Quels effets des baisses de durée d'indemnisation sur la durée de chômage et le type d'emploi repris ?

Le cas des lois Hartz

What effects of benefits duration cuts on unemployment duration and job matching quality ? The Hartz case

Bruno Amable et Baptiste Françon

Édition électronique

URL : <http://journals.openedition.org/travailemloi/6648>

DOI : 10.4000/travailemloi.6648

ISSN : 1775-416X

Éditeur

DARES - Ministère du Travail

Édition imprimée

Date de publication : 1 avril 2015

Pagination : 85-98

ISSN : 0224-4365

Référence électronique

Bruno Amable et Baptiste Françon, « Quels effets des baisses de durée d'indemnisation sur la durée de chômage et le type d'emploi repris ? », *Travail et Emploi* [En ligne], 142 | avril-juin 2015, mis en ligne le 01 avril 2017, consulté le 19 avril 2019. URL : <http://journals.openedition.org/travailemloi/6648> ; DOI : 10.4000/travailemloi.6648

Quels effets des baisses de durée d'indemnisation sur la durée de chômage et le type d'emploi repris ? Le cas des lois *Hartz* (*)

Bruno Amable(**), Baptiste Françon(***)

Dans cet article, nous analysons les effets microéconomiques de l'une des mesures phares des réformes allemandes Hartz (2003-2005), à savoir la réduction de la durée d'indemnisation du chômage pour les chômeurs de plus de 45 ans. Nous étudions deux effets potentiels de cette mesure : sur le taux de reprise d'emploi, mais aussi sur le type d'emploi repris (stabilité de l'emploi retrouvé et type de contrats de travail). À partir d'une estimation en différence-de-différences, nous montrons que les effets de cette mesure ont été relativement limités. En ce qui concerne le taux de reprise d'emploi, seuls les chômeurs d'un certain groupe d'âge (de 55 à 59 ans) ont été significativement affectés par la réforme. Des éléments indiquent que cet effet est lié à l'utilisation antérieure par ce groupe de chômeurs de la filière d'indemnisation chômage comme d'une passerelle vers la retraite anticipée. En complément, nous mettons en évidence certains effets négatifs de la réforme sur la qualité de l'emploi repris.

Dans le contexte actuel de crise économique, l'Allemagne est couramment présentée dans le débat public comme un modèle à suivre pour les autres pays européens. Ses bonnes performances en matière d'emploi sont souvent attribuées à l'ensemble des mesures mises en œuvre par la coalition SPD⁽¹⁾-Verts entre 2003 et 2005, communément appelées « réformes *Hartz* » (KRAMARZ *et al.*, 2012 ; OECD, 2012). Ces réformes structurelles ont profondément transformé le système allemand d'indemnisation du chômage et son administration, tout en apportant des changements de moindre importance à la législation protectrice de l'emploi : elles ont notamment conduit à des coupes substantielles dans les indemnités de chômage et accru la pression à la reprise d'emploi sur les chômeurs.

Les approches les plus courantes en économie considèrent que de telles mesures devraient conduire à une baisse du chômage en diminuant le salaire de réserve des personnes employées et en accroissant les incitations à la reprise d'emploi des chômeurs. Selon cette conception, des indemnités généreuses réduisent les incitations à travailler parce qu'elles modifient les termes de l'arbitrage travail-loisirs. De plus, elles

conduisent les chômeurs à différer leur retour sur le marché du travail dans l'attente d'une meilleure offre d'emploi, comme le prédisent les théories standard de l'appariement (MORTENSEN, 1986 ; PISSARIDES, 2000). Une diminution de la générosité de l'indemnisation devrait donc écourter la durée des périodes de chômage, mais elle devrait en même temps avoir un effet négatif sur la qualité de l'emploi repris en obligeant les chômeurs à accepter des emplois n'utilisant pas nécessairement au mieux leurs compétences. La productivité des travailleurs pourrait s'en ressentir et l'emploi pourrait être moins durable. Ce mécanisme pourrait être particulièrement marqué dans le contexte allemand, où les compétences des travailleurs ont la propriété d'être très spécifiques (HALL, SOSKICE, 2001) : le nombre des emplois qui correspondent à des compétences données y est plus limité que dans des systèmes où la productivité repose sur les compétences générales des travailleurs (IVERSEN, SOSKICE, 2001). Les baisses de l'indemnisation pourraient avoir à terme des conséquences négatives sur le bien-être des salariés, en les contraignant à reprendre des emplois de moindre qualité.

Cet article se concentre sur une des mesures majeures des réformes *Hartz*, la diminution de la durée maximale des prestations d'assurance-chômage pour les plus de 45 ans. Nous utilisons sa configuration particulière pour évaluer ses effets causaux sur le taux de reprise d'emploi et le type d'emploi repris avec une estimation en différence-de-différences à l'aide du panel socio-économique allemand (SOEP). Les résultats des modèles de durée montrent que cette mesure a eu un effet limité sur la reprise d'emploi des chômeurs. Cet effet a en fait été concentré sur un groupe d'âge spécifique

(*) Les auteurs remercient l'équipe SOEP du DIW de Berlin, en particulier Luke Haywood et Martin Kroh, pour leurs remarques et conseils.

(**) Paris School of Economics – Université Paris-1 Panthéon-Sorbonne ; Cepremap (Centre pour la recherche économique et ses applications) ; bruno.amable@univ-paris1.fr

(***) Beta (Bureau d'économie théorique et appliquée, UMR 7522), université de Lorraine, Centre d'études de l'emploi ; baptiste.francon@univ-lorraine.fr

(1) Sozialdemokratische Partei Deutschlands : parti social-démocrate.

(les 55 à 59 ans), qui utilisait précédemment l'assurance-chômage comme passerelle vers une retraite anticipée.

De plus, nous analysons l'impact potentiel de cette mesure sur la qualité de la reprise d'emploi en prenant en compte une mesure de la qualité de l'appariement, la stabilité de l'emploi retrouvé, et une mesure de la qualité de l'emploi repris, le type de contrat de travail. Nous trouvons ainsi que la durée de réemploi a significativement et spécifiquement augmenté pour le groupe des 55-59 ans. Bien que notre résultat contredise les théories de l'appariement, il corrobore notre affirmation selon laquelle l'un des effets majeurs de la mesure a été de retarder la sortie du marché du travail pour cette catégorie d'âge. Par ailleurs, des effets négatifs de la réforme sur le retour à l'emploi sont mis en évidence, notamment chez les femmes âgées de 50 à 59 ans, qui ont connu des sorties plus fréquentes vers l'emploi atypique.

L'article propose tout d'abord une présentation synthétique des réformes *Hartz* puis des principaux résultats de la littérature consacrée aux effets micro-économiques de la générosité de l'indemnisation du chômage. La mesure de réduction de la durée maximale d'indemnisation et la stratégie d'estimation sont ensuite exposées avant les principaux résultats obtenus.

Les réformes Hartz : présentation et premières évaluations

Les réformes *Hartz* consistent en quatre trains de mesures (CHAGNY, 2005). Elles impliquent des changements substantiels dans divers domaines de la politique de l'emploi, comme la réorganisation administrative de l'agence fédérale pour l'emploi ou l'introduction de nouveaux dispositifs d'emplois subventionnés (les *Ein-Euro-Jobs*) ou l'auto-entrepreneuriat (*Ich-AG*). Le droit du travail a également été modifié, avec la flexibilisation du recours aux *mini-jobs* et l'introduction des *midi-jobs*⁽²⁾. Dans cet article nous nous concentrons sur les effets potentiels d'une des mesures du volet *Hartz IV* adopté en janvier 2005, qui implique une baisse significative de la générosité de l'indemnisation du chômage.

Avant *Hartz IV*, le système d'indemnisation du chômage allemand était organisé autour de trois dispositifs. Les chômeurs éligibles sur la base

de leurs cotisations passées avaient droit à des indemnités proportionnelles à leur revenu antérieur, qui provenaient de l'assurance-chômage (*Arbeitslosengeld I*). Une fois leurs droits épuisés, ils pouvaient toujours bénéficier d'une indemnité proportionnelle à leur revenu antérieur provenant de l'assistance-chômage : cependant, le taux de remplacement de cette prestation était inférieur et dégressif dans le temps (*Arbeitslosenhilfe*). Enfin, les chômeurs sans droits à l'assurance-chômage recevaient une prestation d'assistance forfaitaire soumise à conditions de ressources (*Sozialhilfe*). Avec la réforme *Hartz IV*, l'assistance-chômage a été fusionnée avec l'aide sociale pour créer une nouvelle indemnité forfaitaire sous conditions de ressources (*Arbeitslosengeld II*). Cette fusion implique des baisses significatives de l'indemnisation pour à peu près deux tiers des chômeurs dépendant précédemment des deux dispositifs fusionnés (GOEBEL, RICHTER, 2007). Le nouveau mécanisme est particulièrement défavorable aux anciens bénéficiaires de l'assistance-chômage, qui représentaient à peu près la moitié des chômeurs indemnisés en 2003 (CHAGNY, 2005), puisque les indemnités du nouveau dispositif ne sont plus proportionnelles aux revenus antérieurs. De plus, la définition des emplois acceptables a été révisée, avec la suppression de la référence au salaire conventionnel et un durcissement des critères de distance géographique. Si les anciens bénéficiaires de l'aide sociale ont pour leur part pu profiter de gains monétaires grâce à la réforme, ceux-ci ont été marginaux dans la plupart des cas car ils n'ont fait que compenser la suppression des aides ponctuelles pour l'achat de biens de consommation durables. Par ailleurs, ces bénéficiaires ont vu leur situation se dégrader sur d'autres fronts. Par exemple, beaucoup des bénéficiaires de l'aide sociale n'ont plus été exemptés de recherche d'emploi et les sanctions en cas de refus d'offre d'emploi ont été renforcées.

