

La politique sociale à l'épreuve du Papy-boom : quelle articulation entre indemnisation chômage des seniors et réforme des retraites ?

BAGUELIN Olivier*
REMILLON Delphine**

Dans un contexte de vieillissement démographique et de problèmes associés de financement de la protection sociale, la France s'est engagée depuis 2010 dans un processus de relèvement progressif de l'âge légal de départ à la retraite : l'objectif est d'atteindre 62 ans à compter du 1^{er} janvier 2018 (au lieu de 60 ans). Mais ce rallongement de la durée d'activité ne parviendra pas à régler le problème du financement des retraites si ces années supplémentaires ne sont pas des années travaillées. Or la France est confrontée à un problème structurel d'emploi des seniors : en 2010, le taux d'emploi des 55-64 ans en France métropolitaine était de 40 %, soit un niveau inférieur au taux moyen des 27 pays de l'Union européenne (46 %) et loin de l'objectif de 50 % en 2010 fixé par la stratégie de Lisbonne. Les plus optimistes estiment que la réforme des retraites contribuera mécaniquement à accroître le taux d'emploi des seniors et à rompre avec une politique malthusienne (préretraites), en allongeant l'horizon d'activité, ce qui rendrait par exemple rentables des investissements en formation, pour les salariés et leurs employeurs (d'Autume, Betbèze et Hairault, 2006). Dans cette problématique de l'emploi des seniors, le rôle de la générosité de l'indemnisation chômage est rarement évoqué. Or, le système français comprend des dispositions spécifiques pour les seniors (notamment les filières seniors), plus avantageuses que pour les autres tranches d'âge (encadré). Il existe un fort soupçon quant à l'utilisation de l'indemnisation chômage comme support de préretraites *i.e.* comme levier permettant de faire accepter une séparation précoce aux employés ; le passage à la retraite serait alors précédé d'une période de chômage indemnisé. Si ce comportement de gestion de la main-d'œuvre senior existe, il devrait être visible empiriquement : l'âge des seniors entrant en chômage indemnisé devrait être cohérent avec leur durée de droit à indemnisation de manière à ce que cette dernière couvre la période les séparant de la retraite. Dès lors, des changements dans les conditions d'indemnisation des chômeurs seniors ou le relèvement de l'âge légal de départ à la retraite engagé en 2010 devraient provoquer des déformations de la structure par âges de la population des entrants en indemnisation en filière senior.

On propose ici de tester cette hypothèse : l'objet de l'analyse n'est pas de mesurer l'effet d'une indemnisation chômage généreuse sur la durée de chômage, comme cela se fait classiquement, y compris pour

* Centre d'étude des politiques économiques de l'Université d'Evry Val d'Essonne, olivier.baguelin@univ-evry.fr.

** Institut national d'études démographiques (Ined) et Centre d'Études de l'Emploi (CEE), delphine.remillon@ined.fr.

la population particulière des seniors (Lalive, 2008 ; Kyyrä et Ollikainen, 2008 ; Fremigacci, 2010), mais l'effet de cette indemnisation sur les comportements, en amont, de gestion de la main-d'œuvre *i.e.* sur les ruptures des contrats de travail et les entrées au chômage. Cette analyse de l'impact de la durée d'indemnisation chômage sur la demande de travail est moins fréquente (Green et Riddell, 1997 ; Winter-Ebmer, 2003). On mobilise pour cela les données françaises du Fichier historique de Pôle emploi (FHS) qui rassemble des informations sur les inscriptions au chômage et les périodes d'indemnisation intervenues au cours des dix dernières années. L'analyse repose sur une expérience naturelle déjà étudiée par Fremigacci (2010) : en 2003 la durée maximale d'indemnisation chômage a été fortement réduite pour les seniors, dans des proportions variables selon leur expérience sur le marché du travail (leur *score d'affiliation*, Tableau 1). Les scores d'affiliation requis pour être indemnisable n'ayant pas changé, l'analyse permet de tester, toutes choses égales par ailleurs, l'effet d'un changement de la durée de droit à indemnisation sur les comportements de gestion de la main-d'œuvre.

Encadré - L'indemnisation chômage des seniors en France

Le régime d'assurance chômage français comprend des règles d'indemnisation plus favorables pour les demandeurs d'emploi âgés de 50 ans ou plus au moment de la rupture de leur contrat de travail : la période de référence sur laquelle les durées de travail sont décomptées est plus longue et les durées maximales d'indemnisation supérieures à ce qui prévaut pour les moins de 50 ans. Sous certaines conditions, les demandeurs d'emploi ayant atteint l'âge légal de la retraite mais ne totalisant pas le nombre de trimestres de cotisation à l'assurance vieillesse nécessaire pour liquider leur retraite à taux plein peuvent bénéficier d'une prolongation de leur indemnisation chômage jusqu'à leur retraite. Par ailleurs, même si ce dispositif est en cours d'extinction (arrêt des entrées dans le dispositif en 2012), les demandeurs d'emploi seniors étaient jusqu'à présent fréquemment dispensés de recherche d'emploi.

L'analyse porte donc sur les conséquences démographiques de la politique d'indemnisation chômage : comment modifie-t-elle la structure par âge de la population des chômeurs et par-là des travailleurs ? N'y a-t-il pas interférence et même contradiction entre politique de population (reculer l'âge de la retraite pour accompagner le vieillissement) et politique sociale (indemnisation du chômage) ? Les outils de la démographie économique et de l'évaluation des politiques publiques – régression discontinue (Imbens et Lemieux, 2008) et double différence – sont mobilisés pour proposer une analyse des rapports entre indemnisation chômage et dynamique de la population des actifs seniors.

Données et statistiques descriptives

L'analyse repose sur des données Pôle emploi provenant du segment D3 extrait du Fichier national des Assedic (FNA) auquel est apparié une information individuelle issue de l'échantillon au 1/10^e du Fichier historique statistique (FHS). Ces données décrivent l'ensemble des ouvertures de droit à indemnisation, pour la France entière, intervenues entre le 1^{er} janvier 2000 et le 31 décembre 2010. L'unité statistique est donc la *demande indemnisable*. Une personne est indemnisable (a un droit à indemnisation ouvert) si sa demande d'allocation a été acceptée. Toute demande indemnisable correspond à un contrat de travail arrivé à son terme (ex. CDD) ou rompu (licenciement) et à un seul.

