

CONSEIL D'ORIENTATION DES RETRAITES
Séance plénière du 04 mai 2011 à 9 h 30
«Population active, emploi, travail et retraite»

Document N°5
<i>Document de travail, n'engage pas le Conseil</i>

**Impacts directs et indirects des systèmes de retraite sur
l'emploi des seniors : résultats récents**

Patrick Aubert (DREES)

A paraître dans la Revue Française des Affaires Sociales, n°2-2011

Impacts directs et indirects des systèmes de retraite sur l'emploi des seniors : Résultats récents

Résumé :

Plusieurs études récentes ont permis d'estimer un impact significatif de report de l'âge effectif de départ à la retraite suite à l'allongement de la durée requise pour le taux plein, pour les hommes comme pour les femmes et dans le secteur privé comme dans la fonction publique. Des travaux nouveaux montrent que l'allongement de la durée requise pour le taux plein aurait de surcroît, dans le secteur privé, un impact indirect à la hausse sur l'emploi des seniors entre 55 et 60 ans, c'est-à-dire avant l'âge minimal d'ouverture des droits. Cet impact passerait par deux mécanismes distincts, jouant l'un sur la demande et l'autre sur l'offre de travail : le mécanisme d'horizon d'activité, d'une part, et le fait que les personnes qui ne disposent pas encore d'une durée suffisante pour le taux plein sont moins incitées à profiter des dispositifs de cessation anticipée d'activité, d'autre part.

Mots-clés : âge de liquidation de la retraite ; âge de cessation d'emploi ; durée requise pour le taux plein ; réformes de 1993 et 2003

Classification JEL : H55 ; J26

■ Introduction

Depuis 1993, les réformes des retraites successives ont visé à accroître l'âge de sortie définitive d'activité, afin d'équilibrer les comptes des divers régimes, ou tout le moins de réduire les déficits projetés à long terme. La question de l'emploi des seniors est donc cruciale dans l'analyse des systèmes de retraites, puisqu'elle constitue à la fois l'objet des réformes récentes de ces systèmes et la condition de leur réussite.

Pour l'économiste, cette question est complexe. Il n'y a pas, en effet, de causalité simple entre structure des systèmes de retraite et profils des âges de cessation d'emploi, même si le rôle très important des premiers sur ces derniers ne peut bien sûr pas être ignoré. Les déterminants de l'emploi des seniors, tant du côté de l'offre que de celui de la demande de travail, sont nombreux et leur interactions complexes. Cette complexité est d'ailleurs visible dans le débat public, puisque des raisonnements dans lesquels les liens causaux sont vus de manière totalement inverse sont opposés les uns aux autres. Certains auteurs soulignent ainsi la nécessité d'une modification des paramètres des systèmes de retraite comme seul moyen d'obtenir un décalage effectif des âges de cessation d'activité, quand d'autres s'appuient justement sur la faiblesse de ces âges effectifs de fin d'activité (bien inférieurs à l'âge d'ouverture des droits à la retraite dans le secteur privé) pour affirmer qu'une modification des paramètres des régimes de retraite serait sans effet.

L'analyse du lien ou des liens entre systèmes de retraite et emploi des seniors est essentielle à au moins deux titres. Elle l'est, d'un point de vue rétrospectif, dans une optique d'évaluation des politiques publiques. La question est alors d'évaluer l'impact réel des réformes de 1993 et 2003 sur l'âge effectif de départ à la retraite. Mais l'analyse est également essentielle d'un point de vue prospectif, pour la préparation des réformes des retraites à venir. L'enjeu est alors à la fois de mieux comprendre les mécanismes à l'œuvre, afin d'identifier les leviers d'action réellement efficaces, et d'être en mesure de quantifier les conséquences prévisibles des réformes, dans une optique de calibrage de celles-ci.

Ajoutons à cela que, pour l'économètre, les réformes passées constituent une « expérience naturelle », qui permet de mieux estimer l'impact des paramètres des systèmes de retraite sur les cessations d'activité. L'évaluation de ces réformes est donc l'occasion de réinterroger les résultats d'études empiriques plus anciennes sur les comportements de départ à la retraite.

Cet article présente les résultats de plusieurs analyses empiriques récentes des effets des systèmes de retraite sur l'emploi des seniors. La première partie s'intéresse aux effets directs de l'allongement de la durée requise pour le taux plein (réformes de 1993 et 2003) et de la mise en place de la surcote (réforme de 2003) sur les départs à la retraite à partir de 60 ans, dans le secteur privé et dans le secteur public. La seconde partie analyse les effets indirects sur l'emploi des seniors avant l'âge minimal d'ouverture des droits : des mécanismes d'anticipation peuvent en effet expliquer que les systèmes de retraites jouent sur l'offre ou la demande de travail, même pour des personnes qui sont encore trop jeunes pour être éligibles à une pension. La dernière partie conclut en rappelant les limites des études présentées et les questions restantes.

■ Un impact significatif des systèmes de retraite après 60 ans

La situation des seniors sur le marché du travail résulte à la fois de facteurs d'offre et de demande de travail. Cependant, après l'âge minimal d'ouverture des droits dans le cas général (60 ans), l'un des principaux facteurs explicatifs de l'emploi est l'arbitrage individuel entre prolongation d'activité et départ à la retraite. Cela explique que les études empiriques sur l'activité après 60 ans se soient, pour la plupart, concentrées sur l'offre de travail, et plus spécifiquement sur l'influence des divers dispositifs institutionnels constitutifs du système de retraite (cf. encadré 1). Les récentes réformes des retraites de 1993 et 2003 ont par ailleurs accru l'intérêt pour cette problématique, dans un cadre d'évaluation des politiques publiques.