Les lois *Hartz IV* ont également modifié les règles régissant l'assurance-chômage (*Arbeitslosengeld I*). Les contributions prises en compte dans l'ouverture de droits y sont calculées sur les deux ans précédant la perte d'emploi, contre trois ans auparavant. Parallèlement, une mesure majeure, qui est l'objet de cet article, a consisté à réduire la durée maximale d'indemnisation pour les chômeurs de plus de 45 ans, cette durée ne pouvant excéder plus de 18 mois, contre 36 mois précédemment⁽³⁾. Pour les chômeurs sans attaches familiales, la référence à la distance géographique a été supprimée de la définition de l'emploi acceptable après quatre mois de chômage et la charge de la preuve du caractère non acceptable d'un emploi incombe au chômeur dans le nouveau cadre réglementaire. En résumé, la capacité de

(2) Les *mini-jobs* sont des contrats de travail atypiques, le plus souvent à temps partiel, où la rémunération est limitée à 400 € mensuels. Ils sont partiellement exonérés de taxes et de cotisations et ouvrent des droits limités à la protection sociale (et aucun droit à l'assurance-chômage). Les *midi-jobs* concernent des emplois rémunérés de 400 € à 800 € mensuels, là aussi partiellement exonérés de cotisations mais dans une proportion moindre.

(3) Ces deux mesures ont été adoptées en même temps que le volet *Hartz IV* mais mises en œuvre ultérieurement, en février 2006.

l'indemnisation à offrir un salaire de remplacement généreux aux salariés a été drastiquement diminuée suite à la réforme, ce qui devrait, selon la conception économique traditionnelle, favoriser le retour rapide vers l'emploi.

Certains travaux ont analysé l'influence macro-économique des réformes *Hartz* sur l'évolution du chômage, l'un des objectifs des réformes étant d'améliorer l'appariement entre emplois vacants et demandes d'emploi.

Matthias S. HERTWECK et Oliver SIGRIST (2012) utilisent les données du panel SOEP pour quantifier les sorties du chômage vers l'emploi et l'effet des réformes sur l'appariement. Ils estiment que la mise en œuvre des réformes a amélioré l'impact du taux de retour à l'emploi sur l'évolution du chômage global, témoignant d'un meilleur appariement. René FAHR et Uwe SUNDE (2009) trouvent aussi que les premières réformes *Hartz* ont amélioré l'appariement, avec des effets différenciés selon les secteurs, les effets les plus importants se trouvant dans l'industrie.

Sabine KLINGER et Thomas RÖTHE (2012) observent un effet positif des trois premières réformes *Hartz* sur l'appariement et le chômage, mais un effet négatif de la réforme *Hartz IV* sur l'emploi, en quantité comme en qualité. Wolfgang NAGL et Michael WEBER (2014) estiment l'effet de *Hartz IV* sur un grand échantillon d'épisodes d'emploi et de chômage entre 1975 et 2010 et concluent que la probabilité moyenne de retrouver un emploi a augmenté de 24 % après la réforme. Ils constatent que les hommes ont été moins affectés que les femmes et les habitants de l'Ouest, moins que ceux de l'Est. Toutefois, l'effet de la réforme semble négligeable pour les chômeurs de longue durée.

Pour Metin AKYOL et ses coauteurs (2013), les réformes *Hartz* ne sont pas responsables de l'amélioration de l'emploi en Allemagne. C'est le phénomène de «modération salariale» – en fait la quasi-stagnation du salaire réel moyen du fait des changements intervenus dans la structure des négociations salariales en Allemagne (désyndicalisation, sortie des entreprises de la couverture conventionnelle, etc.) et dans la stratégie des syndicats (acceptation de la stagnation des rémunérations pour préserver la compétitivité-prix de l'industrie allemande et l'emploi) – amorcé avant les réformes *Hartz*, qui explique la performance de l'emploi. De même, Marco CALIENDO et Katharina WROHLICH (2010) concluent à l'inefficacité des *mini-jobs* dans les incitations à la reprise d'emploi tandis que Katrin HOHMEYER et Joachim WOLFF (2012) estiment qu'ils n'ont un effet que sur les chômeurs de longue durée.

Comme on le voit, les études empiriques peinent à déboucher sur une conclusion sans ambiguïté quant à l'existence d'effets positifs ou négatifs des réformes *Hartz*.

Générosité de l'indemnisation, durée de chômage et qualité de l'appariement sur le marché du travail : des études empiriques contrastées

Il existe une abondante littérature empirique sur les effets microéconomiques de la générosité de l'indemnisation du chômage. Traditionnellement, ces évaluations se concentrent sur les effets quantitatifs d'une variation de la générosité des prestations sur le temps passé au chômage. Leur hypothèse de base est que l'assurance-chômage réduit les incitations pour les demandeurs d'emploi à rechercher activement un emploi, ce qui conduit à de plus longs épisodes de chômage. La plupart d'entre elles utilisent des changements de politique ou des discontinuités comme des expériences naturelles pour isoler l'impact causal de la variation de la durée potentielle d'indemnisation ou du niveau des prestations. Elles mettent généralement en avant des résultats en accord avec les prédictions théoriques sur les effets néfastes de prestations généreuses.

Dans un article précurseur, Lawrence F. KATZ et Bruce D. MEYER (1990) utilisent les différences dans la durée de l'indemnisation potentielle aux États-Unis et trouvent des effets de désincitation significatifs et substantiels. Cependant, l'ampleur de ces effets a été contestée par des recherches ultérieures. David CARD et Phillip B. LEVINE (2000), notamment, ont soulevé la question du biais d'endogénéité de la politique, lié au fait que les réformes des prestations sont souvent ciblées sur des individus qui ont des perspectives d'emploi particulièrement mauvaises. En exploitant une variation exogène dans la durée des prestations dans le New Jersey où un tel biais d'endogénéité serait absent, ils trouvent cependant que la durée d'indemnisation augmente de manière significative la durée de l'épisode de chômage, mais avec un effet d'une ampleur comparable aux études antérieures⁽⁴⁾.

Certaines études ont spécifiquement traité de l'impact de l'assurance-chômage en Allemagne. Jennifer HUNT (1995) a ainsi analysé l'impact de l'extension de la durée de l'indemnisation potentielle pour les chômeurs âgés de plus de 42 ans dans les années 1980. Sa stratégie empirique est très

(4) Dans une analyse de la réforme de 1989 de l'assurance-chômage en Autriche, pays qui partage plus de similitudes avec l'Allemagne que les États-Unis, les résultats de Rafael LALIVE et de ses coauteurs (2006) suggèrent pourtant que l'ampleur des effets, bien que significative, est plus faible si l'on corrige du biais d'endogénéité de la réforme. Ils trouvent notamment qu'une semaine supplémentaire de durée des prestations entraîne une augmentation de 0,05 semaine de la durée du chômage, tandis que l'impact marginal de l'augmentation d'un point de pourcentage du taux de remplacement conduit à une augmentation de 0,15 semaine de la durée du chômage.

similaire à celle utilisée dans cet article, puisqu'elle est également fondée sur des estimateurs en différence-de-différences appliqués aux données du SOEP. Elle trouve notamment que de plus longues périodes d'indemnisation ont un impact négatif significatif sur le taux de reprise d'emploi des chômeurs. Dans une évaluation plus récente de cette réforme, Bernd FITZENBERGER et Ralf A. WILKE (2010) donnent des résultats en contradiction avec HUNT (1995). À partir de données administratives, ils ne constatent pas d'impact de l'extension de la période d'indemnisation sur les épisodes de chômage qui débouchent sur un nouvel emploi. En outre, ils montrent que cette extension était en fait utilisée par les entreprises et les travailleurs âgés dans le cadre de régimes de retraite anticipée, ce qui est concordant avec les résultats présentés dans notre article.