L'étude porte sur les 50 ans et plus. On distingue quatre groupes de demandes indemnisables selon l'âge et le score d'affiliation de la personne concernée. Le score d'affiliation renseigne sur le positionnement, au moment de sa perte d'emploi, de l'intéressé sur un marché du travail français marqué par son dualisme : les affiliations longues (au moins 27 mois travaillés au cours des trois dernières années) correspondent à des *insiders* c'est-à-dire, dans le cadre de la présente étude, à des personnes ayant eu des expériences professionnelles sans discontinuité ; les affiliations intermédiaires (moins de 27 mois d'emploi au cours des trois dernières années mais plus de 14 au cours des deux dernières) correspondent plutôt à des *outsiders*. L'âge à la date d'ouverture de la demande indemnisable permet d'approcher la distance à la retraite de la personne. On ne considère que deux classes d'âges : les 50-54 ans présumés distant de la retraite ; les 55 ans et plus, proches de la retraite. L'hypothèse testée (recours à l'assurance chômage dans une optique de préretraite) se réfère en premier lieu aux *insiders* proches de la retraite *i.e.* aux 55 ans et plus en affiliation longue. Le Tableau 1 donne le nombre d'observations pour chaque groupe d'intérêt avant et après l'entrée en vigueur des règles de la convention 2003 d'assurance chômage.

Tableau 1. Groupes d'intérêt et nombre de demandes indemnisables mobilisés par l'analyse

| | Âge à la date d'ouverture de la demande indemnisable | | | |
|--------------------------------|--|--|--|--|
| | 50-54 ans | | 55 ans et plus | |
| | Convention 2001 | Convention 2003 | Convention 2001 | Convention 2003 |
| Convention d'assurance chômage | 1 ^{er} janvier 2001 31 décembre 2002 | 1 ^{er} janvier 2003 31 décembre 2005 | 1 ^{er} janvier 2001 31 décembre 2002 | 1 ^{er} janvier 2003 31 décembre 2005 |
| Affiliations intermédiaires | 6 491 Droit : 45 mois | 6 754 Droit : 23 mois | 3 007 Droit : 45 mois | 3 334 Droit : 23 mois |
| Affiliations longues | 7 458 Droit : 45-60 mois | 16 173 Droit : 36-42 mois | 10 632 Droit : 45-60 mois | 19 734 Droit : 36-42 mois |

Le point important pour l'analyse proposée est que les critères d'affiliation n'ont pas été modifiés par la convention 2003 : seules les durées de droit à indemnisation sont réduites.

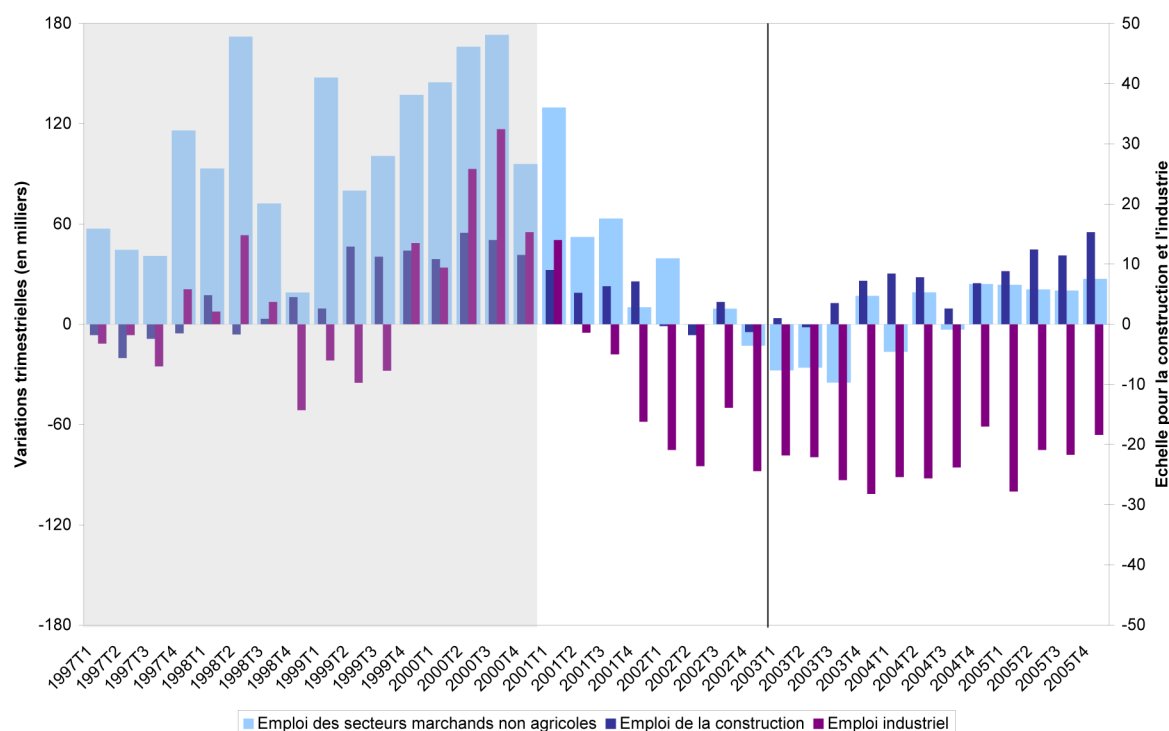
Le contexte conjoncturel

La période couverte par l'analyse est marquée par une conjoncture défavorable. La Figure 1 décrit l'évolution de l'emploi marchand entre 1997 et fin 2005, en distinguant l'emploi des secteurs de la construction et de l'industrie. L'emploi croît à un rythme ralenti à partir du quatrième trimestre 2000 et finit par reculer de fin 2002 à fin 2003. Ce ralentissement, puis ce recul, correspondent dans une large mesure à une contraction durable de l'emploi industriel où sont surreprésentés les salariés seniors.

L'assurance chômage couvre pour l'essentiel les pertes d'emploi involontaires : fin de contrat de travail ou licenciement. L'année 2002 est marquée par une forte progression des inscriptions à l'ANPE suite à un licenciement : + 13 % par rapport à 2001 (Dares, 2003), en particulier pour motif économique (+ 24 %). Cette tendance se poursuit en 2003, + 7 % (Dares, 2004), mais pour d'autres motifs : les inscriptions consécutives à un licenciement économique reculent de 20 % tandis que les autres motifs

(motif personnel) donnent lieu à un fort surcroît d'inscriptions (+ 18 %). Cela implique davantage d'entrées en indemnisation chômage et *a priori*, dans la mesure où il s'agit essentiellement de ruptures de contrats à durée indéterminée, d'entrées en affiliation longue où les seniors sont surreprésentés.

Figure 1. Évolution de l'emploi marchand non agricole



Source : Insee, Estimations d'Emploi. Champ : France métropolitaine. Valeurs corrigées des variations saisonnières

La période considérée correspond enfin à la poursuite de l'abandon des dispositifs de préretraite : pour 2002, le repli des mesures de retrait d'activité explique plus de 20 % de la progression de la population active (Dares, 2003). L'hypothèse que nous cherchons à tester est que le recours à l'indemnisation chômage se serait en partie substitué à ces préretraites.

