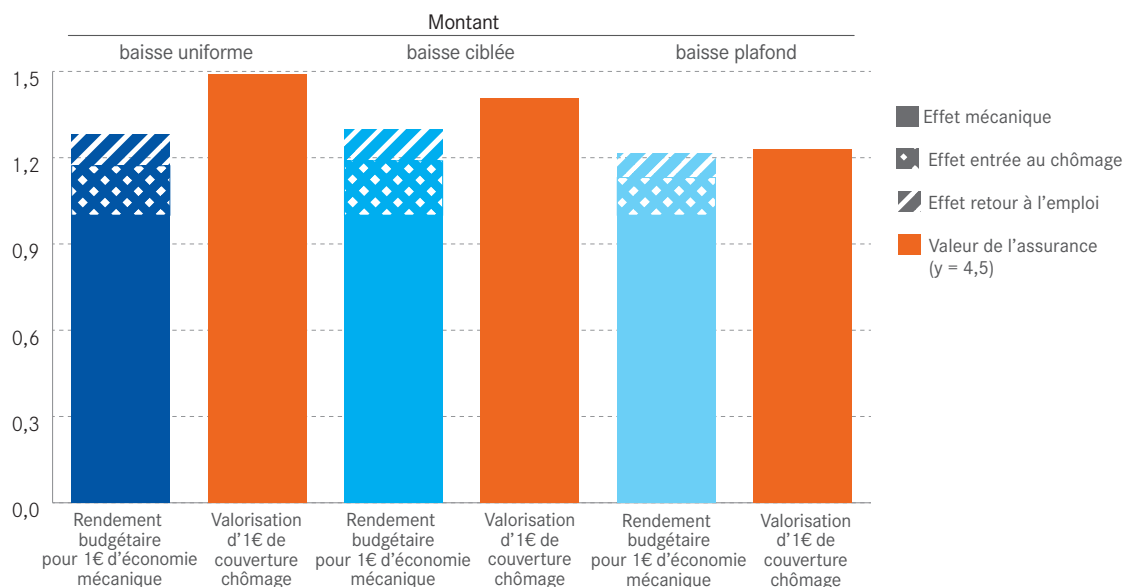
## Estimation de l'indice EDP

### Les deux composantes de l'indice EDP

À partir de l'ensemble des résultats précédents, nous construisons l'indice d'efficacité de la dépense publique (EDP) pour trois réformes du montant d'allocation chômage : une baisse uniforme du taux de remplacement, une baisse ciblée du taux de remplacement sur les hauts revenus et un abaissement du plafond d'allocation mensuelle.

## L'indice EDP appliqué aux réformes du montant de l'assurance chômage

Graphique 4. Composantes de l'indice d'efficacité de la dépense publique pour des réformes du montant d'allocation chômage



**Notes :** Les deux premières colonnes correspondent à une baisse uniforme du taux de remplacement, les deux suivantes à une baisse ciblée du taux de remplacement sur les hauts revenus et enfin, les deux dernières, à un abaissement du plafond mensuel. En bleu, les rendements budgétaires nets par 1 € d'économie mécanique. C'est le dénominateur de l'indice EDP. En orange, la valorisation d'1 € de couverture de chômage. C'est le numérateur de l'indice EDP.

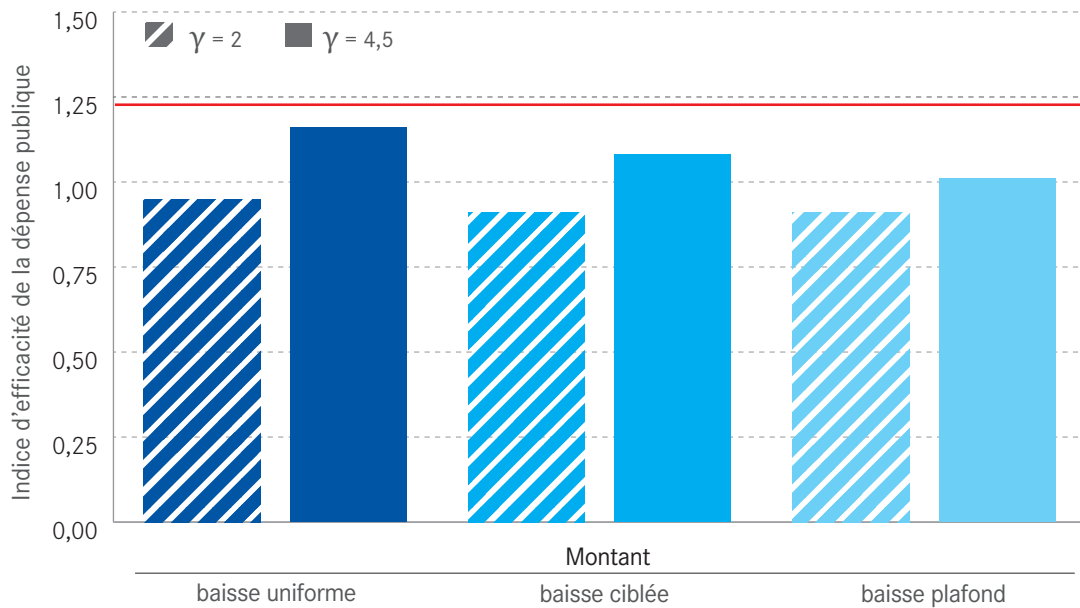
**Clé de lecture :** Pour une baisse uniforme du taux de remplacement, le rendement budgétaire net par 1 € d'économie mécanique est de 1,28 € (colonne 1), dont 0,11 € provient de la baisse des entrées au chômage (pointillé) et 0,17 € de la hausse du retour à l'emploi (hachuré). La valorisation d'1 € de couverture de chômage pour ce public est de 1,49 €. Les effets assurantiels sont donc supérieurs aux effets budgétaires.

**Source :** Estimation de la chute de la consommation issue des données Crédit Mutuel Alliance Fédérale, estimation des effets budgétaires : calculs des auteurs.

Le [graphique 4](#) résume les enseignements en termes de rendements budgétaires et de valorisation de l'assurance, par 1 € d'économie mécanique. Il s'agit des deux composantes de l'indice EDP, respectivement le dénominateur et le numérateur. Les deux premières colonnes correspondent à une réforme visant à baisser uniformément le taux de remplacement de 1%, tandis que les deux colonnes suivantes correspondent à une baisse de 1% ciblée sur les plus hauts revenus et les deux dernières à un abaissement du plafond de l'allocation mensuelle. Pour une baisse uniforme, le rendement budgétaire par euro d'économie mécanique (1,28 €) est largement inférieur à la valorisation de l'assurance chômage (1,49 €). Pour une réforme ciblée, les rendements budgétaires par euro d'économie mécanique (1,30 €, colonne 3) sont également inférieurs à la valorisation d'1 € de couverture de chômage (1,41 €, colonne 4), mais dans une moindre mesure. Enfin, les rendements budgétaires d'une réforme du plafond sont moins importants que pour les autres réformes (1,21 €, colonne 5) mais le public affecté accorde également une valeur de l'assurance chômage plus faible (1,23 €, colonne 6). Cela fait de la réforme du plafond la plus ambiguë en termes de comparaison des effets budgétaires et valeur d'assurantielle (indice EDP proche de 1).