Pour les salariés du secteur privé, Bozio (2006, 2010) et Aubert (2010) estiment un impact significatif de l'allongement de la durée requise pour le taux plein sur l'âge de départ à la retraite. L'élasticité correspondante serait de l'ordre de 0,7 pour les hommes et de 0,6 pour les femmes¹, c'est-à-dire que l'âge de départ à la retraite augmenterait en moyenne de 0,6 à 0,7 année lorsque la durée requise pour le taux plein augmente d'une année. Si l'on veut tenir compte de l'incertitude liée aux hypothèses de spécification des estimations, on peut retenir une fourchette de 0,65 à 0,85 pour l'élasticité du nombre de trimestres validés après 60 ans par les hommes à l'allongement de la durée requise pour le taux plein (c'est-à-dire en moyenne entre 8 et 10 mois supplémentaires de durée validée après 60 ans pour un allongement d'un an de la durée requise pour le taux plein) et de 0,5 à 0,75 pour les femmes (c'est-à-dire entre 6 et 9 mois supplémentaires).

Encadré 1 : La pension de retraite dans le secteur privé : les principaux éléments du calcul

Les facteurs susceptibles d'influer sur l'âge de départ à la retraite des personnes concernent, notamment, les divers éléments qui entrent dans la formule de calcul du montant de la pension de retraite de droit direct. Au régime général, ce montant se calcule de la manière suivante :

$$Pension = \tau * \min\left(1; \frac{DuréeValidée}{DuréeRéf}\right) * SAM$$

Il est le produit de trois facteurs :

Le *taux de liquidation* τ est égal à 50 % lorsque la pension est liquidée à « taux plein », c'est-à-dire lorsque la personne a validé au cours de sa carrière un nombre de trimestres au moins égal à la durée requise pour le taux plein, ou lorsqu'elle est partie à la retraite à 65 ans ou après, ou bien lorsqu'elle a liquidé sa pension au titre de la « catégorie » (invalides et personnes déclarées inaptes au travail). La *durée requise pour le taux plein* est fixée par la législation et dépend de la génération. Elle était égale à 150 trimestres (37,5 années) pour les personnes nées en 1933 ou avant, mais a ensuite été allongée progressivement par les réformes des retraites de 1993 et 2003. Cette durée requise vaut par exemple 162 trimestres (40,5 années) pour les personnes nées en 1950. Par ailleurs, le taux de liquidation peut être minoré (cas de la *décote*) ou, depuis 2004, majoré (cas de la *surcote*) par rapport au taux plein de 50 %. Le premier cas correspond aux personnes qui liquident leur droit à la retraite avec un nombre de trimestres validés et un âge insuffisants par rapport à ce qui est requis pour le taux plein ; le second cas correspond aux personnes ayant travaillé au-delà de l'âge de 60 ans et de la durée requise pour le taux plein.

¹

Ces estimations correspondent aux résultats d'Aubert (2010). Les résultats de Bozio (2010) sont très proches en ce qui concerne les hommes (élasticité de 0,8), mais moins en ce qui concerne les femmes (0,4). Dans ce dernier cas, il semblerait néanmoins que l'élasticité estimée plus faible serait due à des erreurs de mesure sur la durée effectivement validée après 60 ans. Après correction de ces erreurs, l'élasticité estimée pour les femmes ne serait guère différente de celle des hommes (cf. Aubert, 2009, pour une analyse plus fouillée de cet écart).

Le coefficient de proratisation $\min\left(1; \frac{\text{Durée Validée}}{\text{Durée Réf}}\right)$ traduit le fait que, pour les personnes

qui n'ont effectué qu'une carrière incomplète au régime général (c'est-à-dire qui ont validé un nombre de trimestres inférieur à la durée de référence) le montant de la pension n'est versé qu'au prorata de la durée passée dans le régime. Pour les personnes ayant validé une carrière complète dans le régime, le coefficient de proratisation est égal à 1 et ne peut pas dépasser cette valeur. Les trimestres considérés ici sont uniquement ceux validés au régime général. Il peut donc ne s'agir que d'une sous-partie de ceux pris en compte pour le taux de liquidation puisque, dans ce dernier cas, tous les trimestres validés dans l'ensemble des régimes d'affiliation au cours de la carrière sont pris en compte.

Le *salaire annuel moyen SAM*, enfin, représente le salaire de référence à partir duquel sera estimé le montant de la pension, sous la forme d'une proportion de ce salaire. Il est actuellement égal à la moyenne des salaires annuels bruts pour les 25 meilleures années de la carrière, c'est-à-dire les 25 années pour lesquelles le revenu salarial annuel a été le plus élevé. Lorsque ce revenu salarial annuel est supérieur au plafond de la Sécurité Sociale, seule la partie sous le plafond est considérée.

Le régime général est un régime de base. La pension est complétée par une prestation versée par les régimes complémentaires (notamment l'Agirc, l'Arrco et l'Ircantec), dont les règles de calcul sont différentes. C'est cependant la pension de base qui compose l'essentiel du montant de la pension de retraite totale, notamment pour les non-cadres (près des trois quarts du montant total de la pension). Les circonstances de liquidation dans le régime de base jouent de plus directement sur les régimes complémentaires. L'obtention du taux plein dans le premier conditionne notamment l'absence d'abattement du montant de la pension dans les seconds. Ceci justifie que l'analyse des effets des systèmes de pension sur les départs à la retraite s'intéresse en premier lieu aux dispositifs propres aux régimes de base, plutôt qu'à ceux des régimes complémentaires.