À côté des effets dissuasifs, des contributions théoriques ont par ailleurs souligné l'importance de l'indemnisation du chômage pour améliorer l'efficacité du processus d'appariement sur le marché du travail. Dans ce cadre théorique, des prestations plus généreuses donnent aux travailleurs la possibilité d'attendre des emplois qui correspondent mieux à leurs compétences (JOVANOVIĆ, 1979; MARIMON, ZILIBOTTI, 1999)⁽⁵⁾. Par conséquent, cela devrait se refléter dans le type d'emploi repris. Des prestations plus généreuses devraient améliorer la qualité de l'appariement, augmentant ainsi la productivité et la stabilité de l'emploi retrouvé. Les études empiriques sur ces effets présentent des résultats contrastés. John T. ADDISON et McKinley L. BLACKBURN (2000) trouvent des effets faibles de la générosité de l'indemnisation sur les salaires de réemploi pour les États-Unis, tandis que CARD et ses coauteurs (2007) ne constatent aucun effet sur les salaires de réemploi ou la stabilité de l'emploi à partir de données autrichiennes. En utilisant un panel de huit pays européens, Konstantinos TATSIRAMOS (2009) pointe, pour sa part, un effet positif d'une indemnisation plus généreuse sur la stabilité de l'emploi ultérieur. Pour l'Allemagne, CALIENDO et ses coauteurs (2013) utilisent la discontinuité dans les prestations de chômage autour de 45 ans (avant la réforme *Hartz IV*, voir tableau 1) pour identifier les caractéristiques de l'emploi retrouvé. Ils trouvent un effet positif de la plus longue durée d'indemnisation sur le niveau des salaires et sur la stabilité de l'emploi repris. Au contraire, FITZENBERGER et WILKE (2010) observent que les réformes des années 1980 n'ont amélioré ni les salaires de réemploi, ni la stabilité de l'emploi retrouvé.

(5) Voir aussi ACEMOGLU, SHIMER (2000). Dans cet article, les auteurs fournissent un cadre théorique où la générosité des prestations augmente les incitations pour les chômeurs à attendre des emplois à salaires élevés, ce qui augmente les incitations pour les entreprises à proposer de tels emplois.

Une analyse en différence-de-différences sur des données du panel socio-économique allemand

Le cadre institutionnel

Le tableau 1 présente la baisse de la durée d'indemnisation potentielle du chômage induite par la réforme *Hartz IV*. Cette mesure, mise en place en février 2006, a ciblé les chômeurs âgés de 45 ans ou plus qui avaient déjà bénéficié d'une plus longue durée d'indemnisation. Son impact sur la générosité des prestations a été très sensible, la durée des prestations maximales étant diminuée de plus de moitié pour certains groupes d'âge (de 52 à 54 ans), avec des réductions de durée allant de 6 à 14 mois. En janvier 2008, la durée potentielle de l'indemnisation a été réétendue de 3 à 6 mois pour certains groupes d'âge par la Grande Coalition⁽⁶⁾, en réaction à la crise de 2007. Cependant, elle est restée nettement inférieure à son niveau d'origine (antérieur à 2006).

Tableau 1 : Résumé des modifications institutionnelles concernant la durée d'indemnisation de l'assurance-chômage

Groupe d'âge	Durée maximale d'indemnisation en mois		
	Du 1 ^{er} janvier 1997 au 31 janvier 2006	Du 1 ^{er} février 2006 au 31 décembre 2007	Depuis le 1 ^{er} janvier 2008
Moins de 45 ans	12	12	12
45-46	18	12	12
47-49	22	12	12
50-51	22	12	15
52-54	26	12	15
55-56	26	18	18
57	32	18	18
58 ou plus	32	18	24

Lecture : Ce tableau indique la durée maximale d'indemnisation de l'assurance-chômage selon l'âge et la date d'entrée au chômage, exprimée en mois. Il indique par exemple que les 52-54 ans bénéficiaient d'une durée maximale de 26 mois jusqu'en janvier 2006, puis de 12 mois jusqu'en décembre 2007, et enfin, de 15 mois au-delà.

Source : Législation en vigueur en Allemagne entre 1997 et 2008; présentation des auteurs.

Comme mentionné précédemment, les longues durées d'indemnisation offertes par l'assurance-chômage étaient couramment utilisées comme un dispositif de préretraite depuis les années 1980. Une telle pratique était d'abord le résultat de la gestion des travailleurs âgés par les entreprises allemandes, qui pouvaient facilement négocier le licenciement de ces salariés moins productifs en transférant leur coût sur l'assurance-chômage. Dans cette optique, les entreprises profitaient jusque dans les années 2000 d'un environnement réglementaire particulièrement favorable (MÜLLER

(6) Il s'agit de la coalition gouvernementale réunissant conservateurs (CDU/CSU) et sociaux-démocrates (SPD).

et al., 2007). La législation offrait la possibilité aux salariés ayant suffisamment cotisé et ayant déjà connu au moins un an de chômage de partir en retraite anticipée sans décote à partir de 60 ans, en dépit d'un âge légal de la retraite de 65 ans alors en vigueur en Allemagne. Par conséquent, les salariés éligibles à la durée maximale d'indemnisation de l'assurance-chômage pouvaient potentiellement se retirer du marché du travail dès l'âge de 57 ans et 5 mois, le dispositif de préretraite prenant le relais des allocations chômage après épuisement des 32 mois d'indemnisation à 60 ans. La sortie du marché du travail pouvait éventuellement s'effectuer encore plus tôt avant les années 2000, puisque les chômeurs bénéficiaient encore de l'indemnisation proportionnelle aux revenus antérieurs fournie par l'assistance-chômage (à un taux de remplacement plus faible cependant) après épuisement des droits à l'assurance, tout en étant exemptés de l'obligation de recherche active d'emploi à partir de l'âge de 58 ans.

L'ensemble de ces réglementations a été progressivement durci depuis les années 1990, avec l'objectif de rendre les stratégies de retraite anticipée moins attrayantes pour les salariés. Tout d'abord, une décote a progressivement été introduite de 1997 à 2004 pour les personnes prenant leur retraite avant l'âge légal de 65 ans. À l'issue de cette réforme, un salarié partant en retraite anticipée se voyait imposer une décote de 3,6 % sur sa pension pour chaque année le séparant de l'âge légal de 65 ans. Ainsi, les personnes entrant au chômage à l'âge de 57 ans et 5 mois pouvaient encore profiter de la retraite anticipée à 60 ans après épuisement des prestations, mais avec une réduction de leur pension de 18 %. Pourtant, en dépit de ce durcissement, Stephan DLUGOSZ et ses coauteurs (2009) montrent que les sorties du marché du travail dès l'âge de 57-58 ans étaient encore fréquentes jusqu'à la réforme de l'assurance-chômage de 2006. Plus récemment, c'est l'âge minimum de la retraite anticipée qui a progressivement été relevé de 60 à 63 ans sur une période s'étalant de 2006 à 2012. Combiné à la baisse de durée d'indemnisation de l'assurance-chômage, ce changement a considérablement réduit la capacité des travailleurs âgés à sortir prématurément du marché du travail. S'il ne veut pas tomber dans le dispositif d'assistance, un préretraité ne peut désormais transiter par l'assurance-chômage qu'à partir de l'âge de 61 ans : il touchera alors une pension de retraite à 63 ans avec une décote de 7,2 %.

L'échantillon et les variables

L'échantillon utilisé dans l'analyse empirique est composé de 6036 épisodes de chômage issus des vagues 1997 à 2009 du panel socio-économique

allemand (SOEP)⁽⁷⁾. Il s'agit de l'ensemble des épisodes pour lesquels on observe une entrée au chômage (c'est-à-dire non censurés à gauche) à une date postérieure (ou égale) à janvier 1997⁽⁸⁾. Dans ce panel longitudinal, les individus fournissent des informations relatives à leurs caractéristiques socio-économiques au moment de l'entretien. Ils remplissent également un calendrier rétrospectif indiquant leur statut sur le marché du travail pour chaque mois de l'année précédente, à partir duquel sont construits les épisodes de chômage. Les personnes cochant la case « inscrit au chômage » (c'est-à-dire au bureau de l'emploi) sont considérées comme des chômeurs, à moins qu'ils ne signalent par ailleurs exercer une activité, même réduite (*mini-job* par exemple)⁽⁹⁾.

Nous nous concentrons d'abord sur les reprises d'emploi par ces chômeurs, sans distinction de contrats de travail (emplois à temps plein, à temps partiel ou *mini-jobs*). Par ailleurs, les sorties vers l'inactivité et la retraite sont traitées comme des risques concurrents. Les épisodes de chômage qui se terminent de cette façon sont donc codés comme censurés à droite⁽¹⁰⁾. De même, les chômeurs ayant atteint l'âge légal de la retraite à 65 ans au cours de la période sont censurés à droite, tandis que les chômeurs de 60 ans ou plus sont retirés de l'échantillon.