## Comparaison des indices EDP selon l'hypothèse sur le coefficient d'aversion au risque

Graphique 5. Indice d'efficacité de la dépense publique, selon le coefficient d'aversion au risque



**Notes :** Pour chaque réforme envisagée, l'indice EDP est estimé sous l'hypothèse d'un coefficient d'aversion au risque,  $\gamma$ , de 2 (colonnes rayées) et de 4,5 (colonnes pleines). Les deux premières colonnes correspondent à une baisse uniforme du taux de remplacement, les deux suivantes à une baisse ciblée sur les hauts revenus et enfin, les deux dernières, à un abaissement du plafond mensuel. La ligne horizontale rouge correspond à l'indice EDP estimé pour les contributions sociales sur l'emploi qui financent l'assurance chômage.

**Clé de lecture :** Pour une baisse uniforme du taux de remplacement, l'indice EDP vaut 1,16 pour un coefficient d'aversion au risque de 4,5 et 0,95 pour un coefficient de 2.

**Source :** Estimation de la chute de la consommation issue des données Crédit Mutuel Alliance Fédérale, estimation des effets budgétaires : calculs des auteurs.

La valeur de l'assurance dépend fortement de la calibration du coefficient d'aversion au risque. L'aversion au risque capture la préférence des agents pour un revenu stable plutôt que variable. Plus l'aversion au risque est forte, plus les individus ont une préférence pour un revenu stable, plus la valeur de l'assurance chômage est élevée. Le [graphique C2](#) met en perspective la valeur de l'indice EDP selon l'hypothèse sur le coefficient d'aversion au risque<sup>17</sup>. Notre hypothèse principale est celle d'un coefficient de 4,5 (colonnes pleines). L'hypothèse alternative est un coefficient de 2 (colonnes rayées). Sous l'hypothèse principale, l'indice EDP associé à une baisse du taux de remplacement, qu'elle soit uniforme ou ciblée, est largement supérieur à 1, tandis que l'indice EDP associé à un abaissement du plafond est proche de 1. Sous l'hypothèse d'une aversion au risque modéré ( $\gamma = 2$ ), les indices EDP passent en dessous de 1, avec une différence amoindrie entre les réformes. Dans tous les cas, les indices EDP sont inférieurs à l'indice EDP associé au financement de l'assurance chômage (marqué par la ligne horizontale rouge).

### Comparaison entre réformes

Il convient de souligner une limite importante de l'indicateur tel que nous le mettons en œuvre ici : les préférences sociales— c'est-à-dire le poids relatif accordé au bien-être de différents groupes de la population — ne sont pas incorporées dans le calcul. L'indice EDP fournit ainsi un éclairage sur l'efficacité relative des réformes, mais ne saurait à lui seul clore le débat sur leur pertinence : deux politiques aux indices EDP différents peuvent tout à fait se justifier simultanément si le décideur accorde des poids distincts aux publics qu'elles affectent.

Prenons l'exemple de la différence entre l'indice EDP associé à une baisse uniforme des allocations (1,16) et celui associé à une baisse ciblée (1,08). Sous l'hypothèse de préférences sociales uniformes, ce résultat impliquerait qu'il serait souhaitable d'augmenter le niveau des allocations des allocataires qui ne sont pas dans le dernier segment d'indemnisation en finançant cette augmentation par une baisse du niveau des allocations pour les allocataires dans le dernier segment jusqu'à atteindre des indices EDP similaires entre les deux populations.

<sup>17</sup> Pour plus d'éléments sur le choix de cette calibration, se référer à l'[Annexe C.2](#).

## L'indice EDP appliqué aux réformes du montant de l'assurance chômage

Qu'est-ce qui justifierait, dès lors, la coexistence d'un indice EDP de 1,16 pour une baisse uniforme et d'un indice EDP de 1,08 pour une baisse ciblée sur les plus hauts revenus ? Reprenons la formule de comparaison entre indices EDP dans le cas de préférences sociales différentes :

$$\begin{aligned}\eta^c \times EDP^c &= \eta^u \times EDP^u \\ \Leftrightarrow \frac{\eta^c}{\eta^u} &= \frac{EDP^u}{EDP^c} = 1,07\end{aligned}$$

avec  $\eta$  les préférences sociales, EDP l'indice EDP, et les index c pour une réforme ciblée et u pour une réforme uniforme.

Il faudrait ainsi accorder aux demandeurs d'emploi affectés par la réforme ciblée un poids ( $\eta_c$ ) supérieur de 7% par rapport à l'ensemble des demandeurs d'emploi ( $\eta_u$ ) pour justifier la coexistence de ces deux règles. Or, dans un système marqué par une logique redistributive, comme dans le cas français, les préférences sociales conduisent au contraire à accorder un poids plus faible au bien-être des hauts revenus. Loin de justifier le statu quo, la prise en compte explicite des préférences sociales ne ferait donc que renforcer la conclusion : sur le critère d'efficacité comme sur le critère d'équité, la réforme ciblée domine la réforme uniforme. A l'inverse, dans une logique contributive, un poids plus élevé pourrait être justifié par une contribution plus importante au système.

## Conclusion

Ce *Focus* méthodologique a pour vocation d'expliquer le fonctionnement de l'indice EDP appliqué à des réformes de l'assurance chômage. Cet indice est composé de deux ingrédients principaux : la valorisation d'1 € de couverture de chômage au numérateur et les rendements budgétaires nets par 1 € d'économie mécanique au dénominateur. Ce dernier varie selon l'ampleur de la réponse comportementale à la générosité du dispositif.

Nous appliquons cet indice EDP à plusieurs réformes du montant d'allocation : une baisse uniforme du taux de remplacement de 1%, une baisse de 1% ciblée sur les plus hauts revenus et un abaissement du plafond d'allocation mensuelle à 2500 €. L'indice EDP le plus élevé est celui associé à la baisse uniforme du taux de remplacement, indiquant un ratio de valorisation de l'assurance par rapport à ses rendements budgétaires plus élevé. A l'inverse, la réforme du plafond a l'indice EDP le plus faible. Cela inviterait, à préférences sociales uniformes, à privilégier un abaissement du plafond ou une baisse ciblée du taux de remplacement par rapport à une réduction uniforme.