Pour les salariés du secteur privé, une estimation séparée des effets de l'allongement de la durée requise pour le taux plein et de la mise en place de la surcote est possible, puisque le premier a commencé en 1994 alors que la seconde n'est intervenue qu'à partir de 2004. Concernant ce dernier dispositif, Benallah (2010) estime un impact significatif sur l'âge de liquidation et sur la probabilité de poursuivre une activité après 60 ans². Pour les personnes en mesure de devenir éligibles à la surcote, l'âge de départ à la retraite serait ainsi, toutes choses égales par ailleurs, de 0,17 année plus élevé. Par exemple, les personnes nées en 1944 et ayant validé au moins 40 ans -hors majoration de durée d'assurance- à l'âge anniversaire de 60 ans ont un âge moyen de liquidation égal à 60,7 ans, alors que cet âge aurait été de 60,5 ans si la surcote n'avait pas existé. La probabilité de poursuivre son activité après 60 ans serait quant à elle de 6 points plus élevée, toujours toutes choses égales par ailleurs (53 % au lieu de 47 %).

Des estimations similaires sont plus difficiles à réaliser pour les salariés du secteur public, dont les régimes de retraites ont fait l'objet d'une profonde réforme en 2003. Pour ces salariés, le recul temporel est encore faible (les premières générations entièrement touchées par la réforme ne sont entièrement parties à la retraite qu'à partir de 2010) et la réforme s'est avérée plus « complexe » puisqu'elle a impliqué simultanément l'allongement de la durée requise pour le taux plein, la mise en place de la surcote et la création d'une décote. Baraton *et al.* (2010) donnent cependant des premiers résultats sur l'impact de cette réforme, en mettant en lumière un impact significatif sur la probabilité de ne liquider qu'après 61 ans pour les enseignants du second degré. Cette probabilité est ainsi, toutes choses égales par ailleurs,

²

Ce résultat traduit un impact moyen, qui signifie que la surcote a un effet incitatif sur une partie au moins de la population. Il n'est pas contradictoire avec le fait, attesté par des enquêtes qualitatives, qu'une autre partie des bénéficiaires de la surcote aurait de toute façon continué à travailler après 60 ans, même en l'absence des incitations financières procurées par le dispositif. Pour ces dernières, le bénéfice de la surcote s'apparente à un effet d'aubaine.

de 6 points plus élevée pour les enseignants nés en 1946 et à qui il manque, à 60 ans, entre 3 et 6 trimestres pour le taux plein, par rapport aux enseignants qui disposaient dès 60 ans de la durée suffisante.

Comme dans le privé, l'impact significatif de la réforme passerait par un comportement de « recherche du taux plein », qui se traduit par une probabilité significativement plus forte de poursuivre son activité après 60 ans tant qu'on ne dispose pas d'une durée suffisante pour le taux plein. Cette « recherche » n'est bien sûr pas absolue et les travaux de Baraton *et al.* ne permettent pas de quantifier dans quelle mesure elle détermine et explique les choix de départ à la retraite. Ces travaux montrent seulement que ce comportement a un effet statistiquement significatif sur l'âge de départ à la retraite, et concerne donc une partie au moins des fonctionnaires. Le comportement de recherche du taux plein dans la fonction publique n'est par ailleurs pas, en soi, imputable aux réformes, puisqu'il s'observait déjà avant 2003. Ainsi, l'écart d'environ 6 points de la probabilité de ne partir qu'après 61 ans entre les enseignants à qui il manque entre 3 et 6 trimestres pour le taux plein et ceux qui disposent déjà de la durée suffisante est toujours significatif et de même ordre de grandeur, que l'on considère des générations concernées par la réforme (générations nées en 1945 et 1946) ou d'autres qui ne l'étaient pas (générations nées en 1942 et 1943). L'impact des réformes de 1993 et de 2003 joue donc en grande partie par des effets de composition, plutôt que par des effets de modification des comportements : en allongeant la durée requise pour le taux plein, les réformes ont augmenté la proportion de personnes qui ne peuvent pas liquider une pension à taux plein dès 60 ans, et donc augmenté la proportion de personnes amenées à poursuivre leur activité après cet âge³.

Les résultats de ces diverses études rencontrent une limite commune, liée à la difficulté de généraliser les résultats. Les élasticités calculées concernent une population, de taille relativement restreinte, constituée d'individus véritablement placés devant un arbitrage entre poursuite d'activité et départ à la retraite. Elles ne peuvent en effet être estimées que parmi les personnes encore en emploi à 60 ans, qui ne disposent pas encore à cet âge d'une durée suffisante pour le taux plein, mais qui peuvent espérer l'atteindre avant 65 ans. Il n'est pas certain que les élasticités moyennes seraient aussi fortes, ni aussi significatives, si elles pouvaient être estimées sur les autres composantes de la population : personnes ayant quitté l'emploi avant 60 ans (parmi lesquelles des personnes ayant exercé des métiers pénibles et rencontrant des problèmes de santé), personnes ayant commencé à travailler très jeunes (et qui disposent donc dès 60 ans d'une durée validée suffisante pour le taux plein, même après la réforme), personnes à carrières incomplètes (qui de toute façon ne pourront pas partir au taux plein avant l'âge d'annulation de la décote de 65 ans).

Il convient enfin de souligner que tous les résultats présentés dans cette partie sont estimés avec des spécifications simples, qui ne modélisent pas explicitement certains déterminants potentiellement importants du départ à la retraite, notamment les incitations financières (autre que liées au taux plein) et l'état de santé. Nous discutons cette problématique dans la conclusion de cet article.

³ Rappelons qu'on ne peut, pour les fonctionnaires, estimer pour l'instant que des effets de court-terme. Or, dans les premières années qui ont suivi la réforme de 2003, la pénalisation liée à la décote reste très faible. Les résultats de Baraton *et al.* ne permettent donc pas d'exclure que la réforme de 2003 pourraient avoir un effet de modification des comportements, mais qui ne se manifesterait qu'à un peu plus long terme.