Dans un deuxième temps, nous étudions les effets potentiels de la réforme sur deux caractéristiques de la sortie du chômage. Nous analysons en premier lieu l'impact de la réforme sur la stabilité de l'emploi, mesurée par le temps passé dans le premier emploi à la sortie du chômage. C'est une mesure classique de la qualité d'appariement, puisqu'une séparation rapide indique potentiellement que les compétences du travailleur étaient mal adaptées à son nouveau poste. Les entretiens annuels nous permettent également de disposer d'informations plus précises sur le type d'emploi retrouvé. La caractéristique que nous étudions est le type de contrat pour l'emploi repris : emploi à temps plein, à temps partiel ou *mini-job*. L'idée ici est de voir si les réductions de durée d'indemnisation ont eu pour effet de favoriser l'emploi atypique.

(7) Le SOEP est une base de données longitudinale produite par le Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW) de Berlin. Il donne des informations sur le profil familial, professionnel et économique d'un panel représentatif de ménages allemands. Voir le tableau en annexe pour les statistiques descriptives sur notre échantillon.

(8) Les règles d'indemnisation étaient différentes avant cette date.

(9) En cela, la définition du chômage retenue se rapproche de celle du Bureau international du travail (BIT).

(10) Les sorties vers l'inactivité et la retraite représentent moins d'un tiers des sorties totales (voir tableau 2). Par ailleurs, nous n'observons pas le type de sortie pour environ 15 % de tous les épisodes de chômage en raison de l'attrition.

Stratégie d'identification

Notre stratégie d'identification de l'impact de la mesure repose sur une estimation en différence-de-différences. Cette méthode est bien adaptée pour identifier l'impact causal de changements de législation où seule une partie de la population est affectée par le changement de la loi, ce qui est le cas de la baisse de durée d'indemnisation qui a uniquement touché les chômeurs âgés de 45 ans ou plus. Selon cette méthode, les chômeurs sont répartis en groupe de traitement et groupe de contrôle à l'aide d'une variable indicatrice. Les individus traités sont la fraction de la population touchée par la baisse de durée d'indemnisation, tandis que le groupe de contrôle n'a pas été affecté par la réforme. Nous comparons ensuite l'évolution de nos variables d'intérêt pour le groupe des traités et le groupe de contrôle avant et après la mise en œuvre de la réforme. Si le groupe traité a connu une plus grande variation pour l'une de ces variables par rapport au groupe de contrôle, la différence est attribuée à l'effet de la réforme.

Par conséquent, l'estimation en différence-de-différences repose sur l'hypothèse d'identification selon laquelle les caractéristiques (ou tendances) des sorties vers l'emploi auraient été les mêmes pour le groupe de contrôle et le groupe traité en l'absence d'un changement dans la loi. En particulier, cela implique que le contexte macroéconomique ou d'autres modifications de la législation ont eu un impact similaire sur les deux groupes avant et après la mise en œuvre de la réforme. Afin de rendre cette hypothèse de «tendances communes» plus raisonnable, nous limitons notre groupe de contrôle aux personnes âgées de 35 à 44 ans. En effet, les chômeurs plus jeunes sont potentiellement encore proches du système éducatif, les Allemands entrant sur le marché du travail à un âge relativement élevé, et sont donc plus susceptibles de sortir temporairement du marché du travail en cas de contexte macroéconomique défavorable.

Dans notre analyse empirique, nous examinons d'abord l'impact de la réforme sur le taux de retour à l'emploi des chômeurs. Dans sa forme la plus restreinte, notre stratégie d'estimation repose sur le risque de transition chômage-emploi suivant (à un moment de la période de chômage) :

$$\lambda(t) = \lambda_0(t) * \exp[\beta_1 * Hartz + \beta_2 * (\hat{Age} \geq 45) + \beta_{12} * Hartz * (\hat{Age} \geq 45) + \beta' * X]$$

où X est un vecteur de variables explicatives et $\lambda_0(t)$ le risque de base. Formellement, l'effet de la politique est donné par β_{12} , le terme d'interaction entre une variable indicatrice *Hartz* prenant la valeur un pour les épisodes de chômage ayant débuté après la mise en œuvre de la réforme en février 2006 (zéro sinon) et une variable indicatrice ($\hat{Age} \geq 45$) prenant la valeur

un pour le groupe de traitement (zéro sinon)⁽¹¹⁾. Les variables explicatives sont des variables socio-démographiques usuelles : sexe, état matrimonial, nationalité allemande ou non, résidence dans les nouveaux *Länder* (ancienne Allemagne de l'Est) ou non. Elles comprennent également une variable catégorielle pour le plus haut diplôme obtenu, le nombre d'épisodes de chômage observés depuis l'entrée dans le panel et des indicatrices d'années pour contrôler des fluctuations économiques⁽¹²⁾.

Pour estimer précisément les effets marginaux des coupes dans la durée d'indemnisation, on pourrait idéalement construire des indicatrices de traitement distinctes selon l'âge *au sein des traités*, puisque les différentes classes d'âge parmi les plus de 45 ans ont été diversement affectées par la réforme. En outre, on pourrait utiliser différentes indicatrices de la période de traitement pour prendre en compte le fait que la réforme de 2008 a modéré les coupes initiales prévues par *Hartz IV* pour certains groupes d'âge. Cela nécessiterait l'estimation de 10 termes d'interaction distincts (voir tableau 1). Ce n'est pas la stratégie que nous suivons ici car nous souhaitons garder une taille d'échantillon raisonnable pour chaque groupe de traitement⁽¹³⁾. Néanmoins, pour tenir compte du fait que les effets des réductions peuvent différer selon les groupes d'âge, notamment en raison des pratiques de retraite anticipée observées chez certains chômeurs, nous divisons les chômeurs traités en trois groupes d'âge de cinq ans, ce qui conduit à estimer l'équation suivante :

$$\begin{aligned} \lambda(t) = & \lambda_0(t) * \exp[\beta_1 * Hartz + \beta_2 * 45_49 \\ & + \beta_3 * 50_54 + \beta_4 * 55_59 \\ & + \beta_{12} * Hartz * 45_49 + \beta_{13} * Hartz * 50_54 \\ & + \beta_{14} * Hartz * 55_59 + \beta' * X] \end{aligned}$$

(11) Plus précisément, la variable *Hartz* prend une valeur unitaire pour les périodes de chômage à compter de février 2006 ou plus tard, puisque c'est la date d'entrée en chômage qui détermine les droits à prestations selon l'ancienne ou la nouvelle législation. Ainsi les individus qui sont entrés au chômage avant cette date sont encore soumis à l'ancienne réglementation, même si leur épisode de chômage s'est poursuivi après février 2006.

(12) Rappelons que l'indicatrice *Hartz* se réfère à la date d'entrée au chômage (avant ou après la réforme) alors que les indicatrices d'année se réfèrent à la date de sortie du chômage. Ainsi, l'identification des deux variables indicatrices (année de sortie et *Hartz*) est assurée car les personnes qui entrent au chômage à différentes dates sont soumises aux mêmes chocs macroéconomiques affectant la sortie du chômage. Néanmoins, nous avons réestimé les principales équations des tableaux 4 et 5 sans indicatrices d'année comme test de robustesse. Nos conclusions sont restées identiques.

(13) En outre, l'indicatrice d'âge que nous tirons du SOEP n'est pas très précise, car fondée sur l'année de naissance, alors que les droits à prestations sont définis par l'âge réel d'entrée au chômage. Il est donc peu judicieux de construire des groupes d'âge stricts avec cette variable. Notons que cela nous conduit aussi à exclure les personnes qui célèbrent leur 45^e anniversaire dans une année donnée car nous ne pouvons pas savoir avec certitude si elles sont traitées (âgées de 45 ans) ou non (44 ans).

Nous présentons notre estimation à l'aide de deux spécifications pour tenir compte des différentes manières d'envisager les questions liées de dépendance à la durée et d'hétérogénéité non observée. Nous présentons d'abord une méthode de vraisemblance partielle permettant une dépendance à la durée flexible (modèle de Cox) puis une stratégie paramétrique avec une distribution gamma pour l'hétérogénéité non observée (voir encadré). Ces problèmes sont liés car si des facteurs non observés entraînent une sortie précoce du chômage vers l'emploi (c'est-à-dire s'il y a beaucoup de personnes qui courent un «risque» élevé de retrouver rapidement un emploi), le taux de risque diminue rapidement à mesure que ces personnes sortent de l'échantillon.

Encadré Stratégie économétrique

Nous estimons d'abord cette équation en utilisant un modèle de durée de Cox. Ce modèle présente l'avantage d'être non paramétrique par rapport à la durée de chômage, c'est-à-dire que le modèle ne fait aucune hypothèse sur la forme fonctionnelle du risque de base, sous l'hypothèse des risques proportionnels. Nous avons ensuite recours à une stratégie de modélisation de la distribution de la *frailty* sous-jacente, c'est-à-dire des caractéristiques inobservées d'un individu susceptibles d'expliquer son maintien dans le chômage. Nous retenons une distribution Gamma, Jaap H. ABBRING et Gerard J. VAN DEN BERG (2007) ayant montré que sous certaines conditions, toutes les formes de l'hétérogénéité non observée convergent vers une distribution Gamma pour la population survivante. Dans une deuxième étape, nous estimons donc notre équation en utilisant un modèle exponentiel où l'hétérogénéité non observée est supposée distribuée selon une loi Gamma. Nous supposons aussi que le terme d'hétérogénéité est commun pour les individus pour lesquels nous observons plusieurs épisodes de chômage.