La Note « [Mesurer l'efficacité de l'assurance chômage](#) » étend la comparaison à d'autres leviers de l'assurance chômage : les conditions d'affiliation et la durée des droits. Ainsi, elle permet d'enrichir le classement des indices EDP associés à des réformes potentielles de l'assurance chômage.

## Bibliographie

- Amaral I. (2025) : “Unemployment Insurance and Moral Hazard on the Job”, *Working Paper*.
- Aubert P., Bozio A., Pedrono M. et Tô M. (2025) : « Impact de la réforme des retraites de 2010 sur l'équilibre financier de l'assurance chômage », *Rapport IPP* n° 61.
- Bastani S. (2025) : “The marginal value of public funds : a brief guide and application to tax policy”, *International Tax and Public Finance*, 32 (4), p. 919–956.
- Bell A., Hedin T.J., Schnorr G. et von Wachter T. (2024) : “UI Benefit Generosity and Labor Supply from 2002-2020 : Evidence from California UI Records”, *Journal of Labor Economics*, 42 (S1).
- 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”, *Review of Economic Studies*, n° 00, p. 1–33.
- Bozio A., Breda T., Grenet J. et Guillouzouic A. (2025) : “Does Tax-Benefit Linkage Matter for the Incidence of Payroll Taxes?”, *The Review of Economic Studies*.
- Cabannes P.-Y. et al. (2014) : « Comment le revenu imposable des ménages réagit-il à sa taxation ? Une estimation sur la période 1997-2004 », *Économie et Statistique*.
- Card D., Chetty R. et Weber A. (2007) : « Cash-on-hand and competing models of intertemporal behavior : New evidence from the labor market », *The Quarterly Journal of Economics*, 122(4).
- Chetty R. (2012) : “Bounds on elasticities with optimization frictions : A synthesis of micro and macro evidence on labor supply”, *Econometrica*, 80 (3), p. 969-1018.
- Cohen J.-P. et Ganong P. (2025) : “Disemployment Effects of Unemployment Insurance : a Meta-Analysis”, *NBER Working Paper* 32832.
- 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.
- 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.
- 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.
- Giupponi G. et Seibold A. (2024) : “Rethinking Pension Reforms,” *CEPR Press*.
- Grenet J. et Landais C. (2025) : « Éducation : comment mieux orienter la dépense publique », *Les Notes du CAE*, n° 84.
- Gruber J. (1997) : “The Consumption Smoothing Benefits of Unemployment Insurance”, *American Economic Review*, 87 (1), p. 192–205.
- Hartung B., Jung P. et Kuhn M. (2024) : “Unemployment Insurance Reforms and Labor Market Dynamics”, *Working Paper*.
- Hendren N. (2017) : “Knowledge of Future Job Loss and Implications for Unemployment Insurance”, *American Economic Review*, 107 (7), p. 1778–1823.

## L'indice EDP appliqué aux réformes du montant de l'assurance chômage

Hendren N. et Sprung-Keyser B. (2020) : «A Unified Welfare Analysis of Government Policies», *The Quarterly Journal of Economics*, 135 (3), p. 1209–1318.

Huang P.-C. et Yang T.-T. (2021) : «The welfare effects of extending unemployment benefits : Evidence from re-employment and unemployment transfers», *Journal of Public Economics*, 202, 104500.

Jessen J., Jessen R., Johnston A.C. et Galecka-Burdziak E. (2025) : «Moral Hazard Among the Employed : Evidence From Regression Discontinuity», *NBER Working Paper* 33450.

Kleven H. J. et al. (2025) : «Micro vs. macro labor supply elasticities : The role of dynamic returns to effort», Princeton University, *Working Paper*.

Krueger A. B. et Mueller A. (2010) : «Job search and unemployment insurance : New evidence from time use data», *Journal of Public Economics*, 94 (3), p. 298–307.

Lalive R. (2008) : «How do extended benefits affect unemployment duration? A regression discontinuity approach», *Journal of Econometrics*, 142(2), 785806.

Lalive R., Van Ours J. et Zweimuller J. (2006) : «How Changes in Financial Incentives Affect the Duration of Unemployment», *Review of Economic Studies*, 73, p. 1009–1038.

Landais C. et Spinnewijn J. (2021) : «The Value of Unemployment Insurance», *The Review of Economic Studies*, 88 (6), p. 3041–3085.

Le Barbanchon T., Schmieder J. F. et Weber A. (2024) : «Job Search, Unemployment Insurance, and Active Labor Market Policies», *SSRN Electronic Journal*.

Lehmann E., Marical F. et Rioux L. (2013) : «Labor income responds differently to income-tax and payroll-tax reforms», *Journal of Public Economics*, 99, p. 66–84.

Leung P. et O'Leary C. (2020) : «Unemployment insurance and means-tested program interactions : Evidence from administrative data», *American Economic Journal: Economic Policy*, 12(2), 159–192.

Marinescu I. et Skandalis D. (2021) : «Unemployment insurance and job search behavior», *The Quarterly Journal of Economics*, 136(2), 887931.

OCDE (2025) : «Taxing Wages 2025».

Saez E., Matsaganis M. et Tsakloglou P. (2012) : «Earnings determination and taxes : evidence from a cohort-based payroll tax reform in Greece», *Quarterly Journal of Economics*, 127 (1), p. 493–533.

Saez E., Slemrod J. et Giertz S. H. (2012) : «The elasticity of taxable income with respect to marginal tax rates : A critical review», *Journal of Economic Literature*, 50 (1), p. 3–50.

Schmieder J. F. et Von Wachter T. (2016) : «The effects of unemployment insurance benefits : New evidence and interpretation», *Annual Review of Economics*, 8(1), 547581.

Sicsic M. (2022) : «Does labour income react more to income tax or means-tested benefits reforms?», *Fiscal Studies*, 43 (3), p. 291–319.

Sicsic M. (2023) : « L'élasticité de l'offre de travail et des revenus dans la littérature : une analyse comparative des méthodes et des résultats sur données microéconomiques », *Revue de l'OFCE*, 183 (4), p. 5–40.

## Annexes

### A. Calibration

Cette section propose des éléments complémentaires au Tableau 1.

#### Montant de l'allocation chômage

Nous calibrons le montant d'allocation mensuelle moyen des demandeurs d'emploi à partir des données sur les ouvertures de droits dans MiDAS. Nous utilisons le salaire journalier de référence calculé par France Travail à partir des rémunérations brutes récupérées sur les 24 mois depuis la fin du dernier contrat (ou 36 pour les seniors).