■ Des mécanismes indirects induisent aussi un impact sur l'emploi avant 60 ans

Actuellement, la moitié environ de la population arrive à 60 ans en ayant déjà cessé définitivement tout emploi. Cette proportion élevée pourrait diminuer la capacité des réformes à augmenter l'âge de cessation d'emploi par des effets directs de prolongations d'activité après l'âge d'ouverture des droits. Les effets directs résultent en effet, comme on l'a vu dans la partie précédente, des arbitrages individuels entre prolongation d'activité et départ avec une pension minorée, arbitrages qui n'existent que pour les personnes en mesure de choisir de prolonger leur emploi, c'est-à-dire les personnes qui sont encore sur le marché du travail. L'existence d'effets indirects sur l'emploi avant 60 ans, en sus des effets directs après 60 ans, conditionne donc largement la réussite des réformes des retraites, dont l'objectif affiché est de retarder la cessation d'activité pour le plus grand nombre possible de personnes.

Deux mécanismes théoriques

Un exemple de mécanisme indirect, transitant en grande partie par la demande de travail, a été récemment mis en avant, à l'origine dans le rapport du Conseil d'analyse économique de d'Autume *et al.* (2005), repris ensuite dans plusieurs articles de recherche (notamment Hairault *et al.*, 2006 et 2009). Ces articles soulignent l'importance de « l'horizon d'activité » des salariés, c'est-à-dire de la distance restante jusqu'au départ à la retraite. Le faible horizon d'activité des seniors aurait un effet dissuasif pour les employeurs, du fait d'une part de la faible perspective de retour sur investissement pour les coûts de formation des salariés déjà en place, et d'autre part des coûts d'embauche de nouveaux salariés âgés. En cas de dégradation du climat économique, le coût d'opportunité du licenciement (lié au fait que l'employeur devra réembaucher dès que la conjoncture se redressera) serait en outre plus faible pour un senior que pour un salarié plus jeune car l'employeur aurait de toute façon dû procéder au remplacement du senior lors de son départ à la retraite, quelques temps après.

Deux faits empiriques viennent étayer l'idée que l'horizon d'activité pourrait pénaliser les seniors : d'une part, une corrélation, observée au niveau international, entre taux d'emploi relatif des seniors (taux d'emploi des 50-59 ans rapporté à celui des 25-59 ans) et âge légal de la retraite dans divers pays de l'OCDE ; d'autre part, l'observation, sur données individuelles françaises, que la probabilité d'être en emploi, à un âge donné, est d'autant plus forte que les personnes sont éloignées de l'âge du taux plein (cf. Hairault *et al.*, 2006 et 2009). Ces preuves empiriques restent néanmoins fragiles, comme l'ont souligné plusieurs études postérieures (cf. Blanchet, 2006 ; Benallah *et al.*, 2008)⁴.

La durée d'assurance validée pourrait également peser sur les taux d'emploi des seniors par un autre mécanisme que l'horizon d'activité, jouant cette fois principalement via l'offre de travail : avoir, avant 60 ans, validé ou non une durée suffisante pour pouvoir liquider une retraite à taux plein dès 60 ans rend *a priori* plus ou moins attrayants certains dispositifs de

⁴

Des critiques sur les aspects empiriques ont été adressées, portant sur le fait que la distance au taux plein n'est estimée qu'indirectement à partir de l'âge de fin d'étude déclaré. Il est donc difficile de savoir si la variable correspondante capte bien cette distance, ou si elle capte au contraire, en totalité ou en partie, un effet de l'âge d'entrée dans la vie active, ou encore d'autres variables inobservées mais corrélées à cet âge d'entrée. Par ailleurs, dans l'analyse réalisée par Hairault *et al.* sur les données individuelles françaises, la prise en compte de la distance au taux plein, même si elle s'avère statistique significative, n'annule pas l'existence d'un effet significatif de l'âge. En d'autres termes, même en tenant compte du fait que les personnes ont un horizon d'activité plus ou moins long, il reste une diminution observée de la probabilité d'être en emploi avec l'âge, indépendante des horizons d'activité individuels.

cessation d'activité. Par exemple, certains dispositifs de préretraite « maison » (c'est-à-dire entièrement financée par le dernier employeur), lorsque le salarié sort des effectifs de son entreprise, ne permettent plus de continuer à acquérir des droits à retraite : un salarié qui n'aurait pas validé une durée suffisante pour le taux plein ne sera pas incité à accepter un départ dans le cadre d'un tel plan si celui-ci lui est proposé par son employeur, contrairement à un autre salarié qui, lui, aurait déjà validé un nombre de trimestres suffisant pour être assuré de bénéficier d'une retraite à taux plein dès 60 ans⁵. Si l'allongement de la durée requise pour le taux plein a pour effet de diminuer la proportion de salariés atteignant déjà la durée du taux plein avant 60 ans, il pourrait donc se traduire par des durées en emploi en moyenne plus longue au sein de l'ensemble des salariés.