Nous utilisons la même méthode d'identification en différence-de-différences pour analyser les effets des baisses d'indemnisation sur nos indicateurs du type d'emploi repris, même si les modèles estimés diffèrent. Pour estimer la stabilité de l'emploi retrouvé nous avons à nouveau recours à un modèle de durée, notre variable dépendante étant cette fois-ci la durée de cet emploi. En ce qui concerne la qualité de l'emploi repris, nous estimons des *logits* multinomiaux où les différentes modalités de la variable dépendante correspondent aux différents types de contrats de travail à la sortie du chômage.

Des effets concentrés sur la tranche d'âge 55-59 ans

Statistiques descriptives

En lien avec le premier type d'effets analysé dans cet article, des courbes de survie de Kaplan-Meier sont présentées dans la figure suivante. Elles représentent la probabilité de ne pas avoir trouvé un emploi après une durée donnée de chômage. Cinq figures différentes sont présentées : une pour chaque groupe d'âge parmi les traités (selon les intervalles définis précédemment) et une pour tous les groupes d'âge confondus (45-59 ans). Dans chacune de ces figures, nous présentons également les courbes de survie pour le groupe de contrôle (35-44 ans), ce qui permet d'avoir une première idée de l'impact potentiel de la réforme. Enfin, pour chaque groupe, les courbes sont estimées avant et après la mise en place de la réforme. En suivant la logique de la méthode de différence-de-différences, l'impact de la réforme est évalué en retranchant à l'écart observé entre ces deux périodes pour le groupe de traitement celui que l'on constate pour le groupe de contrôle. Ainsi, une accentuation plus importante de la pente de la courbe pour le groupe traité par rapport au groupe témoin après la mise en œuvre de la réforme est susceptible d'indiquer un effet positif des baisses d'indemnisation sur le taux de retour à l'emploi.

Tout d'abord, on peut voir à partir de ces figures que les courbes de survie du groupe de contrôle sont toujours plus basses que celles du groupe traité. Les chômeurs âgés font en effet généralement face à des difficultés plus grandes pour trouver un nouvel emploi, ce qui justifie l'inclusion de l'âge comme variable de contrôle dans nos régressions. De plus, nous observons que la durée du chômage a diminué pour toutes les catégories d'âge dans la période post-réforme, comme le montre l'accentuation systématique de la pente et/ou de la convexité des courbes de survie, y compris celle du groupe témoin. L'hypothèse de «tendances communes» implique pour sa part que sans la réforme, les courbes de survie des groupes d'âge traités auraient connu une évolution équivalente à celles du groupe témoin. Cependant, on note une accentuation nette de la pente (ou de la convexité) pour les groupes d'âge traités, ce qui suggère un impact positif de la réforme sur le taux de retour à l'emploi. La différence avec le groupe de contrôle est particulièrement marquée pour les groupes d'âge 45-49 ans et 55-59 ans.

Figure 1 : Taux de survie selon la durée de l'épisode de chômage

Lecture : Taux de survie estimés selon la technique de Kaplan-Meier. Un taux de survie de 60% au bout du 12^e mois indique par exemple que 60% des individus du groupe considéré n'ont toujours pas retrouvé d'emploi après un an de chômage. Les individus sont répartis dans les groupes selon leur âge et également leur date d'entrée au chômage (avant ou après la réforme).

Champ : Individus âgés de 35 à 59 ans et ayant connu au moins un épisode de chômage.

Source : SOEP, calcul des auteurs.

Pour les groupes de chômeurs plus âgés (55-59 ans), notre hypothèse d'interprétation est que la réforme, combinée à des changements contemporains dans les modalités des régimes de retraite anticipée, a réduit les incitations à utiliser l'assurance-chômage comme un dispositif de préretraite. C'est l'un des arguments mis en avant par DŁUGOSZ *et al.* (2009), qui montrent que le taux de séparation des travailleurs proches de l'âge de 60 ans a considérablement baissé après la réforme de 2006. Cela suggère que les entreprises et les travailleurs sont effectivement devenus moins enclins à négocier des sorties anticipées du marché du travail pour faire basculer une partie du coût salarial sur l'assurance-chômage.

Ces résultats sont cohérents avec les statistiques descriptives sur notre échantillon présentées dans le tableau 2, qui expose le type de sorties de chômage pour différents groupes d'âge avant et après la réforme. Nous observons tout d'abord qu'avant la réforme, une part substantielle des chômeurs âgés de 55 ans ou plus sort effectivement vers la retraite à l'issue de leur épisode de chômage. Après la mise en œuvre de la réforme, les sorties vers la retraite ont fortement diminué, leur part dans le total des sorties du chômage (en incluant les épisodes censurés) ayant été presque divisée par quatre. Comme attendu, cette baisse concerne principalement les chômeurs âgés de 55 à 59 ans, avec une baisse de plus de 35 points de pourcentage dans la proportion des sorties totales⁽¹⁴⁾.

On s'attend par ailleurs à ce que la forte baisse des transitions du chômage vers la retraite ait un impact important sur la durée moyenne de chômage pour ces classes d'âge, mais d'une façon différente de celle prédite par les théories standard du *job search*. Dans les modèles de *job search*, la réduction des indemnités incite les chômeurs à accroître leurs efforts de recherche d'emploi et/ou à accepter des offres d'emploi rapidement après le début de leur épisode de chômage. Le mécanisme que nous observons est ici bien différent. Les chômeurs poursuivant une stratégie de retraite anticipée étaient en effet particulièrement susceptibles d'épuiser leurs droits à l'assurance-chômage avant de basculer vers la retraite, afin d'éviter une décote sur leur pension. Une telle pratique conduisait mécaniquement à accroître la durée moyenne du chômage pour ces catégories d'âge. Alors que sortir prématurément du marché du travail est devenu une option moins attrayante avec la mise en œuvre de la réforme, la composition de la population des chômeurs seniors a changé : moins de salariés sont entrés au chômage avec l'optique d'utiliser les allocations chômage comme passerelle vers la retraite anticipée. La part des chômeurs à la recherche active d'un emploi a ainsi mécaniquement augmenté, tout comme le taux de transition de chômage à l'emploi. En ce sens, l'effet principal de la réforme n'a pas été d'accélérer la reprise d'emploi, mais de limiter les incitations à basculer au chômage pour certains salariés particulièrement susceptibles d'y rester

(14) L'ampleur de cette baisse doit toutefois être nuancée car l'horizon d'observation est plus faible pour les épisodes de chômage de l'échantillon post-réforme, ce qui se traduit par une proportion importante d'épisodes censurés à droite. Or les épisodes débouchant sur la retraite sont en moyenne plus longs et ont donc une plus forte probabilité d'être censurés, ce qui conduit à surestimer le déclin des sorties vers la retraite chez les 55-59 ans. Pour autant, la plus forte proportion d'épisodes censurés dans cette classe d'âge après la réforme ne s'explique pas uniquement par cet effet, puisque cette tendance est commune à d'autres classes où les sorties vers les retraites sont peu fréquentes. Le déclin des sorties vers la retraite reste donc substantiel.

Tableau 2 : Type de sorties du chômage selon la catégorie d'âge (en valeur et en pourcentage des observations)

Avant février 2006

Âge	Temps plein	Temps partiel	Mini-Job	Retraite	Inactivité	Censuré à droite	Total
35-44	1 217	326	80	34	369	246	2 272
	53,6 %	14,3 %	3,5 %	1,5 %	16,2 %	10,8 %	100,0 %
45-49	472	111	42	42	159	108	934
	50,5 %	11,9 %	4,5 %	4,5 %	17,0 %	11,6 %	100,0 %
50-54	316	73	26	80	91	110	696
	45,4 %	10,5 %	3,7 %	11,5 %	13,1 %	15,8 %	100,0 %
55-59	169	55	24	436	68	90	842
	20,1 %	6,5 %	2,9 %	51,8 %	8,1 %	10,7 %	100,0 %
Total	2 174	565	172	592	687	554	4 744
	45,8 %	11,9 %	3,6 %	12,5 %	14,5 %	11,7 %	100,0 %

À partir de février 2006

Âge	Temps plein	Temps partiel	Mini-Job	Retraite	Inactivité	Censuré à droite	Total
35-44	297	59	30	2	56	184	628
	47,3 %	9,4 %	4,8 %	0,3 %	8,9 %	29,3 %	100,0 %
45-49	130	30	14	4	19	103	300
	43,3 %	10,0 %	4,7 %	1,3 %	6,3 %	34,3 %	100,0 %
50-54	97	28	13	9	24	102	273
	35,5 %	10,3 %	4,8 %	3,3 %	8,8 %	37,4 %	100,0 %
55-59	49	16	10	33	12	106	226
	21,7 %	7,1 %	4,4 %	14,6 %	5,3 %	46,9 %	100,0 %
Total	573	133	67	48	111	495	1 427
	40,2 %	9,3 %	4,7 %	3,4 %	7,8 %	34,7 %	100,0 %

Lecture : Ce tableau indique la répartition des individus de notre échantillon selon l'âge et le type de sortie du chômage (ou éventuellement de l'échantillon), avant et après la réforme. Par exemple, 73 épisodes de chômage se sont conclus par une transition vers un emploi à temps partiel chez les 50-54 ans avant la réforme, ce qui représente 10,5 % de toutes les sorties pour cette classe d'âge.