Flux et âge moyen des indemnissables à la date d'ouverture du droit

Les quatre figures de cette section décrivent, pour chacun des quatre groupes d'intérêt, les flux trimestriels d'ouvertures de droit en admission/réadmission ainsi que l'âge moyen des intéressés à la date de ces ouvertures, de 2001 à fin 2005. Les séries sont distinguées selon qu'elles concernent des ouvertures en convention 2001 ou 2003. Pour mémoire, en population générale, les premières cohortes nombreuses de l'après-guerre¹ ont atteint 50 ans en 1996 et 55 ans en 2001 : la classe des 50-54 ans a donc « rajeuni » par effet de composition, entre 1996 et 2000 de même, à partir de 2001, que celle des 55 ans et plus. La population des seniors entrants en indemnisation chômage sur la période est

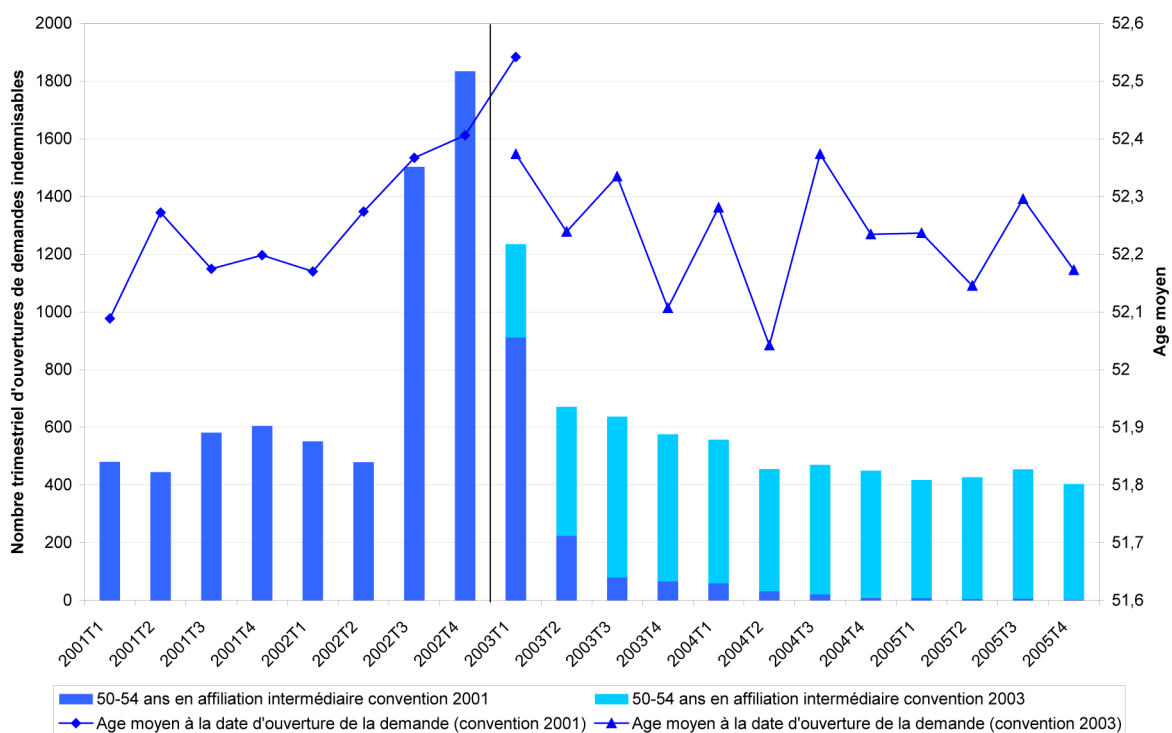
¹ Le baby-boom représente un saut dans la taille des cohortes annuelles d'environ 300 000 individus (environ 850 000 contre 550 000 pour les cohortes antérieures).

certes bien différente de la population générale mais il est utile d'avoir à l'esprit le sens de ces effets de structure démographique pour apprécier la signification des séries d'âge moyen proposées ci-après. Les figures correspondantes suggèrent l'influence des règles de l'assurance chômage sur les comportements de gestion de la main-d'œuvre senior et illustrent le lien entre stade de l'ajustement de l'emploi auquel se trouvent les employeurs (cycle de productivité) et âge moyen, à la date de rupture du contrat de travail, des salariés concernés.

Les quatre séries de flux d'ouvertures marquent toutes des mouvements atypiques au cours du second semestre 2002. *Ces mouvements ne peuvent pas s'expliquer par l'anticipation du changement des règles de l'assurance chômage.* Discutant ce point, Fremigacci (2010) rappelle que l'accord entre les partenaires sociaux sur la convention 2003 d'assurance chômage intervient le 20 décembre 2002. L'ajustement de règles est la *conséquence* d'une volonté, face à l'afflux d'entrées en indemnisation, de rééquilibrage des comptes de l'assurance chômage.

La Figure 2 concerne les admissions/réadmission en affiliation intermédiaire de seniors de 50-54 ans.

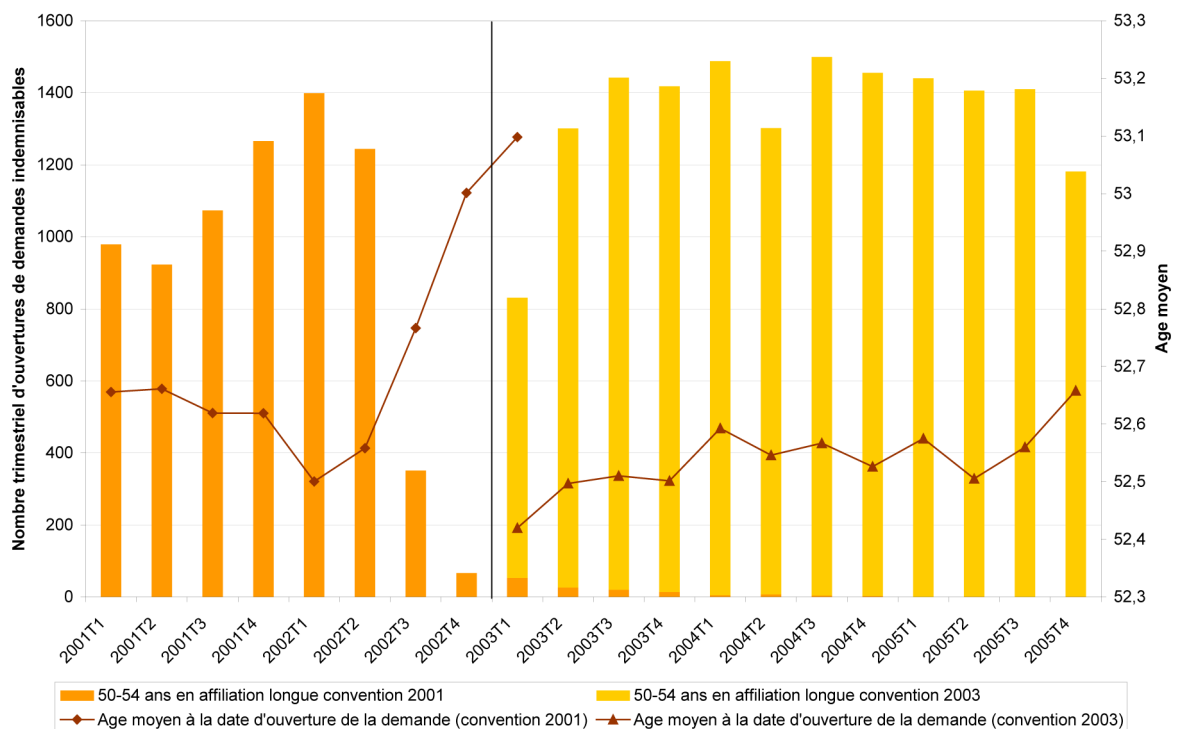
Figure 2. Demandes indemnissables (hors reprises de droit) des 50-54 ans en affiliation intermédiaire