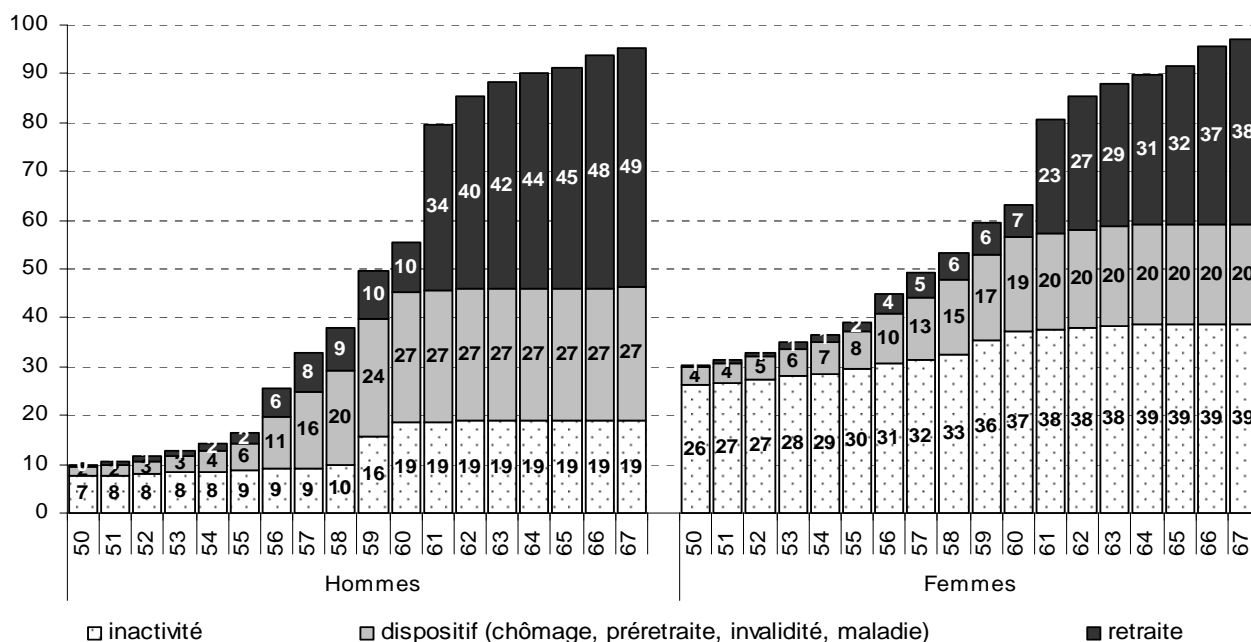
Les effectifs concernés par les divers dispositifs communément regroupés sous l'appellation de « préretraites maisons » sont très difficiles à cerner et restent très mal connus en France. Ces dispositifs peuvent prendre plusieurs formes : dans certains cas, les personnes concernées restent salariées de l'entreprise et continuent donc d'apparaître, dans les sources administratives, comme des personnes en emploi ; dans d'autres cas, le paiement de la préretraite est externalisé à une société d'assurance, une mutuelle ou une institution de prévoyance. Les personnes apparaissent alors, dans les sources administratives, comme en inactivité totale. Parmi les hommes nés en France en 1938, environ 10 % cessent leur emploi entre 55 et 59 ans en passant directement de l'emploi à l'inactivité, sans bénéficier d'un dispositif tel que le chômage, la préretraite publique ou la maladie (cf. graphique 1). On peut penser qu'une partie importante de ces 10 % correspondent à des situations de préretraites maisons puisque, dans le cas d'une perte d'emploi involontaire, une validation de trimestres au titre du chômage aurait été observée.

⁵

Ce raisonnement sur l'offre de travail est réalisé ici en considérant comme exogène la demande de travail, c'est-à-dire en l'occurrence la probabilité qu'un employeur propose un départ dans le cadre d'une préretraite maison. Cette probabilité est elle-même sensible au cadre réglementaire, notamment au niveau de taxation des préretraites.

Graphique 1 : première situation après la cessation définitive d'emploi pour les personnes nées en France en 1938 qui, à chaque âge, ont cessé définitivement tout emploi

En % des personnes de la génération (dans l'état-civil)



Source : Drees, échantillon interrégimes de retraités (EIR) 2004 et échantillon interrégimes de cotisants (EIC) 2005

Champ : personnes nées en France en 1938, vivantes au 31/12/2005

Lecture : à l'âge de 50 ans, 26 % des femmes nées en France en 1938 n'ont jamais travaillé ou ont cessé définitivement tout emploi en devenant inactives (y compris assurance vieillesse des parents au foyer), 4 % ont cessé tout emploi avant 50 ans en passant par une période de chômage, maladie ou invalidité juste après le dernier emploi, et 1 % sont passés directement à la retraite après leur cessation d'emploi (avant 50 ans). Les 70 % restant de la génération occupent encore un emploi à l'âge de 50 ans (même si la cessation d'emploi peut effectivement avoir eu lieu au cours de l'année des 50 ans), ou en occuperont un après cet âge. Par convention, les personnes n'ayant jamais travaillé en France (environ 4 % de la population pour les hommes et 5 % pour les femmes) sont classées comme étant sorties de l'emploi vers l'inactivité avant 50 ans.

Note : dans le graphique, une personne qui travaille jusqu'à son anniversaire de 60 ans et prend ensuite sa retraite est classée comme encore sur le marché du travail au cours de l'année de ses 60 ans et en retraite à partir de l'année de ses 61 ans seulement.

Une nouvelle estimation

Des analyses « toutes choses égales par ailleurs » (cf. encadré 2) permettent de confirmer que les deux mécanismes décrits ci-dessus semblent effectivement jouer de manière significative sur l'emploi avant 60 ans. L'analyse empirique est réalisée ici sur des générations ayant atteint l'âge de 60 ans avant la réforme de 2003 (générations nées en 1934, 1938 et 1942). Les comportements mis en lumière sont donc ceux qui prévalaient avant la mise en place des retraites anticipées pour carrière longue.