#### Flux annuel d'individus indemnisés post-réforme, U'

Le flux annuel d'individus indemnisés s'ajuste à mesure que le taux de sortie de l'emploi réagit aux nouvelles règles d'indemnisation. Prenons l'exemple d'une baisse du taux de remplacement de 1%, le flux post-réforme s'écrit :

$$U' = U \times (1 - 0,01 \times \epsilon_{\delta, \text{montant}})$$

avec :

- U : le flux annuel initial d'individus indemnisés concernés par la réforme et U' le nouveaux flux;
- -0,01 : l'ampleur de la réforme étudiée;
- $\epsilon_{\delta, \text{montant}}$  : l'élasticité des entrées au chômage au montant d'indemnisation, calibrée à 0,1 ([Jessen et al., 2025](#)).

Dans le cadre d'une baisse uniforme du taux de remplacement, le flux annuel d'individus indemnisés passerait ainsi de 2 234 990 à 2 232 794 individus, soit une baisse de 2 196 individus. Dans le cadre d'une baisse ciblée sur les plus hauts revenus, le flux annuel d'individus indemnisés passerait de 482 756 à 482 291 individus, soit un écart de 465 individus. Dans le cadre d'un abaissement du plafond, le flux diminuerait de 2 679 individus, du fait d'une hypothèse d'un choc plus fort sur cette population.

#### Économies mensuelles par individu

Ce chiffre correspond au nouveau montant des allocations mensuelles économisé car les individus sont en emploi plutôt qu'au chômage indemnisé auquel on ajoute les recettes fiscales prélevées sur cet emploi. Nous considérons les recettes fiscales visant à financer l'assurance chômage, le RSA et l'ASS. Les économies nettes mensuelles sont de 1 326 € pour une baisse uniforme du taux de remplacement, 2 294 € pour une baisse ciblée du taux de remplacement et de 2 965 € pour une baisse du plafond. Cet écart tient du montant d'allocation perçue par les demandeurs d'emploi des différents groupes mais aussi du montant de leurs cotisations sur l'emploi.

#### Durée des droits consommés pré-réforme

La durée des droits consommés pré-réforme dépend du taux de retour à l'emploi à la réforme. Soit  $h$  le taux de retour à l'emploi et la durée des droits ouverts, la durée des droits consommés s'écrit ainsi :

$$\mathbb{E}[D|h, \bar{D}] = \sum_{i=0}^{\bar{D}-1} (1-h)^i \times h \times i + (1 - \sum_{i=0}^{\bar{D}-1} (1-h)^i \times h \times i) \times \bar{D}$$

#### Durée des droits consommés post-réforme

La durée des droits consommés post-réforme dépend de l'ampleur de l'ajustement du taux de retour à l'emploi à la réforme. Reprenons l'exemple d'une baisse du taux de remplacement de 1%. Soit  $h$  le taux de retour à l'emploi et  $\epsilon_{h, \text{montant}}$  l'élasticité du taux de retour à l'emploi à une réforme du montant d'allocation, alors le nouveau taux de retour à l'emploi post-réforme,  $h'$ , s'écrit :

$$h' = h \times (1 - 0,01 \times \epsilon_{h, \text{montant}})$$

avec :

- $h$  : le taux de retour à l'emploi depuis le chômage indemnisé et  $h'$  le nouveaux taux ;
- -0,01 : l'ampleur de la réforme étudiée ;

## L'indice EDP appliqué aux réformes du montant de l'assurance chômage

- $\epsilon_{h, \text{montan}t}$  : l'élasticité du taux de retour à l'emploi au montant d'allocation, calibrée à -0,3<sup>18</sup>

La durée des droits consommés post-réforme s'écrit ainsi :

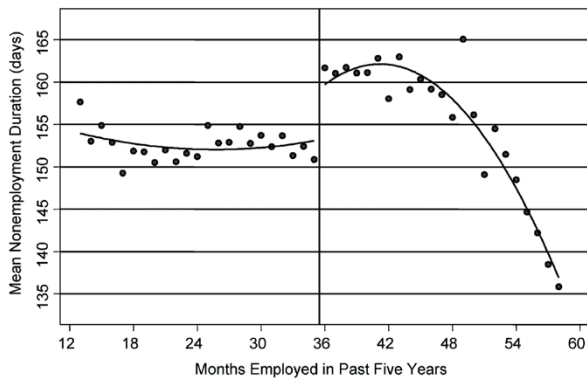
$$\mathbb{E}[D|h', \bar{D}] = \sum_{i=0}^{\bar{D}-1} (1-h')^i \times h' \times i + (1 - \sum_{i=0}^{\bar{D}-1} (1-h')^i \times h' \times i) \times \bar{D}$$

### B. Documentation des réponses comportementales

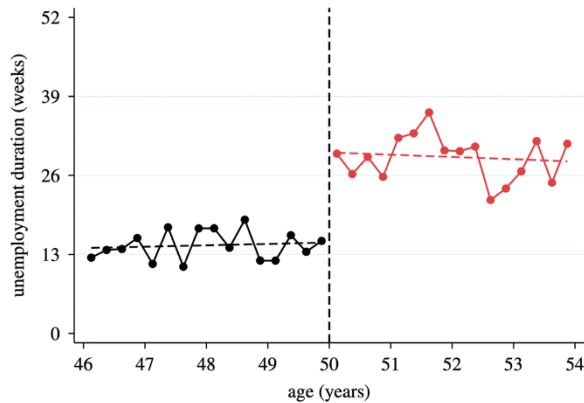
Cette annexe illustre, à partir de la littérature empirique, l'existence de réponses comportementales aux règles de l'assurance chômage.

Graphique B1. Effets de la générosité de l'assurance chômage sur la durée du non-emploi : quelques exemples

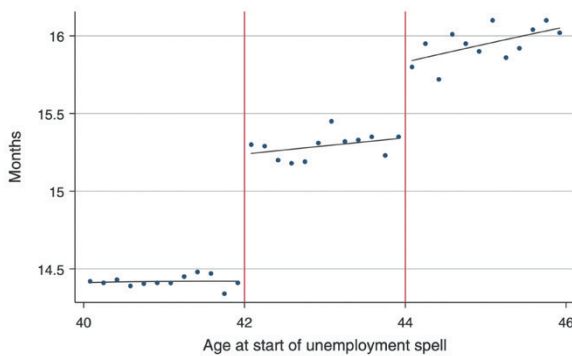
A. Card et al. (2007)



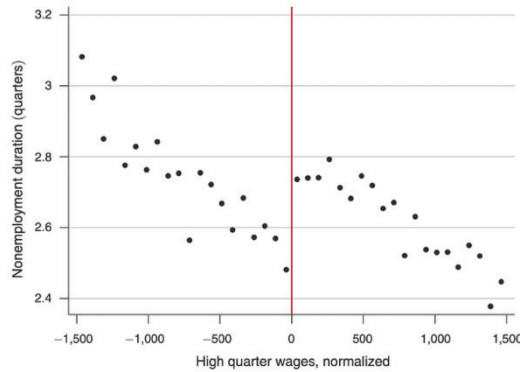
B. Lalive (2008)



C. Schmieder et al. (2016)



D. Leung et O'Leary (2020)



Notes: Le panel a) réplique le graphique 8a de Card et al. (2007), le panel b) réplique le graphique 2 de Lalive (2008), le panel c) réplique le graphique 2b de Schmieder et al. (2016) et le panel d) réplique le graphique 6 de Leung et O'Leary (2020).