On note un pic d'admissions/réadmissions réparti sur le second semestre 2002 et le 1^{er} trimestre 2003. Ce pic correspond sans doute à des CDD prenant fin à partir de la fin du 1^{er} semestre 2002 et qui ne sont pas renouvelés face à l'état de la conjoncture. La série d'âges moyens apparaît relativement stable sur la période et le changement de convention ne se traduit pas par une discontinuité marquée.

La Figure 3 propose le même exercice pour des 50-54 ans entrant en affiliation longue. Les flux correspondant sont nettement plus forts que précédemment sauf au second semestre 2002 marqué par une chute brutale des admissions/réadmissions.

Figure 3. Demandes indemnisables (hors reprises de droit) des 50-54 ans en affiliation longue

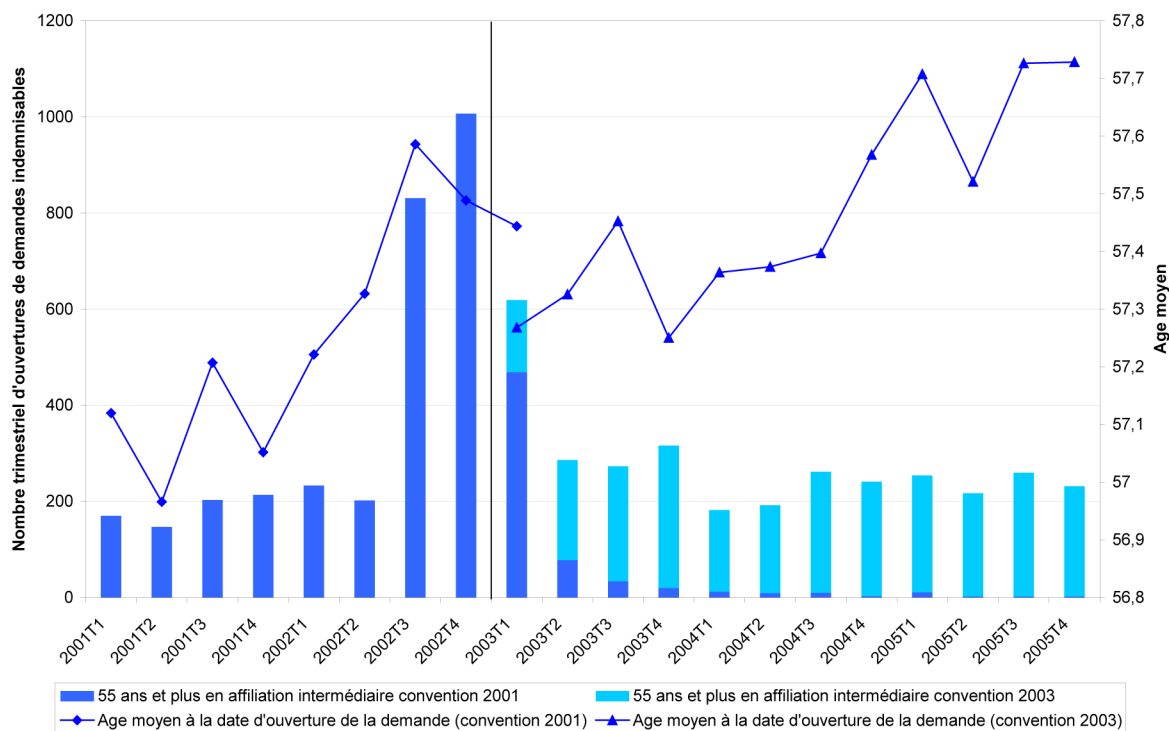


Sur l'ensemble de 2002, on observe un motif qui paraît complémentaire de ce qui a été observé pour les affiliations intermédiaires : beaucoup d'entrées au premier semestre suivi d'une chute au second. Les entrées en affiliation longue correspondent typiquement à des licenciements : pour les 50-54 ans, l'ajustement de l'emploi a pu prendre la forme d'une première vague de licenciements d'*insiders* (suggérant un souci de réduction structurelle de masse salariale) au cours du premier semestre, suivi d'une vague de non-renouvellements de CDD (ancrage à l'activité) à quoi aurait succédé une reprise des licenciements face à la persistance du ralentissement économique. Malgré ces flux trimestriels heurtés, l'âge moyen des *insiders* (Figure 3) à la date d'admission/réadmission apparaît, à effectifs comparables, remarquablement stable avant et après l'entrée en vigueur de la convention 2003. Enfin, qu'elle concerne *insiders* ou *outsiders*, la classe des 50-54 ans accuse une tendance ponctuelle au vieillissement sur l'année 2002 ce qui suggère, de la part des employeurs, une forme de gestion par âge des ruptures de relations d'emploi : ils semblent se séparer des plus jeunes avant les autres.

La Figure 4 prolonge l'analyse au cas des *outsiders* de 55 ans et plus. Le profil des flux d'ouvertures de droit est assez semblable à celui des *outsiders* de 50-54 ans à une réduction d'échelle près. La série d'âges moyens ne manifeste pas plus de discontinuité au 1^{er} janvier 2003 ; cependant, sur l'ensemble de la période, on peut déceler pour les 55 ans et plus un *trend* à la hausse de l'âge moyen à la date de rupture.