Comme dans les études présentées dans la première partie de cet article, la stratégie d'identification repose sur la double variabilité selon la génération et selon la durée validée (ici, en l'occurrence, la durée validée à 54 ans). La sélection d'un échantillon de personnes encore en emploi à 54 ans et l'existence d'un âge d'annulation de la décote (65 ans) induisent en effet une relation non-linéaire entre, d'une part, le nombre de trimestres manquants à 54 ans par rapport à la durée requise pour le taux plein et, d'autre part, le premier âge où les conditions pour l'obtention du taux plein sont réunies (cet âge étant borné à 54 ans). L'impact de l'allongement de la durée requise est donc différencié sur les personnes au sein d'une

même génération. Cela permet d'identifier à la fois un effet de la génération (ou de la période) et un effet de la réforme. Les personnes dont la durée validée à 54 ans fait que, quelle que soit la législation considérée, elles disposent déjà d'une durée suffisante ou à l'inverse ne pourront de toute façon pas en disposer avant 65 ans, constituent, à cet égard, un « groupe de contrôle » non affecté par la réforme. L'effet de la génération pourra dès lors être estimé sur ce groupe de contrôle. On peut, de plus, distinguer l'âge du taux plein (c'est-à-dire le premier âge où une liquidation au taux plein devient possible, âge qui par construction ne peut pas être inférieur à l'âge minimal d'ouverture des droits de 60 ans) et l'âge où la durée requise pour le taux plein est atteinte (qui, lui, peut être inférieur à 60 ans). Cette distinction permet d'identifier à la fois un effet de la distance au taux plein et un effet du fait d'avoir déjà une durée suffisante.

Encadré 2 : Analyse toutes choses égales par ailleurs des liens entre dispositifs de retraite et emploi des seniors

Les mécanismes indirects par lesquels les dispositifs de retraite jouent sur l'emploi avant 60 ans peuvent être mis en lumière de diverses manières. Trois modèles peuvent notamment être estimés, dont on décrit les principes généraux dans cet encadré. On se reportera à Aubert (2009) pour une présentation détaillée des équations :

- Un modèle *d'âge moyen de cessation d'emploi* (pour des personnes encore en emploi au régime général à 54 ans) régresse l'âge de cessation d'emploi des individus sur des variables explicatives captant les effets des dispositifs de retraite, ainsi que d'autres déterminants socio-économiques (génération, salaire, taux de chômage observé lors de l'année où la durée requise pour le taux plein est atteinte, etc.) L'âge de cessation d'emploi est défini comme l'âge atteint au 31 décembre de la dernière année où un report de salaire au compte ou une validation au titre de l'emploi est observé dans les données de l'échantillon interrégimes de cotisants (EIC). Le lien avec les dispositifs de retraite est capté par l'inclusion d'indicatrices de l'âge (entre 54 et 65 ans) auquel la durée requise pour le taux plein est atteinte, compte tenu de la durée validée jusqu'à l'âge de 54 ans et des paramètres en vigueur avant la réforme de 1993 (c'est-à-dire une durée requise de 150 trimestres, soit 37,5 années, pour le taux plein). Il est également capté par une variable égale au décalage de cet âge lié à l'allongement de la durée requise pour le taux plein induit par la réforme de 1993. Dans les données utilisées, la date de cessation d'emploi n'est connue qu'à l'année (civile) près. Le décalage est donc également exprimé à l'année près. Selon la génération (née en 1934, 1938 ou 1942), il pourra être égal à 0, 1, 2 ou 3 années. A titre d'exemple, prenons le cas d'un individu né en 1942 et qui a validé 143 trimestres au 31 décembre de l'année de ses 54 ans. Avant la réforme, il lui aurait manqué 7 trimestres pour atteindre la durée requise pour le taux plein (soit 150 trimestres) : au mieux il n'aurait pu atteindre cette durée que dans l'année de ses 56 ans, et cela en validant 4 trimestres durant l'année de ses 55 ans et 3 trimestres durant celle des 56 ans. En réalité, cet individu né en 1942 doit cependant valider 159 trimestres pour le taux plein. L'âge minimal pour atteindre cette durée, toujours compte tenu du fait qu'il a validé 149 trimestres avant 54 ans, est donc 58 ans, et le décalage de cet âge minimal du fait de la réforme vaut donc 2 ans. Notons que le décalage lié à l'allongement de la durée requise est nul pour les personnes dont la durée validée à 54 ans est soit trop faible pour permettre d'atteindre le nombre de trimestres requis avant l'âge d'annulation de la décote (65 ans), soit suffisamment élevée pour que ce nombre reste atteint à 54 ans ou avant, même après la réforme. Ces deux sous-populations constituent de ce fait le « groupe de contrôle » grâce auquel l'effet de l'allongement de la durée requise pour le taux plein pourra être identifié, indépendamment des effets de génération.
- Un second modèle estime la *probabilité d'être en emploi à chaque âge* dans la population (restreinte au préalable par l'exclusion des personnes sorties précocement de l'emploi, c'est-à-dire avant 54 ans). Dans cette régression, l'effet des dispositifs de retraite est introduit au moyen de deux variables : d'une part, une indicatrice pour les

individus disposant déjà d'une durée suffisante pour le taux plein (compte tenu des paramètres qui s'appliquent à leur génération), et d'autre part, un variable de distance (nombre d'années d'écart) entre l'âge considéré et l'âge minimal auquel l'individu pourra liquider au taux plein. Ce dernier se distingue de l'âge minimal où est atteinte la durée requise pour le taux plein, puisqu'il n'est pas possible de liquider un droit en retraite avant l'âge de 60 ans (les générations étudiées n'ont en effet pas accès à la retraite anticipée pour carrière longue) et que le taux plein est acquis à l'âge de 65 ans, quelle que soit la durée validée. Par exemple, à l'âge de 58 ans, la « distance au taux plein » vaut 2 ans pour une personne qui atteint la durée requise dans l'année des 59 ans (elle ne peut en effet liquider qu'à 60 ans), 4 ans pour une personne qui atteint cette durée requise au minimum à 62 ans, et 7 ans pour une personne qui ne l'attendrait qu'à 68 ans (le taux plein étant acquis à 65 ans indépendamment de la durée validée).

L'inclusion de ces deux variables explicatives a pour objectif d'identifier, séparément, les deux mécanismes par lesquels peuvent jouer les dispositifs de retraite.