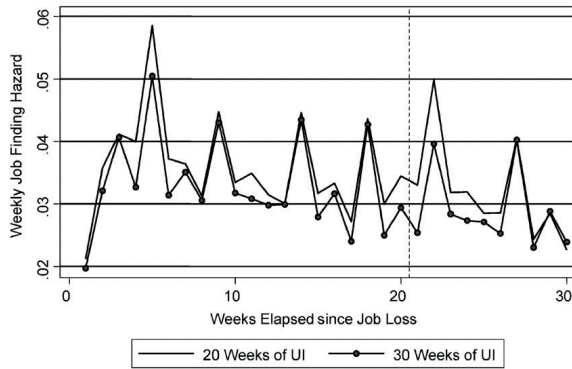
Le [graphique B.1](#) rassemble plusieurs estimations de l'effet de la durée des droits sur la durée du non-emploi. Ces travaux exploitent des seuils d'éligibilité – liés à la durée d'emploi passée, à l'âge ou encore au niveau de salaire – qui entraînent des variations discrètes de la durée d'indemnisation. Les effets sont identifiés à l'aide de méthodes de régression sur discontinuité.

<sup>18</sup> Cette calibration constitue une valeur intermédiaire par rapport aux élasticités disponibles dans la littérature sur la France ou autres pays européens. En effet, dans un contexte polonais, [Jessen et al. \(2025\)](#) estiment cette élasticité à -0,25-0,34. [Lalive et al. \(2006\)](#) l'estiment à -0,15 dans un contexte autrichien et [Cohen et Ganong \(2025\)](#) trouvent une élasticité de -0,52 dans leur méta-analyse.

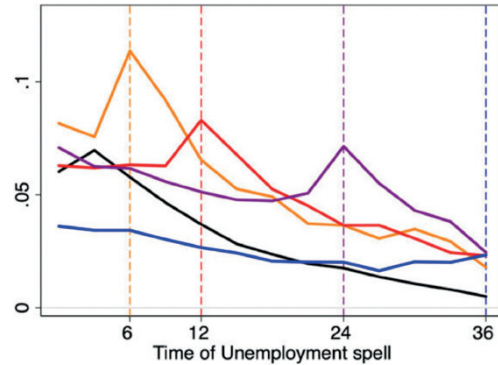
Dans chacun des cas, on observe une augmentation nette de la durée du non-emploi lorsque la durée des droits s'accroît de manière discontinue. Ces ruptures constituent une évidence simple de réponses comportementales : lorsque les droits sont plus longs, les individus mettent en moyenne plus de temps à retrouver un emploi. À l'inverse, en l'absence de tels comportements, la durée du non-emploi évoluerait de façon continue et ne présenterait pas de rupture au niveau des seuils.

Graphique B2. Effets de la générosité de l'assurance chômage sur le taux de retour à l'emploi : quelques exemples

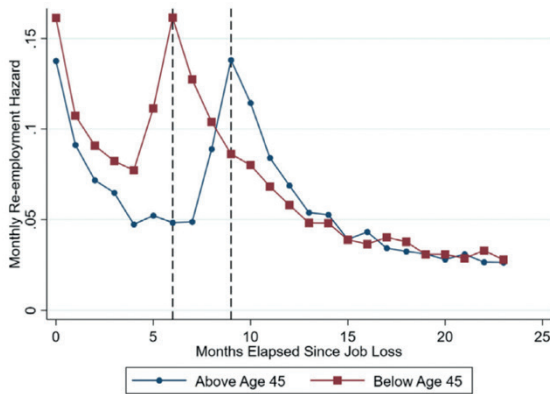
A. Card et al. (2007)



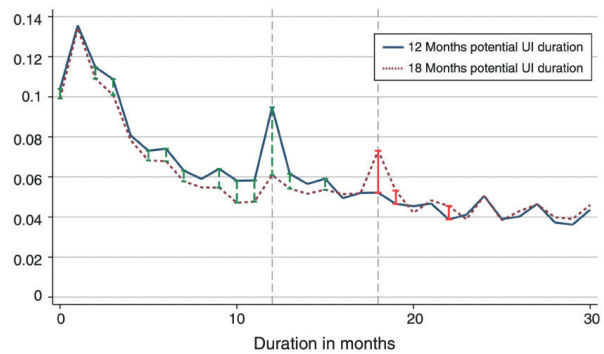
B. Marinescu et Skandalis (2021)



C. Huang et Yang (2021)



D. Schmiöder et al (2016)



Notes: Le panel a) réplique le graphique 9 de Card et al. (2007), le panel b) réplique le graphique 2a de Marinescu et Skandalis (2021), le panel c) réplique le graphique 7a de Huang et Yang (2021) et le panel d) réplique le graphique 6b de Schmiöder et al (2016).

Le graphique B.2 présente plusieurs estimations de l'évolution du taux de retour à l'emploi au cours de l'épisode de chômage, selon la durée des droits ouverts.

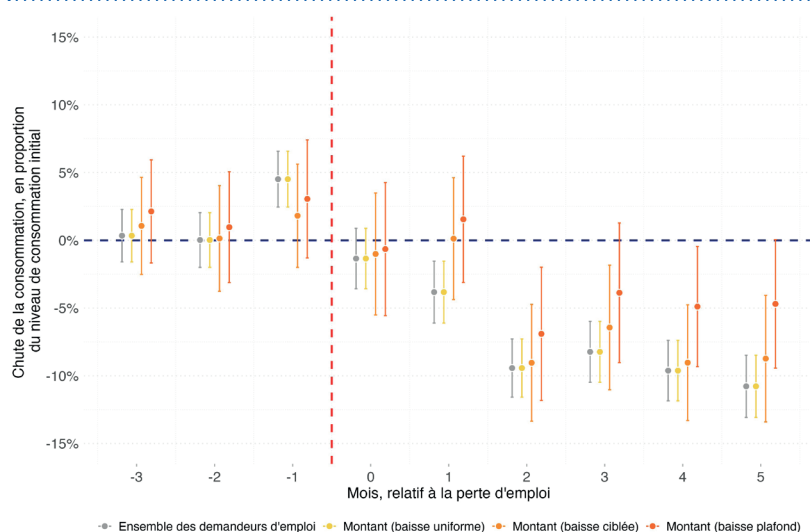
Un fait saillant ressort de l'ensemble de ces graphiques : le taux de retour à l'emploi augmente nettement à l'approche de l'épuisement des droits. Autrement dit, la probabilité de retrouver un emploi augmente lorsque la fin de l'indemnisation se rapproche.