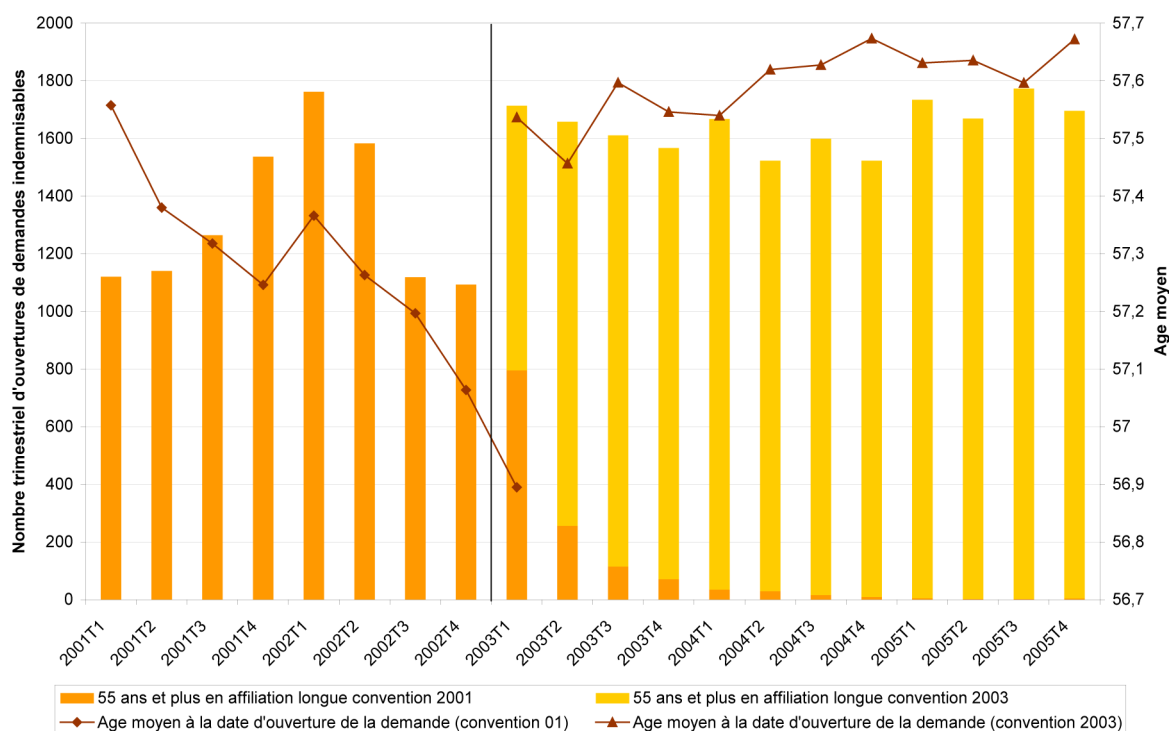
La Figure 5 représente la même information pour les 55 ans et plus ouvrant un droit en affiliation longue. Quant aux flux de demandes indemnisables, on observe un profil proche de celui des *insiders* de 50-54 ans avec un pic d'admissions/réadmissions étalé du dernier trimestre 2001 à la fin du premier semestre 2002 même si la fin 2002 occasionne moins une chute des entrées qu'un retour à des volumes

Figure 4. Demandes indemnisables (hors reprises de droit) des 55 ans et plus en affiliation intermédiaire



pré-crise. Les séries d'âge moyen manifestent à l'inverse des évolutions très différentes, quasi-symétriques. Si le 1^{er} janvier 2003 marque une discontinuité dans la série correspondant aux 55 ans et plus, cette discontinuité prend la forme d'un saut vers des âges moyens nettement plus élevés.

Figure 5. Demandes indemnisables (hors reprises de droit) des 55 ans et plus en affiliation longue



Stratégies d'identification et estimations

La relation causale d'intérêt et son identification

On se propose de quantifier l'impact des règles d'assurance chômage sur les comportements de gestion de la main-d'œuvre senior. Il s'agit plus précisément d'estimer l'effet d'une réduction de durée de droit à indemnisation sur l'âge des salariés à la date de rupture (par l'employeur) de leur contrat de travail selon la distance à la retraite. La difficulté tient au fait que l'âge des salariés à la date de la perte de leur emploi est lié au point du cycle économique auquel correspond cette date. Ce lien passe notamment par les modalités de l'ajustement de l'emploi du secteur privé en France. En phase de ralentissement conjoncturel et en population générale, le premier levier d'ajustement de l'emploi est le travail intérimaire puis le non renouvellement des contrats à durée déterminée. Face à un recul persistant, les employeurs recourent aux licenciements et l'ordre dans lequel ils opèrent fait intervenir, directement ou non, l'âge des intéressés. La règle « dernier entré, premier sorti » implique par exemple le licenciement de salariés en moyenne plus jeunes que les autres ; le souhait de maximiser l'effet du licenciement en termes de réduction de masse salariale peut à l'inverse conduire à licencier en priorité des salariés à haut salaire souvent plus âgés que la moyenne et le départ des seniors proches de la retraite peut également constituer un compromis acceptable pour les salariés de l'entreprise si ces seniors sont assurés d'être indemnisés jusqu'à leur retraite. Au total, il existe un lien entre la date d'un licenciement et l'âge du salarié concerné à cette date indépendamment des règles de l'assurance chômage. Le problème, pour l'analyse proposée ici, est de distinguer dans le lien entre la date de licenciements et l'âge des salariés concernés ce qui relève de la conjoncture de ce qui relève des règles de l'assurance chômage.

L'expérience idéale consisterait à répartir aléatoirement l'ensemble des employeurs entre un groupe soumis à une convention d'assurance chômage offrant un droit à indemnisation aux salariés licenciés d'une durée réduite (groupe « traité », indicé 1) et un groupe d'employeurs soumis à une convention d'assurance chômage offrant, toutes choses égales par ailleurs, une durée de droit à indemnisation plus longue (groupe témoin, indicé 0). Les deux groupes restant confrontés à une même conjoncture économique, tout écart d'âge moyen $Y_{1moy} - Y_{0moy}$ à la date de rupture du contrat de travail pourrait être imputé aux règles de l'assurance chômage. Il resterait à différencier les écarts observés (s'ils existent) selon la distance des intéressés à l'âge de la retraite.