- Enfin, un troisième modèle estime la *probabilité de sortie de l'emploi à chaque âge*, pour les personnes encore en emploi au régime général au début de l'année où est atteint cet âge. Les variables explicatives sont les mêmes que celles du modèle 2.

Le troisième modèle se distingue du précédent, entre autres, par la sélection de l'échantillon sur lequel est réalisée l'estimation : dans un cas, on retient tous les individus en emploi à 54 ans (modèle de stock) ; dans le second, on ne retient que les personnes encore en emploi à l'âge considéré (c'est-à-dire 55 à 59 ans selon les cas) (modèle de flux).

Les données utilisées pour les régressions sont celles de l'échantillon interrégimes de retraités (EIR) de 2004 et de l'échantillon interrégimes de cotisants (EIC) de 2005. Ces échantillons sont produits par la DREES tous les quatre ans et portent sur les caractéristiques des pensions des retraités (montant de chacune des composantes de la pension, circonstances de liquidation, durée de carrière, etc. sont observés dans l'EIR) et sur les droits à retraite acquis, année après année, au cours de la carrière (durées validées chaque année, nature des validations, revenus annuels, etc. sont observés dans l'EIC). Les informations constitutives de l'EIR et de l'EIC sont elles-mêmes issues des fichiers administratifs de la quasi-totalité des régimes de retraite français, de base et complémentaires, complétés par des informations extraites des fichiers administratifs de l'Insee et du Pôle Emploi.

Les trois modèles sont estimés sur une population de personnes encore en emploi salarié au régime général durant l'année de leurs 54 ans. La problématique des sorties d'activité plus précoces est en dehors du champ de ces régressions. Ces sorties d'emploi très précoces représentaient un peu plus d'un homme sur 10 et une femme sur trois parmi les personnes nées en France en 1938 (cf. graphique 1).

Le recul, du fait de la réforme de 1993, de l'âge minimal auquel est atteinte la durée requise pour le taux plein est associé à un âge effectif de cessation d'emploi plus tardif pour certains sous-groupes d'hommes et de femmes (cf. tableau 1). Par exemple, pour les hommes qui, compte tenu de leur durée validée à 54 ans et de la législation en vigueur avant 1993, auraient atteint une durée suffisante pour le taux plein à l'âge de 58 ans, l'âge de cessation définitive d'emploi augmente en moyenne d'une demi-année lorsque la réforme de 1993 a repoussé d'un an l'âge auquel ils atteignent la nouvelle durée requise pour le taux plein (cf. coefficients de 0,55 ou 0,48, selon la spécification). Les coefficients s'avèrent positifs et statistiquement significatifs pour les hommes qui, avant réforme, atteignaient la durée requise pour le taux plein à 54 ans ou entre 57 et 61 ans, ainsi que pour les femmes qui l'atteignaient à 54, 57 ou 60 ans.

La régression contrôle bien les effets de génération. Elle contrôle par ailleurs les âges moyens de cessation d'emploi pour chacun des âges minimaux auxquels est atteinte la durée requise pour le taux plein compte tenu de la législation avant réforme (c'est-à-dire 150 trimestres

requis pour pouvoir liquider au taux plein dès 60 ans). Ces variables captent en particulier des différences entre individus ayant eu des durées de carrières différentes, et notamment des différences liées à l'âge d'entrée sur le marché du travail, et donc l'âge de fin d'étude et la qualification (ces différences sont également partiellement captées par les variables de salaire et de salaire au carré). En moyenne, les personnes à carrière longue, atteignant la durée requise pour le taux plein avant 56 ans, cessent leur emploi plus tôt. Il n'y a en revanche pas de différence sensible pour les personnes atteignant cette durée requise entre 56 et 59 ans. L'âge moyen de cessation d'emploi est ensuite, toutes choses égales par ailleurs, d'autant plus élevé que la durée requise pour le taux plein est atteinte tardivement après 60 ans. Ce résultat est surtout marqué pour les hommes.

La régression est conduite sur des retraités nés en 1934, 1938 et 1942. Pour certains, le décalage, imputable à la réforme, de l'âge minimal auquel est atteinte la durée requise pour le taux plein peut aller jusqu'à 3 années⁶. Les coefficients positifs et statistiquement significatifs associés aux personnes pour lesquelles cet âge minimal est supérieur à 60 ans, ou même égal à 58 ou 59 ans, pourraient donc s'expliquer uniquement avec le mécanisme déjà illustré dans la partie précédente, à savoir le fait que les personnes encore en emploi à 60 ans et à qui il manque, à cet âge, un certain nombre de trimestres pour le taux plein repoussent généralement leur âge de départ en retraite. Cependant, on observe également un coefficient positif et significatif pour des personnes dont l'âge minimal du taux plein avant réforme est de 54 ou de 57 ans, c'est-à-dire des personnes qui, même avec la législation qui s'appliquera à eux du fait de la réforme, auront de toute façon validé une durée suffisante pour le taux plein avant l'âge minimal d'ouverture des droits de 60 ans. Ces observations semblent donc bien cohérentes avec l'hypothèse d'un impact *indirect* significatif de la législation des systèmes de retraite sur les cessations d'emploi, même avant 60 ans. A ce stade, il n'est toutefois pas possible d'identifier le mécanisme en jeu, parmi les deux présentés précédemment, et cet impact indirect peut donc provenir aussi bien d'effets d'offre que d'effets de demande de travail.

⁶ L'âge est observé au 31 décembre de l'année civile au cours de laquelle est atteinte la durée requise pour le taux plein. Le décalage ne peut donc prendre que des valeurs entières (cf. encadré 2).