Ce profil est difficilement compatible avec une absence de réponses comportementales. Il indique au contraire que les individus ajustent leur intensité de recherche d'emploi en fonction des incitations fournies par l'assurance chômage : lorsque les droits arrivent à échéance, les sorties vers l'emploi deviennent plus fréquentes.

## C. Estimation de la valeur de l'assurance

### C.1. Estimation de la chute de la consommation

Graphique C1. Hétérogénéité dans la chute estimée de la consommation au chômage indemnisé



**Note :** Le graphique représente l'estimation de l'évolution de la consommation autour d'un épisode de perte d'emploi pour quatre groupes d'individus : en gris, l'ensemble des demandeurs d'emploi, en jaune, ceux affectés par une baisse uniforme du taux de remplacement, en orange moyen ceux affectés par une baisse ciblée sur les hauts salaires et en orange foncé ceux affectés par un abaissement du plafond. La chute de la consommation est exprimée relativement au niveau de consommation contrefactuel estimé à chaque période. La barre rouge verticale indique le moment de la perte d'emploi. L'axe des abscisses est défini par rapport au mois de la perte de l'emploi. Les barres verticales indiquent les intervalles de confiance à 95%.

**Sources :** caractéristiques des demandeurs d'emploi issues des données MiDAS (CASD) et estimation de la chute de la consommation issue des données Crédit Mutuel Alliance Fédérale.

Le [graphique C1](#) présente les résultats de l'estimation de l'évolution de la consommation autour d'un épisode de perte d'emploi. L'estimation est réalisée pour 4 groupes de demandeurs d'emploi : l'ensemble des demandeurs d'emploi (en gris et en jaune), les demandeurs d'emplois affectés par une baisse ciblée du taux de remplacement (en orange moyen) et ceux affectés par un abaissement du plafond à 2 500 € (en orange foncé). La chute de la consommation est plus marquée pour l'ensemble des demandeurs d'emploi relativement à ceux affectés par une baisse ciblée du taux de remplacement et ceux affectés par un abaissement du plafond de l'allocation mensuelle.

### C.2. Calibration de l'aversion au risque

#### C.2.1. Justification de la calibration principale issue de la littérature académique

Un paramètre clé de la valorisation d'1 € de couverture chômage est le coefficient d'aversion au risque ( $\gamma$ ). Selon la calibration de  $\gamma$ , la valorisation d'1 € de couverture de chômage peut être inférieure ou supérieure à l'effet budgétaire total par 1 € d'économie mécanique. Cela implique des indices EDP inférieurs ou supérieurs à 1 selon le choix du  $\gamma$  ([graphique C2](#)).

Ainsi, comment définir le  $\gamma$  approprié ? C'est a priori une question délicate. Le papier de [Landais et Spinnewijn \(2021\)](#) nous fournit quelques éléments de réponse. En effet, les auteurs estiment le TMS à partir de plusieurs méthodes sur une même source de données<sup>19</sup>. La méthode par propensions marginales à consommer (PmC) en emploi et au chômage fournit une borne inférieure de la valorisation de l'assurance.

<sup>19</sup> Pour une description détaillée des méthodes, voir [Focus du CAE n°132](#).

À l'inverse, la méthode par chute de la consommation, utilisée dans le présent Focus, correspond à une approximation linéaire du TMS. Ainsi, il est possible de comparer la méthode par PmC avec l'approximation linéaire par la chute de consommation et ainsi de définir le  $\gamma$  minimal compatible avec l'inégalité suivante :

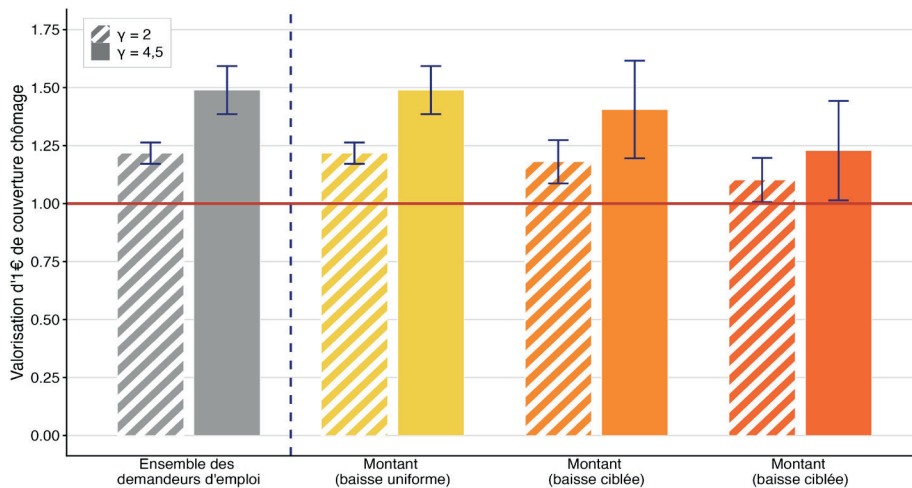
$$TMS \cong 1 + \gamma^* \times \frac{c_e - c_u}{c_e} \geq \frac{\frac{PmC_u}{(1-PmC_u)}}{\frac{PmC_e}{(1-PmC_e)}}$$

$$\Leftrightarrow \gamma^* \geq \left( \frac{\frac{PmC_u}{(1-PmC_u)}}{\frac{PmC_e}{(1-PmC_e)}} - 1 \right) \times \frac{c_e}{c_e - c_u}$$

En utilisant les estimations de [Landais et Spinnewijn \(2021\)](#) dans le contexte suédois, on obtient :  $\gamma^* \geq 4,5$ . Cependant, ce résultat ne faisant pas entièrement consensus parmi les chercheurs, nous présentons également des estimations de l'indice EDP avec une hypothèse d'aversion au risque plus faible ( $\gamma = 2$ ) dans le graphique C2.

### C.2.2 Sensibilité des résultats à la calibration du coefficient d'aversion au risque, $\gamma$

Graphique C2. Valorisation d'1 € de couverture chômage, selon le coefficient d'aversion au risque



**Notes :** Pour chaque réforme envisagée, la valorisation d'1 € de couverture chômage est estimée avec deux coefficients d'aversion au risque, = 2 (colonnes rayées) et = 4,5 (colonnes pleines).

**Clé de lecture :** Pour une baisse uniforme du taux de remplacement, la valorisation d'1 € de couverture chômage sous l'hypothèse d'un coefficient d'aversion au risque de 4,5 est de 1,22 et de 1,49 sous l'hypothèse d'un coefficient d'aversion au risque de 2.