Analyse par régression discontinue

Identification

On se propose d'identifier l'effet d'une réduction de durée de droit à indemnisation à une date t^* donnée, le 1^{er} janvier 2003, qui donne donc lieu à la mise en œuvre de nouvelles règles moins favorables. Pour toute perte d'emploi i ouvrant droit à indemnisation, on note Y_i l'âge du salarié concerné à la date x_i de rupture du contrat de travail. L'indicatrice s_i prend la valeur 1 si la date de rupture du contrat de travail ouvrant droit à indemnisation intervient à partir du 1^{er} janvier 2003, $x_i \geq t^*$, 0 sinon : il s'agit d'une indicatrice d'assignation à la nouvelle convention d'assurance chômage qui offre des droits plus courts. L'identification de l'effet du changement de convention repose sur la discontinuité de la

fonction d'espérance conditionnelle $E[Y_i|x_i]$ à la date t^* lors même que $E[Y_0|x_i]$ est supposée continue. La régression permettant d'estimer l'effet causal s'écrit alors $Y_i = f(x_i) + \rho s_i + \eta_i$, où $f(\cdot)$ correspond à la fonction d'espérance conditionnelle $E[Y_0|x_i]$ supposée continue : en l'absence de changement de règle, on n'aurait pas observé de discontinuité en t^* ; ρ traduit l'effet causal d'intérêt en distinguant la discontinuité, captée par s_i , de la tendance continue $f(x_i)$.

Pour chaque fin de contrat i ouvrant droit à indemnisation, le fichier historique ne renseigne pas sur la date x_i de rupture du contrat de travail mais sur la date (nécessairement postérieure) t_i d'ouverture de la *demande indemnisable* correspondante. Conséquence directe : on n'observe pas l'âge Y_i des salariés concernés à la date de rupture du contrat mais à la date d'ouverture de la demande indemnisable ; on note ainsi y_i l'âge du salarié concerné à la date d'ouverture de sa demande indemnisable. Cette erreur de mesure affectant identiquement variables de contrôle et de résultat, elle laisse leur relation hors discontinuité intacte. Elle brouille en revanche la date de transition aux nouvelles règles d'indemnisation chômage puisque des licenciements intervenant en 2002 peuvent donner lieu à des ouvertures de demande indemnisable aux conditions de 2002... après le 1^{er} janvier 2003. Tenir compte de ce problème nécessite de procéder par régression discontinue sur « transition floue » (fuzzy regression discontinuity design).

Le passage du 31 décembre 2002 au 1^{er} janvier 2003 n'imprime pas une discontinuité sur l'assignation à la convention 2003 mais sur la probabilité de cette assignation, formellement : $P(s_i = 1 | t_i) = g_1(t_i)$ si $t_i \geq t^*$, 0 sinon, avec $g_1(t^*) > 0$. Cette probabilité peut alors s'écrire $E[s_i | t_i] = P(s_i = 1 | t_i) = g_1(t_i) \tau_i$ où l'indicatrice τ_i prend la valeur 1 si l'ouverture de la demande indemnisable intervient à partir du 1^{er} janvier 2003, $t_i \geq t^*$, 0 sinon. La régression discontinue sur « transition floue » correspond alors à une stratégie d'estimation par moindres carrés en deux étapes, la seconde étape portant sur la fonction d'espérance conditionnelle $E[y_i | t_i] = f_0(t_i) + [f_1(t_i) - f_0(t_i)] s_i$. Formellement, la régression discontinue sur « transition floue » revient à une estimation par variable instrumentale (régression en deux étapes). Cette approche écarte les biais de sélection².

Estimation

Dans la suite, nous considérons selon l'usage une estimation non paramétrique ($\rho = 0$) sur une fenêtre étroite autour de la discontinuité (estimateur de Wald) et deux estimations paramétriques ($\rho = 1$ et $\rho = 3$) sur des fenêtres plus larges de sorte à accroître le nombre d'observations. Parmi les 12 variantes envisagées (Tableau 2), on distingue deux variantes clés : l'estimation paramétrique (1.c) et l'estimation non paramétrique (4.a).

Les effets estimés sont toujours positifs, significatifs (ou quasi) dans 8 modèles sur 12. Les estimations significatives varient entre + 3 mois d'âge moyen (variantes 1.a ou 2.a.) et + 9 mois (variantes 2.b ou 3.b). Les variantes privilégiées pour leur cohérence, tant à la stratégie d'identification retenue (variante

² La configuration considérée, où coexistent sur un même intervalle de dates des entrées en convention 2001 et 2003, peut susciter la tentation de procéder par simple comparaison de moyennes sur une période commune : par exemple entre l'âge moyen des entrants en janvier 2003 en convention 2001 et celui des entrants le même mois en convention 2003. Cette approche impliquerait de comparer des personnes dont la date de rupture du contrat de travail est intervenue jusqu'au 31 décembre 2002 et dont le droit n'a été ouvert qu'en janvier 2003 (pour cause de délai de carence par exemple) à des personnes dont l'ouverture de droit à indemnisation est intervenue le mois même de la rupture de leur contrat de travail. Une telle comparaison est *a priori* inacceptable du fait du biais de sélection.

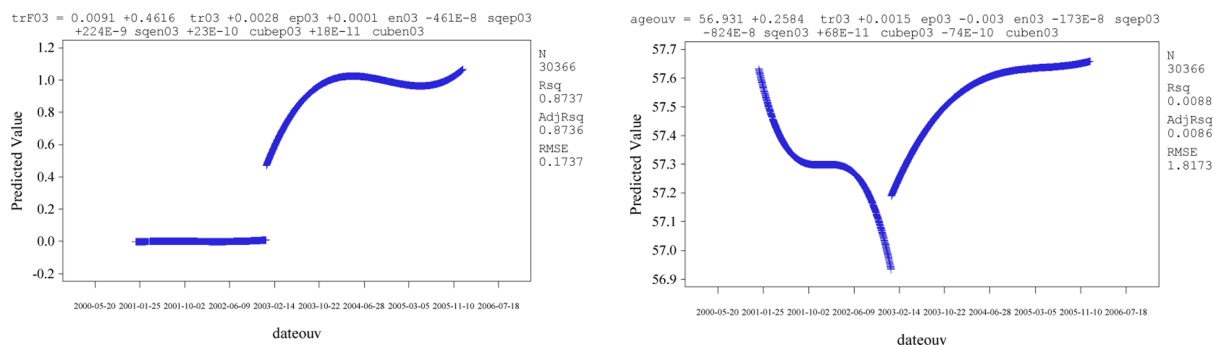
4.a) qu'à l'arrière plan conjoncturel discuté précédemment (variante 1.c) convergent vers un effet voisin de + 7 mois.