Champ : Individus âgés de 35 à 59 ans et ayant connu au moins un épisode de chômage.

Source : SOEP, calcul des auteurs.

jusqu'à épuisement des prestations. Ce sont aussi les pratiques de ressources humaines des entreprises qui ont été affectées par ce biais, la réforme rendant moins aisée une rupture négociée du contrat de travail avec le salarié pour l'orienter vers une retraite anticipée.

L'impact de la réforme sur le taux de retour à l'emploi

Le tableau 3 présente les résultats de l'estimation du modèle de vraisemblance partielle de Cox, où nous évaluons l'impact de la réforme sur la reprise d'emploi. Les variables qui sont généralement associées à des difficultés à retrouver un emploi ont le signe attendu et sont statistiquement significatives : résider dans les nouveaux *Länder* (ancienne Allemagne de l'Est), ne pas posséder la citoyenneté allemande ou bien le fait d'être une femme mariée. Au contraire, les personnes ayant un diplôme élevé (celles passées par l'enseignement supérieur notamment) ont tendance à sortir plus vite du chômage. Plus surprenant, ceci est également vrai pour les chômeurs qui ont déjà connu des épisodes de chômage. Un tel résultat pourrait découler du fait que la variable mesure l'appartenance à une profession au *turnover* élevé,

où les licenciements et les embauches sont tous deux fréquents.

En regardant les coefficients des indicatrices d'âge sans interaction, nous constatons que le taux de transition du chômage à l'emploi reste nettement plus faible pour les groupes plus âgés avant la réforme. Les coefficients sont particulièrement importants et significatifs pour les 55-59 ans. Ceci est cohérent avec notre hypothèse selon laquelle beaucoup de chômeurs dans ce groupe d'âge avaient tendance à épuiser leurs droits à l'indemnisation avant de prendre leur retraite. Comme cela était déjà observable à partir des courbes de survie de Kaplan-Meier, nous voyons que le risque a généralement augmenté après la mise en œuvre de la réforme : le coefficient de l'indicatrice de la période de traitement (*Hartz*) est positif et significatif. Cependant, ce coefficient ne mesure pas l'effet des baisses de durée d'indemnisation puisqu'il est également commun au groupe de contrôle⁽¹⁵⁾.

(15) Bien que cela indique que la durée du chômage était généralement plus faible à partir de 2006, il n'est pas possible d'en déduire que c'est un effet des réformes *Hartz* (*IV* ou antérieures) ou de conditions macroéconomiques favorables.

Tableau 3 : Analyse du taux de transition du chômage vers l'emploi (modèle de Cox)

	Ensemble	Hommes	Femmes
Réside en ex-Allemagne de l'Est	-0,131*** [0,036]	-0,019 [0,047]	-0,316*** [0,057]
Pas de nationalité allemande	-0,353*** [0,067]	-0,300*** [0,080]	-0,432*** [0,116]
Marié	0,360*** [0,048]	0,355*** [0,047]	0,022 [0,052]
Femme	-0,101+ [0,054]		
Femme mariée	-0,375*** [0,068]		
Nombre d'épisodes de chômage	0,063*** [0,007]	0,057*** [0,009]	0,079*** [0,011]
Pas de diplôme	-0,396*** [0,065]	-0,427*** [0,085]	-0,372*** [0,101]
Diplôme général	0,137 [0,103]	0,072 [0,133]	0,161 [0,161]
Diplôme professionnel supérieur	0,143*** [0,041]	0,116* [0,053]	0,178** [0,063]
Université	0,276*** [0,048]	0,149* [0,064]	0,432*** [0,074]
Hartz	1,802*** [0,072]	1,818*** [0,099]	1,803*** [0,106]
Âgé de 45 à 49 ans	-0,160*** [0,045]	-0,208*** [0,060]	-0,123+ [0,068]
Âgé de 50 à 54 ans	-0,431*** [0,057]	-0,479*** [0,073]	-0,326*** [0,089]
Âgé de 55 à 59 ans	-1,414*** [0,073]	-1,387*** [0,088]	-1,435*** [0,128]
Hartz*Âgé de 45 à 49 ans	0,007 [0,097]	0,021 [0,126]	0,019 [0,149]
Hartz*Âgé de 50 à 54 ans	0,193+ [0,105]	0,153 [0,143]	0,188 [0,160]
Hartz*Âgé de 55 à 59 ans	0,510*** [0,143]	0,695*** [0,173]	0,129 [0,260]
Nombre d'observations	6036	3218	2818

Notes : Le groupe de référence est âgé de 35 à 44 ans et possède une formation professionnelle de base. Des indicatrices annuées sont présentes. Écarts-types robustes entre crochets. Niveau de signification : +p < 0,10, *p < 0,05, **p < 0,01, ***p < 0,001.

Champ : Individus âgés de 35 à 59 ans et ayant connu au moins un épisode de chômage.

Source : SOEP, calcul des auteurs.

L'impact propre de la réforme est donné par les interactions entre les indicatrices de groupes d'âge et celle de la réforme. Les résultats présentés ici sont globalement conformes aux statistiques descriptives. Tous les coefficients estimés sont positifs, ce qui pourrait suggérer un effet positif des réductions sur la durée du chômage. Toutefois, les termes d'interaction ne sont statistiquement significatifs que pour les 50-54 ans et les 55-59 ans, et seulement au seuil de 10% pour les premiers alors que la significativité et la taille du coefficient sont plus importantes pour les derniers. Ceci est compatible avec notre argument selon lequel la réforme avait principalement pour effet de dissuader l'usage de l'assurance-chômage en tant que dispositif de préretraite pour les chômeurs les plus âgés.

Enfin, le tableau 3 fournissant des estimations séparées pour les hommes et les femmes, les coefficients pour les termes d'interaction indiquent que l'impact de la réforme sur le groupe d'âge 55-59 ans provient en fait exclusivement des hommes au chômage. Cela est cohérent avec l'idée que les employeurs profitaient précédemment de la générosité de l'assurance-chômage pour se séparer de travailleurs avec une longue carrière au sein de l'entreprise, afin d'éviter de payer des indemnités de départ trop élevées. Les hommes ayant généralement des carrières plus stables et étant plus susceptibles d'être soumis à cette pratique, cette population a été plus sévèrement affectée par la réforme.

Le tableau 4 présente les estimations du taux de retour vers l'emploi en utilisant la correction par loi Gamma de l'hétérogénéité non observée. L'estimation du paramètre θ indique que l'hétérogénéité inobservée a bien un impact sur la durée de chômage ; la part des personnes ayant des caractéristiques inobservées défavorables pour la reprise d'emploi devient plus grande quand la durée de chômage augmente. Les résultats du tableau 4 sont cohérents avec les résultats précédents. En particulier, l'effet de la réforme sur les 55-59 ans reste significativement positif et principalement dû aux hommes.

Soulignons également que la réforme n'a pas eu l'effet prédit par les théories du *job search*, ou du moins que cet effet n'était pas substantiel. En effet, nous n'observons pas une augmentation significative du taux de retour à l'emploi pour les groupes d'âge où les stratégies de retraite anticipée étaient moins fréquentes (l'effet sur les 50-54 ans n'étant plus significatif dans cette autre spécification), alors même qu'ils ont également été affectés par des réductions de la durée des prestations (voir tableau 1).