**Sources :** Estimation de la chute de la consommation issue des données Crédit Mutuel Alliance Fédérale.

## D. Exercices de sensibilité pour la baisse ciblée du montant d'indemnisation

Cette annexe propose des exercices de robustesse visant à examiner la sensibilité des résultats à la calibration des paramètres dans l'évaluation d'une réforme du dernier segment du niveau d'indemnisation. Dans l'analyse principale, le taux de retour à l'emploi  $h$  et son élasticité au niveau d'indemnisation sont supposés identiques pour l'ensemble de la population (hors seniors). Ces hypothèses peuvent être discutées dans le cas d'une réforme ciblant les plus hauts revenus, les individus concernés présentant, par construction, des niveaux de revenus et des trajectoires professionnelles potentiellement différentes. Les évaluations Unédic documentent un taux trimestriel de sortie de droit plus faible pour les individus aux allocations journalières élevées ( $AJ > 91$  € en début de droits).

L'objectif de cette annexe est d'évaluer dans quelle mesure des variations plausibles de ces paramètres – le taux de retour à l'emploi  $h$  et son élasticité au montant d'allocation – sont susceptibles d'affecter les indices EDP.

## L'indice EDP appliqué aux réformes du montant de l'assurance chômage

### Hypothèse d'un taux de retour à l'emploi $h$ spécifique au public affecté

Le taux de retour à l'emploi  $h$  est un paramètre central de la calibration. En l'absence d'estimations empiriques permettant de le différencier de manière robuste selon le montant d'allocation, l'analyse principale repose sur l'hypothèse d'un taux identique entre bénéficiaires de l'assurance chômage.

Le taux est calibré à 7%. Il est obtenu en rapportant le nombre moyen mensuel de sorties vers l'emploi – incluant à la fois les sorties longues (d'au moins six mois) et les sorties courtes intervenant avant la fin des droits – au stock de bénéficiaires du chômage indemnisé :

$$h = \frac{122\,495 + 67\,348}{2\,751\,176} \approx 0,07.$$

Toutefois, les demandeurs d'emploi aux revenus passés les plus élevés peuvent présenter des comportements de retour à l'emploi différents. D'un côté, des revenus antérieurs plus élevés et un capital humain plus important peuvent se traduire par des perspectives de réemploi plus favorables. De l'autre, un montant d'allocation plus élevé ou une surreprésentation de profils en fin de carrière peuvent réduire les incitations ou les opportunités de reprise d'emploi. En l'absence d'a priori clair sur le sens de ces effets, nous privilégions une approche par scénarios.

Nous faisons ainsi varier  $h$  autour de sa valeur de référence afin d'évaluer la sensibilité des résultats à des variations plausibles du taux de retour à l'emploi.

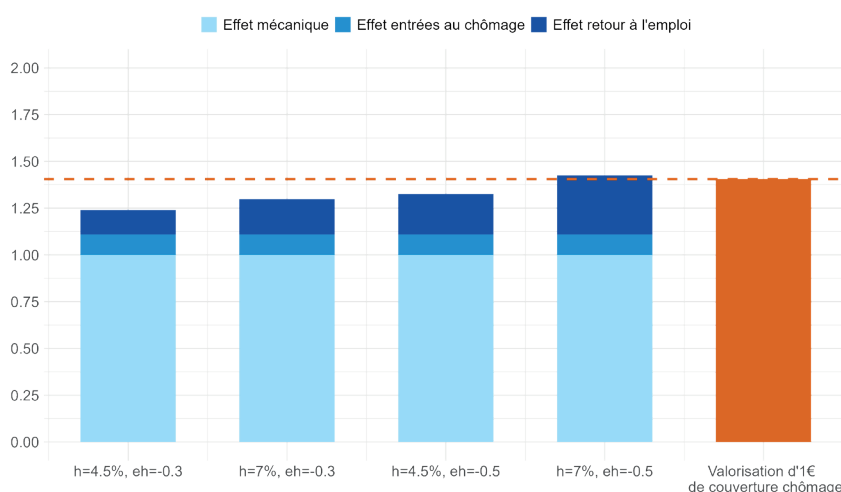
### Hypothèse d'une élasticité du taux de retour à l'emploi $\epsilon_h$ différenciée

La littérature existante ne permet pas d'identifier de manière robuste des élasticités différenciées selon le montant d'allocation. Les estimations disponibles portent principalement sur des élasticités moyennes, dont l'ampleur varie selon les contextes institutionnels et les méthodes d'estimation.

[Bell et al. \(2024\)](#) estiment, sur données américaines, une élasticité autour de 0,5. Sur données polonaises, [Jessen et al. \(2025\)](#) estiment une élasticité de la durée du chômage de l'ordre de 0,3. Pour les États-Unis, [Cohen et Ganong \(2025\)](#) obtiennent une élasticité au taux de remplacement comprise entre 0,34 et 0,43.

Sur cette base, les exercices de sensibilité retiennent une élasticité de 0,3 et de 0,5. En l'absence d'estimation spécifique pour la France, cet intervalle reflète les ordres de grandeur observés dans la littérature internationale et permet d'évaluer la robustesse des résultats de l'indice EDP à des hypothèses comportementales plausibles.

Graphique D1. Sensibilité des rendements budgétaires d'une baisse ciblée au taux de retour à l'emploi et à son élasticité



**Note :** Les quatre premières colonnes représentent les rendements budgétaires pour 1 € d'économie mécanique selon différentes hypothèses sur le taux de retour à l'emploi (4,5% pour les colonnes 1 et 3 et 7% pour les colonnes 2 et 4) et sur l'élasticité du taux de retour à l'emploi au montant d'allocation chômage (-0,3 pour les colonnes 1 et 2 et -0,5 pour les colonnes 3 et 4). La barre horizontale orange pointillée représente la valeur minimale des rendements budgétaires par euro mécanique tel que l'EDP soit inférieur à 1.

**Clé de lecture :** L'hypothèse retenue dans le scénario principal pour une réforme du dernier segment du niveau d'indemnisation correspond à la colonne 2. **Source :** Calculs des auteurs.

Le [graphique D.1](#) correspond à l'exercice de sensibilité envisagé. Les quatre premières colonnes représentent les rendements budgétaires pour 1 € d'économie mécanique selon différentes hypothèses du taux de retour à l'emploi (4,5% pour les colonnes 1 et 3 et 7% pour les colonnes 2 et 4) et sur l'élasticité du taux de retour à l'emploi au montant d'allocation chômage (-0,3 pour les colonnes 1 et 2 et -0,5 pour les colonnes 3 et 4). La barre horizontale orange pointillée représente la valeur minimale des rendements budgétaires par euro mécanique tel que l'EDP serait inférieur à 1. Ainsi, à moins de prendre une hypothèse moins conservatrice sur l'élasticité du taux de retour à l'emploi au montant d'indemnisation (colonne 4), l'indice EDP est strictement supérieur à 1, indiquant une réforme pour laquelle globalement la perte de bien-être est supérieure à ses rendements budgétaires.