Tableau 2. Effet de la réduction de durée de droit à indemnisation, 55 ans et plus en affiliation longue

| Variante | (1.a) | (1.b) | (1.c) | (2.a) | (2.b) | (2.c) | (3.a) | (3.b) | (3.c) | (4.a) | (4.b) | (4.c) |
|---------------------------|---|----------------|------------------------------|---|----------------|----------------|--|----------------|----------------|------------------------------|----------------|-----------------|
| Fenêtre | 1 ^{er} jan 2001 31 déc 2005 | | | 1 ^{er} juil 2002 30 juin 2003 | | | 1 ^{er} oct 2002 31 mars 2003 | | | 15 nov 2002 15 fév 2003 | | |
| N | 30 336 | | | 5 591 | | | 2 814 | | | 1 469 | | |
| p | 0 | 1 | 3 | 0 | 1 | 3 | 0 | 1 | 3 | 0 | 1 | 3 |
| Effet (écart- type) | 0,26 (0,02) | 0,35 (0,06) | 0,64 (0,20) | 0,22 (0,07) | 0,73 (0,24) | 1,40 (1,34) | 0,34 (0,13) | 0,80 (0,52) | 0,14 (3,54) | 0,61 (0,24) | 1,15 (1,62) | n.s. globale |
| R2 | 0,0041 | 0,0079 | 0,0083 | 0,0018 | 0,0031 | 0,0038 | 0,0025 | 0,0030 | 0,0090 | 0,0044 | 0,0120 | |

La Figure 6 propose les courbes d'ajustement de l'estimation par moindres carrés en deux étapes pour la variante (1.c) : le graphe de gauche correspond à la variable d'assignation à la convention 2003, celui de droite à l'âge à la date d'ouverture d'un droit à indemnisation.

Figure 6. Régression discontinue sur transition « floue » : courbes d'ajustement, variante (1.c)



Ces courbes sont à mettre en rapport avec la Figure 5. Le graphe de gauche capte la progressive montée en régime de la convention 2003, tandis que celle de droite rend compte des inflexions de la relation entre développement de la conjoncture et âge des personnes licenciées : le polynôme d'ordre 3 permet de maîtriser le risque de surestimation, au point de discontinuité, de l'effet d'intérêt.

Pour cadrer l'interprétation du résultat obtenu, une analyse en tout point analogue est menée successivement sur les *outsiders* proches de la retraite et sur les *insiders* distants de la retraite. Pour les premiers comme pour les seconds, l'effet est toujours non significatif pour les spécifications satisfaisantes. On conclut donc globalement à l'absence d'effet sur ces deux groupes alternatifs de seniors. Cette conclusion pour les *outsiders* de 55 ans et plus exclut que l'effet obtenu pour les *insiders* tiennent à des enjeux simples de structure démographique³. La conclusion d'une absence d'effet pour les *insiders* de

³ D'ailleurs, si de tels effets avaient joué, cela aurait plutôt été à la baisse de l'âge moyen des entrants de 55 ans et plus.

50-54 ans permet d'alimenter l'hypothèse d'un « effet horizon » dans la gestion par âge de la main-d'œuvre. La durée de droit à indemnisation influence la date de licenciement des 55 ans et plus parce que la question de la distance à la retraite se pose.

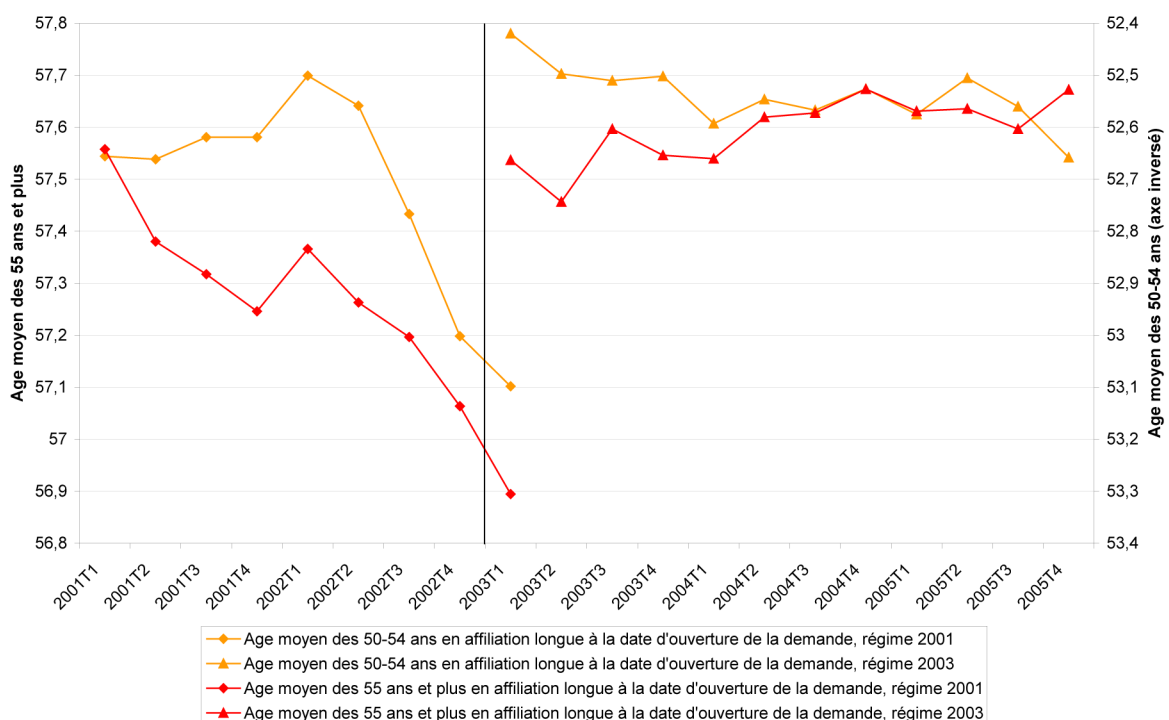
Analyse complémentaire par double différence

L'approche par régression discontinue au 1^{er} janvier 2003 permet d'identifier un *effet local* : à cette date, on identifie un effet positif de la réduction de durée de droit à indemnisation sur l'âge à la date de rupture du contrat de travail pour les *insiders* proches de la retraite. Une autre question concerne la persistance de cet effet : les employeurs ont-ils modifié durablement leurs pratiques de licenciements de personnes indemnissables selon l'âge et la distance à la retraite ? Un élément de réponse à cette question est proposé à partir de deux constats : (a) l'approche par régression discontinue suggère que l'entrée en vigueur de la convention 2003 n'a pas eu d'effet sur l'âge à la date de licenciement des *insiders* distants de la retraite ; (b) les séries d'âges moyens d'*insiders* de 50-54 ans d'une part, de 55 ans et plus d'autre part, apparaissent fortement anti-corrélés jusqu'à l'entrée en vigueur de la convention 2003 (Figure 7).