Nous avons effectué par ailleurs des tests de robustesse afin de nous assurer de la validité de notre principal résultat. Ils ont consisté à réestimer les modèles des tableaux 3 et 4 pour des dates fictives en amont et en aval de la réforme (6 et 12 mois avant la réforme, 6, 12 et 24 mois après la réforme). L'idée sous-jacente est de vérifier que d'autres modifications de la législation contemporaines de la réduction des durées d'indemnisation de début 2006 ne seraient pas susceptibles d'expliquer la baisse de la durée de chômage des 55-59 ans que nous observons à cette période. D'autres aspects des lois *Hartz* qui, certes, n'étaient pas ciblées sur une classe d'âge particulière, ont en effet profondément modifié les modalités régissant les dispositifs d'indemnisation du chômage en janvier 2005. L'abrogation de la dispense de recherche d'emploi pour les plus de 58 ans en janvier 2008 aurait également pu décourager les pratiques de préretraite décrites précédemment. Cependant, dans tous les cas, les résultats de nos tests

Tableau 4 : Analyse du taux de transition du chômage vers l'emploi (distribution exponentielle de la dépendance à la durée, distribution gamma de l'hétérogénéité inobservée)

	Ensemble	Hommes	Femmes
Réside en ex-Allemagne de l'Est	-0,152** [0,046]	-0,029 [0,065]	-0,312*** [0,066]
Pas de nationalité allemande	-0,414*** [0,084]	-0,381*** [0,109]	-0,455*** [0,131]
Marié	0,406*** [0,061]	0,413*** [0,064]	0,011 [0,061]
Femme	-0,123+ [0,071]		
Femme mariée	-0,429*** [0,087]		
Nombre d'épisodes de chômage	0,064*** [0,010]	0,062*** [0,013]	0,077*** [0,016]
Pas de diplôme	-0,440*** [0,079]	-0,519*** [0,112]	-0,364** [0,113]
Diplôme général	0,146 [0,126]	0,053 [0,189]	0,203 [0,167]
Diplôme professionnel supérieur	0,186*** [0,053]	0,151* [0,074]	0,220** [0,078]
Université	0,346*** [0,063]	0,198* [0,088]	0,496*** [0,091]
Hartz	1,979*** [0,090]	2,098*** [0,129]	1,838*** [0,125]
Âgé de 45 à 49 ans	-0,187*** [0,057]	-0,257** [0,079]	-0,130 [0,080]
Âgé de 50 à 54 ans	-0,492*** [0,067]	-0,589*** [0,092]	-0,346*** [0,098]
Âgé de 55 à 59 ans	-1,623*** [0,079]	-1,697*** [0,101]	-1,519*** [0,131]
Hartz*Âgé de 45 à 49 ans	-0,050 [0,119]	-0,070 [0,165]	-0,005 [0,170]
Hartz*Âgé de 50 à 54 ans	0,167 [0,130]	0,101 [0,181]	0,208 [0,185]
Hartz*Âgé de 55 à 59 ans	0,547*** [0,162]	0,769*** [0,201]	0,149 [0,287]
Constante	-1,613*** [0,117]	-1,521*** [0,152]	-1,852*** [0,166]
Ln(thêta)	-1,180*** [0,099]	-0,981*** [0,113]	-1,646*** [0,217]
Nombre d'observations	6 036	3 218	2 818

Notes : Le groupe de référence est âgé de 35 à 44 ans et possède une formation professionnelle de base. Des indicatrices années sont présentes. Écarts-types entre crochets. Niveau de significativité : +p < 0,10, *p < 0,05, **p < 0,01, ***p < 0,001.

Champ : Individus âgés de 35 à 59 ans et ayant connu au moins un épisode de chômage.

Source : SOEP, calcul des auteurs.

se sont avérés non significatifs au seuil de 5%⁽¹⁶⁾, nous confortant dans l'idée que c'est bien la réduction des durées d'indemnisation qui a été l'élément décisif dans le fort ralentissement de la pratique consistant à se servir de l'assurance-chômage comme d'un dispositif de préretraite pour les 55-59 ans.

L'impact de la réforme sur la qualité de l'appariement et de l'emploi repris

Nous analysons maintenant les résultats des régressions portant sur les deux indicateurs sur le type d'emploi retrouvé que nous avons définis précédemment. Par souci de synthèse, nous ne présentons que les coefficients pour les termes d'interaction d'intérêt, alors que nous intégrons dans ces régressions les mêmes contrôles que pour les estimations des tableaux 3 et 4⁽¹⁷⁾. Le tableau 5 présente tout d'abord les résultats relatifs à l'impact de la réforme sur la stabilité de l'emploi repris, mesurée par la durée de l'emploi qui suit directement la période de chômage. Selon les modèles prenant en compte la qualité d'appariement sur le marché du travail, des prestations moins généreuses devraient accroître les pressions sur les chômeurs pour accepter des emplois ne correspondant pas à leurs compétences, ce qui devrait en retour diminuer la stabilité de l'emploi. À première vue, nos résultats sont en contradiction avec cette prédiction. Tous les coefficients pour les termes en interaction sont positifs, ce qui indique une plus longue durée de réemploi pour les groupes d'âge traités. Cette affirmation doit être nuancée car les estimations ne sont significatives que pour le groupe d'âge 55-59 ans, au seuil de 1%. Cependant, nous n'interprétons pas ce résultat comme une augmentation de la qualité d'appariement. Nous soutenons que cet effet doit en fait être attribué à l'évolution parallèle de la réglementation de la retraite, qui a reporté le seuil d'âge légal de la retraite anticipée de 60 à 63 ans. Avant 2006, la durée de réemploi était plus courte car la personne réembauchée pouvait prendre sa retraite plus tôt. Le report de la limite d'âge pour la retraite anticipée a finalement conduit à une augmentation substantielle de la durée de réemploi pour les personnes plus proches de ce seuil.

Tableau 5 : Analyse du taux de transition vers le chômage pour l'emploi retrouvé (distribution exponentielle de la dépendance à la durée, distribution gamma de l'hétérogénéité inobservée)

	Ensemble	Hommes	Femmes
Hartz*Âgé de 45 à 49 ans	-0,015 [0,169]	-0,020 [0,234]	0,086 [0,246]
Hartz*Âgé de 50 à 54 ans	0,070 [0,169]	0,208 [0,211]	-0,147 [0,286]
Hartz*Âgé de 55 à 59 ans	-0,861** [0,313]	-0,828* [0,404]	0,910+ [0,472]
Nombre d'observations	3 606	2 035	1 571

Notes : L'ensemble des contrôles du tableau 4 sont inclus dans la régression. Le groupe de référence est âgé de 35 à 44 ans et possède une formation professionnelle de base. Des indicatrices années sont présentes. Écarts-types robustes entre crochets. Niveau de significativité : +p < 0,10, *p < 0,05, **p < 0,01, ***p < 0,001.

Champ : Individus âgés de 35 à 59 ans, ayant connu au moins un épisode de chômage et dont une sortie vers l'emploi a été observée.

Source : SOEP, calcul des auteurs.

(16) Les résultats de ces tests sont disponibles sur demande auprès des auteurs.

(17) Les résultats des estimations avec l'ensemble des coefficients des variables explicatives sont disponibles sur demande auprès des auteurs.

Le tableau 6 fournit, quant à lui, des résultats sur le type de contrat de travail après la sortie vers l'emploi, en distinguant entre emplois à temps partiel, emplois à temps plein et *mini-jobs*. Les sorties vers le temps partiel, comparativement au temps plein, ont tendance à augmenter pour la plupart des groupes d'âge (45-49 ans, 50-54 ans et 55-59 ans), mais le coefficient n'est significatif que pour le groupe d'âge 50-54 ans, et seulement au seuil de 10 %. En distinguant selon le genre, l'impact n'apparaît en fait significatif que pour les femmes. Chez celles-ci, les sorties vers l'emploi à temps partiel sont plus fréquentes chez les 50-54 et 55-59 ans. La baisse de durée d'indemnisation semble donc avoir détérioré la qualité de l'emploi féminin pour ces groupes d'âge, un résultat à mettre en parallèle avec le fort développement de l'emploi atypique féminin en Allemagne consécutif aux réformes *Hartz*.

Tableau 6 : Types de contrats de travail après avoir retrouvé un emploi (logit multinomial, la référence est la sortie vers l'emploi à temps plein)

Ensemble

	Temps partiel	Mini-Job
Hartz*Âgé de 45 à 49 ans	0,242 [0,306]	0,066 [0,424]
Hartz*Âgé de 50 à 54 ans	0,582+ [0,323]	0,287 [0,453]
Hartz*Âgé de 55 à 59 ans	0,507 [0,404]	-0,026 [0,523]
Nombre d'observations	4 395	4 395

Hommes

	Temps partiel	Mini-Job
Hartz*Âgé de 45 à 49 ans	0,257 [0,896]	-0,977 [1,154]
Hartz*Âgé de 50 à 54 ans	0,617 [0,799]	0,312 [0,959]
Hartz*Âgé de 55 à 59 ans	0,772 [0,713]	-0,334 [0,786]
Nombre d'observations	2 315	2 315

Femmes

	Temps partiel	Mini-Job
Hartz*Âgé de 45 à 49 ans	0,297 [0,355]	0,226 [0,495]
Hartz*Âgé de 50 à 54 ans	0,660+ [0,386]	0,243 [0,542]
Hartz*Âgé de 55 à 59 ans	1,951* [0,845]	1,536 [0,980]
Nombre d'observations	2 080	2 080

Notes : L'ensemble des contrôles du tableau 4 sont inclus dans la régression. Le groupe de référence est âgé de 35 à 44 ans et possède une formation professionnelle de base. Des indicatrices années sont présentes. Écarts-types robustes entre crochets. Niveau de significativité : +p < 0,10, *p < 0,05, **p < 0,01, ***p < 0,001.

Champ : Individus âgés de 35 à 59 ans, ayant connu au moins un épisode de chômage et dont une sortie du chômage a été observée.