## E. Estimation de l'indice EDP d'une taxe sur le revenu du travail

### Cadre d'analyse

Cette annexe estime l'indice EDP d'une hausse du taux de taxation marginal sur le revenu du travail. Dans un contexte de contraintes budgétaires, l'objectif est de fournir un point de comparaison permettant de déterminer dans quelles conditions il est socialement souhaitable de financer le maintien (voire l'augmentation) de la générosité d'un levier de l'assurance chômage par une hausse de la fiscalité, plutôt que de réduire la générosité de ce levier, comme le prévoient certaines réformes.

Le critère de décision est le suivant : à poids sociaux uniformes entre les populations concernées, la hausse d'une taxe pour financer la générosité d'un levier donné est socialement préférable à une baisse de cette générosité si l'indice EDP du levier de cette réforme est supérieur à l'indice EDP de la taxe. Cet indice EDP pour le financement de l'assurance chômage fournit ainsi également un niveau de comparaison pour la générosité globale du système : dans un modèle où l'assurance chômage est financée entièrement par cette taxe (et toujours sous une hypothèse de poids sociaux uniformes), le niveau optimal serait celui où tous les leviers de réforme auraient des indices EDP au même niveau que celui associé à son financement.

L'assurance chômage est financée par des cotisations patronales (4 % du salaire brut) et part une quote-part de contribution sociale généralisée (CSG) (1,47 points de CSG). Nous nous concentrons ici sur l'indice EDP d'une hausse de la CSG dont l'assiette, large et peu évitable, se prête à une modélisation classique<sup>20</sup>.

### Formule

Pour rappel, dans le cadre général d'[Hendren & Sprung-Keyser \(2020\)](#), l'indice EDP est défini par :

$$\text{Indice EDP} = \frac{\text{Bénéfice social}}{\text{Coût budgétaire}}$$

[Bastani \(2025\)](#) montre que pour une variation de taxes l'indice EDP peut s'écrire :

$$EDP_{\tau} = \frac{1}{1 + FE} = \frac{1}{1 - \frac{\tau}{1 - \tau} \times \varepsilon_{z,1-\tau}}$$

avec : FE l'externalité fiscale (voir section 3.6 pour plus de détails sur ce paramètre), z le revenu imposable,  $\tau$  le taux marginal d'imposition et  $\varepsilon_{z,1-\tau}$  l'élasticité du revenu imposable au taux net de taxe.

<sup>20</sup> Une hausse des cotisations patronales est également envisageable. Leur incidence est principalement portée par l'employeur à court terme, contrairement aux hausses de cotisations salariales ([Saez, 2012](#)). A long terme, cependant, elles se répercutent en partie sur les salariés via des salaires nets plus faibles. Cet effet est plus prononcé pour des taxes liées à des prestations sociales ([Bozio et al., 2025](#)). Les cotisations chômage étant partiellement liées à des prestations, la taille d'effet est difficile à anticiper. Cette ambiguïté sur l'incidence, combinée à l'absence d'estimations d'élasticité directement associées, rend le chiffrage de l'indice EDP associé à une variation de ces taxes moins robuste. Nous nous concentrons donc sur la CSG.

# L'indice EDP appliqué aux réformes du montant de l'assurance chômage

## Calibration

### Élasticité du revenu imposable au taux net de taxe $\varepsilon_{z,1-\tau}$

Ce paramètre capture l'ensemble des réponses comportementales au taux marginal d'imposition sur le revenu imposable : ajustement des heures travaillées, effort en emploi, et optimisation fiscale. Deux synthèses de littérature peuvent être mobilisées : [Saez, Slemrod et Giertz \(2012\)](#) retiennent une élasticité du revenu imposable de 0,25 tandis que [Chetty \(2012\)](#) retient une élasticité de l'offre de travail d'environ 0,33. Dans le cas français, [Sicsic \(2022\)](#) estime une élasticité,  $\varepsilon_{z,1-\tau}$  d'environ 0,25 sur une réforme de l'impôt sur le revenu, cohérent avec [Lehmann et al. \(2013\)](#) qui estiment une élasticité de 0,2 sur des réformes de la prime pour l'emploi. Les élasticité peuvent être plus fortes pour les hauts revenus ([Cabannes et al., 2014](#) ; [Sicsic, 2023](#)) et les élasticité de long terme peuvent atteindre 0,5 ([Kleven et al., 2025](#)). Nous retenons  $\varepsilon_{z,1-\tau} = 0,25$  comme valeur centrale et étudions les variantes suivantes {0,10; 0,33; 0,50} couvrant l'éventail empirique.

### Taux de taxation $\tau$

Le taux pertinent agrège l'ensemble des prélèvements salariaux affectant l'arbitrage à la marge : impôt sur le revenu, cotisations salariales, CSG et CRDS, nets des transferts en espèces liés à l'activité. Les cotisations patronales sont exclues, conformément à la définition de l'élasticité utilisée – estimée par rapport aux prélèvements supportés par le salarié – et aux résultats de [Lehmann et al. \(2013\)](#), qui ne trouvent pas de réponse comportementale significative à ces cotisations en France. D'après l'[OCDE \(2025, table 3.7 p. 83\)](#), ce taux de taxation marginal est de 43% pour un salarié célibataire au salaire moyen en France. On retient donc  $\tau = 0,43$ .

## Résultats

Pour  $\varepsilon_{z,1-\tau} = 0,25$  et  $\tau = 0,43$ , notre estimation centrale est :

$$EDP_{\tau} = \frac{1}{1 - \frac{0,43}{1 - 0,43} \times 0,25} \approx 1,23$$

Le tableau 1 propose une analyse de sensibilité.

Tableau 1 – Indice EDP de la taxe selon l'élasticité retenue

Scénario	Élasticité $\varepsilon_{z,1-\tau}$	EDP <sub><math>\tau</math></sub>
Estimation basse de la littérature	0,10	1,08
Estimation centrale	0,25	1,23
Méta-analyse internationale ( <a href="#">Chetty, 2012</a> )	0,33	1,33
Long terme / hauts-revenus	0,50	1,61

Ces résultats sont à mettre en regard des indices EDP estimés pour les différentes réformes de l'assurance chômage présentées dans la *Note* et dans ce *Focus*. Une hausse de CSG est socialement plus désirable qu'une réduction de la générosité d'un levier (à poids sociaux uniformes) si et seulement si l'indice EDP de cette baisse de générosité dépasse 1,23 (scénario central) ou 1,08 à 1,61 selon les hypothèses d'élasticité.



**conseil d'analyse  
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

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.

**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](http://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