Identification

On propose d'identifier un effet moyen entre le 1^{er} janvier 2003 et le 31 décembre 2005 en procédant par double différence. Plutôt que de comparer des séries d'âge moyen d'un groupe « traité » (assigné à la convention 2003) versus un groupe « non traité », on compare le groupe des *insiders* proches de

Figure 7. Séries d'âges moyens à la date d'ouverture d'un droit à indemnisation en affiliation longue selon la distance à la retraite



la retraite à un groupe pour lequel l'estimation par régression discontinue n'a fait apparaître aucun effet significatif : les *insiders* distants de la retraite. La validité de l'identification par double différence repose sur la forte anti-corrélation observée, avant l'entrée en vigueur de la convention 2003, entre les séries d'âges moyens à l'entrée en affiliation longue des personnes distantes ou proches de la retraite (Figure 7).

On note R_i l'indicatrice de groupe : elle prend la valeur 1 si l'ouverture du droit à indemnisation concerne une personne proche de la retraite (*i.e.* de 55 ans ou plus), 0 sinon. La première différence s'écrit $\Delta^{R=1} = E[Y_i | R_i = 1, S_i = 1, t_i] - E[Y_i | R_i = 1, S_i = 0, t_i]$, elle capte l'effet, pour les personnes proches de la retraite, de la réduction de durée de droit et l'effet de la conjoncture. La seconde différence s'écrit $\Delta^{R=0} = E[cst - Y_i | R_i = 0, S_i = 1, t_i] - E[cst - Y_i | R_i = 0, S_i = 0, t_i]$ où cst est un réel quelconque : elle porte sur une transformation affine de l'âge des personnes distantes de la retraite et capte à la fois l'effet de la réduction de durée de droit et celui de la conjoncture. Les hypothèses d'identification sont : (a) que l'entrée en vigueur de la convention 2003 n'a pas eu d'effet pour les 50-54 ans ; (b) que la conjoncture a le même effet sur l'âge moyen des 55 ans et sur le transformé de l'âge moyen des 50-54 ans. L'effet, pour les personnes proches de la retraite, de la réduction de durée de droit sur l'âge à la date de rupture du contrat de travail est alors capté par $\delta = \Delta^{R=1} - \Delta^{R=0}$.

Estimation

Etant donné y_i^{trans} la variable définie par $y_i^{trans} = Y_i$ si l'âge à la date d'ouverture du droit à indemnisation est supérieur à 55 ans et $y_i^{trans} = cst - Y_i$ sinon, on estime $y_i^{trans} = \alpha + \beta S_i + \gamma R_i + \delta S_i R_i + \lambda t_i + \varepsilon_i$ où l'introduction de t_i vise à contrôler d'éventuels effets de structure démographique qui déterminerait sur la période un « rajeunissement » de la classe des 55 ans et plus. L'estimation est réalisée sur l'ensemble des admissions/réadmissions de seniors (50 ans et plus) en affiliation longue entre le 1^{er} janvier 2001 et le 31 décembre 2005 (53 997 observations) : on obtient un coefficient estimé de 0,21 pour un écart-type de 0,031, un effet significatif au seuil de 1 % donc. Sous les hypothèses d'identification retenue, on conclut donc au caractère durable du relèvement de l'âge, à la date de rupture de leur contrat de travail, des *insiders* proches de la retraite, même si l'effet global estimé (+ 2 mois et demi) apparaît plus faible que ce qui a été obtenu précédemment, au 1^{er} janvier 2003, par régression discontinue.

Alors que dans les années 1970, la France connaissait un taux d'emploi des seniors plus élevé que la moyenne européenne, ce taux a fortement chuté au début des années 1980, notamment du fait de l'abaissement de l'âge de départ à la retraite et du développement des préretraites. Il s'était établi une sorte de « consensus social » autour d'un départ précoce à la retraite des seniors, avec l'idée que cela favoriserait l'emploi des jeunes, consensus qui demeure encore dans une certaine mesure aujourd'hui : les entreprises pouvaient ainsi se séparer d'une main-d'œuvre coûteuse tout en préservant une certaine paix sociale car les seniors étaient prêts à accepter ces conditions de départ avantageuses (d'Autume, Betbèze et Hairault, 2006). L'abandon progressif des préretraites à la fin des années 1990-début des années 2000 a fait remonter le taux d'activité mais moins vite que dans d'autres pays (Dares, 2011) et avec un taux d'emploi des seniors en France métropolitaine de 40 % en 2010 on est encore loin de l'objectif de Lisbonne de 50 %. Cette communication interroge le rôle de l'assurance chômage dans ce processus. On met en évidence un ajustement de la gestion de la main-d'œuvre senior, au travers de l'âge moyen à la rupture du contrat de travail et par là de l'âge à l'entrée au chômage indemnisé, aux changements de règles de l'indemnisation chômage. On peut donc considérer que la politique sociale

d'indemnisation du chômage des seniors, qui se justifie par les plus grandes difficultés qu'ils rencontrent sur le marché du travail, vient interférer avec la politique consistant à relever l'âge de départ à la retraite pour accroître le taux d'activité des seniors. Elle participe ainsi au maintien d'une logique défavorable à l'emploi des seniors.

Références bibliographiques

- d'Autume A., Betbèze J.-P., Hairault J.-O., 2006, « *Les seniors et l'emploi en France* », *Rapport du CAE*, La Documentation Française, Paris.
- Dares, 2003, « *En 2002, un marché du travail gagné par le ralentissement conjoncturel* », *Première Synthèse*, n° 31.2, juillet.
- Dares, 2004, « *En 2003, le marché du travail au creux du cycle conjoncturel* », *Première Synthèse*, n° 48.3, novembre.
- Dares, 2011, « *Emploi des seniors. Synthèse des principales données sur l'emploi des seniors* », *Document d'études* n° 164, septembre.
- Fremigacci F., 2010, « *Maximum Benefits Duration and Older Workers' Transition out of Unemployment: a Regression Discontinuity Approach* », Document de recherche de l'EPEE, Université d'Evry Val d'Essonne.
- Green D. A., Riddell W. C., 1997, "Qualifying for unemployment insurance: an empirical analysis", *The Economic Journal*, n° 107, p. 67-84.
- Imbens G. W., Lemieux T., 2008, "Regression discontinuity designs : A guide to practice", *Journal of Econometrics*, 142, p. 615-635.
- Kyyrä T., Ollikainen V., 2008, "To search or not to search? The effects of UI benefit extension for the older unemployed", *Journal of Public Economics*, 92, p. 2048-2070.
- Lalive R., 2008, "How do extended benefits affect unemployment duration. A regression discontinuity approach", *Journal of Econometrics*, 142 (2), p. 785-806.
- Tatsiramos K., 2010, "Job Displacement and the Transition to Re-employment and Early Retirement for Non-employed Older Workers", *European Economic Review*, 54(4), pp. 517-535.
- Winter-Ebmer R., 2003, "Benefit Duration and Unemployment Entry: Quasi-Experimental Evidence for Austria", *European Economic Review*, 47, pp. 259-273.