Source : SOEP, calcul des auteurs.

*
* *

En résumé, nous avons montré que les réductions de durée d'indemnisation de l'assurance-chômage induites par la réforme *Hartz IV* n'avaient pas eu le type d'effets sur la durée du chômage attendus par les théories standard du *job search*. Seul un groupe de chômeurs particulier, les hommes âgés de 55 à 59 ans, a connu une réduction significative de sa durée de chômage à cause de cette mesure. Cependant, ce résultat doit plutôt être attribué à l'effet dissuasif de la réforme sur les stratégies antérieures de retraite anticipée, en combinaison avec d'autres changements dans la législation concernant ce type de dispositif. Par ailleurs, nous avons également montré que la réforme a eu des effets sur l'emploi repris. La durée de réemploi de la tranche d'âge 55-59 ans a été sensiblement et positivement affectée. Bien que ce résultat soit en contradiction avec les théories de l'appariement, il corrobore notre interprétation selon laquelle l'augmentation simultanée de l'âge légal de la retraite anticipée a eu un impact substantiel sur les décisions des travailleurs de retarder leur sortie du marché du travail. Enfin, certains effets négatifs de la réforme sur les sorties du chômage ont été mis en évidence : les femmes chômeurs âgées de 50 à 59 ans ont connu des sorties plus fréquentes vers l'emploi atypique.

Pour conclure, nous souhaitons mentionner certaines limites de notre stratégie empirique. Tout d'abord, nous n'évaluons ici que l'effet moyen des baisses de droit pour les groupes d'âge relativement larges que nous avons définis. Ainsi, nous ne pouvons pas exclure que la réforme ait eu un effet négatif sur la durée du chômage pour certains groupes d'âge plus fins. Par ailleurs, nous ne pouvons pas exclure que l'effet des baisses d'indemnisation ait été plus important en l'absence de modération en 2008 des réductions initialement mises en place en 2006. Bien que cela signifie que nos résultats ne peuvent pas être facilement généralisés à d'autres réformes où les coupes dans les prestations ont été plus nettes, notre conclusion reste que, dans le cas de *Hartz IV*, l'impact de la baisse de durée d'indemnisation sur le taux de retour à l'emploi n'était pas substantiel.

Bibliographie

- ABBRING J. H., VAN DEN BERG G. J. (2007), «The unobserved heterogeneity distribution in duration analysis», *Biometrika*, vol. 94, n° 1, pp. 87-99.
- ACEMOGLU D., SHIMER R. (2000), «Productivity gains from unemployment insurance», *European economic review*, vol. 44, n° 7, pp. 1195-1224.
- ADDISON J. T., BLACKBURN M. L. (2000), «The effects of unemployment insurance on postunemployment earnings», *Labour economics*, vol. 7, n° 1, pp. 21-53.
- AKYOL M., NEUGART M., PICHLER S. (2013), «Were the Hartz reforms responsible for the improved performance of the German labour market ?», *Economic Affairs*, vol. 33, n° 1, pp. 34-47.
- CALIENDO M., WROHLICH, K. (2010), «Evaluating the German “MiniJob” reform using a natural experiment», *Applied economics*, vol. 42, n° 19, pp. 2475-2489.
- CALIENDO M., TATSIRAMOS K., UHLENDORFF A. (2013), «Benefit duration, unemployment duration and job match quality: a regression-discontinuity approach», *Journal of applied econometrics*, vol. 28, n° 4, pp. 604-627.
- CARD D., LEVINE P. B. (2000), «Extended benefits and the duration of UI spells: evidence from the New Jersey extended benefit program», *Journal of public economics*, vol. 78, n° 1, pp. 107-138.
- CARD D., CHETTY R., WEBER A. (2007), «The spike at benefit exhaustion: leaving the unemployment system or starting a new job?», *NBER working papers*, n° 12893, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.
- CHAGNY O. (2005), «Retour sur les réformes du marché du travail en Allemagne», *Revue de l'Ires*, n° 58, pp. 65-110.
- DLUGOSZ S., STEPHAN G., WILKE R. A. (2009), «Fixing the leak: unemployment incidence before and after the 2006 reform of unemployment benefits in Germany», *Discussion paper*, n° 09-079, ZEW – Centre for European economic research, Mannheim.
- FAHR R., SUNDE U. (2009), «Did the Hartz reforms speed up the matching process? A macro-evaluation using empirical matching functions», *German economic review*, vol. 10, n° 3, pp. 284-316.
- FITZENBERGER B., WILKE R. A. (2010), «Unemployment durations in West Germany before and after the reform of the unemployment compensation system during the 1980s», *German economic review*, vol. 11, n° 3, pp. 336-366.
- GOEBEL J., RICHTER M. (2007), «Nach der Einführung von Arbeitslosengeld II: deutlich mehr Verlierer als Gewinner unter den Hilfeempfängern», *Wochenbericht des DIW*, vol. 74, n° 50.
- HALL P. A., SOSKICE D. (eds.) (2001), *Varieties of capitalism: the institutional foundations of comparative advantage*, Oxford [Royaume-Uni], New York, Oxford University Press.
- HERTWECK M. S., SIGRIST O. (2012), «The aggregate effects of the Hartz reforms in Germany», *SOEP papers on multidisciplinary panel data research*, n° 513.
- HOHMEYER K., WOLFF J. (2012), «A fistful of euros: is the German one-euro job workfare scheme effective for participants ?», *International journal of social welfare*, vol. 21, n° 2, pp. 174-185.
- HUNT J. (1995), «The effect of unemployment compensation on unemployment duration in Germany», *Journal of labor economics*, vol. 13, n° 1, pp. 88-120.
- IVERSEN T., SOSKICE D. (2001), «An asset theory of social policy preferences», *American political science review*, vol. 95, n° 4, pp. 875-893.
- JOVANOVIĆ B. (1979), «Job matching and the theory of turnover», *Journal of political economy*, vol. 87, n° 5, pp. 972-990.
- KATZ L. F., MEYER B. D. (1990), «The impact of the potential duration of unemployment benefits on the duration of unemployment», *Journal of public economics*, vol. 41, n° 1, pp. 45-72.
- KLINGER S., ROTHE T. (2012), «The impact of labour market reforms and economic performance on the matching of the short-term and the long-term unemployed», *Scottish journal of political economy*, vol. 59, n° 1, pp. 90-114.
- KRAMARZ F., SPITZ-OENER A., SENFTLEBEN C., ZWIENER H. (2012), *Les mutations du marché du travail allemand*, Rapport n° 102, Conseil d'analyse économique, Paris, La Documentation française.
- LALIVE R., VAN OURS J., ZWEIMÜLLER J. (2006), «How changes in financial incentives affect the duration of unemployment», *Review of economic studies*, vol. 73, n° 4, pp. 1009-1038.
- MARIMON R., ZILIBOTTI F. (1999), «Unemployment vs. mismatch of talents: reconsidering unemployment benefits», *The Economic journal*, vol. 109, n° 455, pp. 266-291.
- MORTENSEN D. T. (1986), «Job search and labor market analysis», in Ashenfelter O., Layard R. (eds.), *Handbook of labor economics*, 1st edition, vol. 2, chapter 15, Amsterdam, Elsevier, pp. 849-919.
- MÜLLER E., WILKE R. A., ZAHN P. (2007), «Beschäftigung und Arbeitslosigkeit älterer Arbeitnehmer: eine mikroökonomische Evaluation der Arbeitslosengeldreform von 1997», *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, vol. 227, n° 1, pp. 65-86.
- NAGL W., WEBER M. (2014), «Unemployment compensation and unemployment duration before and after the German Hartz IV reform», *Ifo working paper*, n° 186.

OECD (2012), *OECD economic surveys: Germany 2012*, Paris, OECD Publishing.

PISSARIDES C. A. (2000), *Equilibrium unemployment theory*, 2nd ed., Cambridge (MA), MIT Press.

TATSIRAMOS K. (2009), «Unemployment insurance in Europe: unemployment duration and subsequent employment stability», *Journal of the European economic association*, vol. 7, n° 6, pp. 1225-1260.

Annexe

Tableau : Statistiques descriptives sur l'échantillon

	Moyenne	Écart-type
Réside en ex-Allemagne de l'Est	0,445	[0,497]
Pas de nationalité allemande	0,089	[0,285]
Âge	46,479	[7,626]
Marié	0,646	[0,478]
Femme	0,467	[0,499]
Nombre d'épisodes de chômage	2,677	[2,228]
Pas de diplôme	0,114	[0,318]
Diplôme professionnel élémentaire	0,322	[0,467]
Diplôme général	0,026	[0,160]
Diplôme professionnel supérieur	0,375	[0,484]
Université	0,163	[0,370]

Note : Le tableau présente les moyennes et écarts-types pour les contrôles introduits dans les régressions.

Champ : Individus âgés de 35 à 59 ans et ayant connu au moins un épisode de chômage.

Source : SOEP, calcul des auteurs.