Tableau 1 : Facteurs explicatifs de l'âge de cessation d'emploi, pour les personnes en emploi au régime général à 54 ans

Variable	Spécification (1)		Spécification (2)		Spécification (1)		Spécification (2)	
	Hommes		Hommes		Femmes		Femmes	
Indicatrices de l'âge minimal auquel est atteinte la durée requise pour le taux plein (avant réforme)								
54 ans	59,77	***	60,57	***	59,33	***	59,59	***
	(0,23)		(0,52)		(0,27)		(0,67)	
55 ans	59,98	***	60,77	***	59,83	***	60,08	***
	(0,28)		(0,55)		(0,38)		(0,72)	
56 ans	60,54	***	61,32	***	60,35	***	60,60	***
	(0,28)		(0,54)		(0,39)		(0,71)	
57 ans	60,44	***	61,26	***	60,02	***	60,28	***
	(0,30)		(0,57)		(0,40)		(0,74)	
58 ans	60,57	***	61,45	***	60,16	***	60,44	***
	(0,32)		(0,61)		(0,41)		(0,78)	
59 ans	60,49	***	61,42	***	60,70	***	60,99	***
	(0,33)		(0,64)		(0,41)		(0,82)	
60 ans	61,11	***	62,06	***	60,14	***	60,45	***
	(0,36)		(0,67)		(0,42)		(0,84)	
61 ans	61,65	***	62,51	***	61,00	***	61,28	***
	(0,40)		(0,65)		(0,42)		(0,79)	
62 ans	62,48	***	63,36	***	60,89	***	61,17	***
	(0,45)		(0,69)		(0,45)		(0,81)	
63 ans	62,25	***	63,16	***	60,99	***	61,28	***
	(0,50)		(0,73)		(0,44)		(0,84)	
64 ans	62,66	***	63,60	***	61,02	***	61,32	***
	(0,63)		(0,84)		(0,54)		(0,89)	
Nombre d'années de décalage, du fait de la réforme de 1993 , de l'âge minimal auquel est atteinte la durée requise pour le taux plein, pour chacun des âges minimaux avant réforme								
54 ans	0,16	**	0,18	**	0,36	***	0,37	***
	(0,08)		(0,08)		(0,12)		(0,13)	
55 ans	0,17		0,18		-0,02		-0,02	
	(0,11)		(0,11)		(0,18)		(0,18)	
56 ans	0,12		0,10		0,01		0,00	
	(0,12)		(0,12)		(0,19)		(0,19)	
57 ans	0,28	**	0,23	*	0,49	**	0,48	**
	(0,14)		(0,14)		(0,21)		(0,21)	
58 ans	0,55	***	0,48	***	0,09		0,07	
	(0,16)		(0,16)		(0,21)		(0,21)	
59 ans	0,73	***	0,64	***	-0,03		-0,05	
	(0,17)		(0,18)		(0,22)		(0,23)	
60 ans	0,55	***	0,44	**	0,58	**	0,55	**
	(0,20)		(0,21)		(0,23)		(0,24)	
61 ans	0,43	**	0,35		0,28		0,26	
	(0,21)		(0,21)		(0,22)		(0,23)	
62 ans	0,00		-0,11		0,27		0,24	
	(0,29)		(0,30)		(0,26)		(0,27)	
63 ans	0,61	*	0,46		0,12		0,07	
	(0,34)		(0,35)		(0,29)		(0,31)	
64 ans	-0,96		-1,23	*	0,39		0,33	
	(0,70)		(0,72)		(0,55)		(0,57)	
Né(e) en 1934	0,39	***	0,30	**	0,14		0,12	
	(0,14)		(0,15)		(0,21)		(0,21)	
Né(e) en 1938	0,02		0,04		0,09		0,10	
	(0,10)		(0,10)		(0,15)		(0,15)	
Né(e) en 1942	0,00	réf.	0,00	réf.	0,00	réf.	0,00	réf.
Salaire	-1,51	***	-1,52	***	-0,80	**	-0,81	**
	(0,25)		(0,25)		(0,32)		(0,32)	
Salaire ²	0,44	***	0,45	***	0,27	**	0,28	**
	(0,08)		(0,08)		(0,12)		(0,12)	
Taux de chômage au cours de l'année où est atteinte la durée requise pour le taux plein			-0,08	*			-0,03	
			(0,05)				(0,06)	
R2	0,07		0,07		0,05		0,05	

Nombre d'observations	8 489	8 489	4 191	4 191
-----------------------	-------	-------	-------	-------

Source : Drees, échantillon interrégimes de retraités (EIR) 2004 et échantillon interrégimes de cotisants (EIC) 2005, fichiers provisoires de l'EIR 2008; calculs : auteur

Champ : personnes en emploi au régime général au cours de l'année de leurs 54 ans, nées en 1934, 1938 ou 1942, ayant validé entre 110 et 160 trimestres à la fin de l'année de leurs 54 ans

Note : régression par les moindres carrés ordinaires

La mise en lumière de cet impact indirect est confortée par les résultats des régressions des probabilités d'être en emploi et de sortir de l'emploi à chaque âge entre 55 et 60 ans (cf. tableaux 2 et 3). On a représenté ici uniquement les coefficients des deux variables associées à l'impact indirect de la durée requise pour le taux plein :

- variable de distance au taux plein (ou, à proprement parler, de distance à l'âge minimal auquel l'individu pourra liquider à taux plein, compte tenu du fait que l'âge minimal de liquidation est de 60 ans et que le taux plein est octroyé automatiquement à l'âge de 65 ans) qui prend en compte le mécanisme d'horizon d'activité ;
- indicatrice signalant qu'une durée suffisante pour le taux plein est validée avant le début de l'année, qui vise plutôt à capter l'effet éventuel du fait d'avoir déjà atteint la durée du taux plein sur l'attractivité de certains dispositifs de cessation anticipée d'activité.

D'autres variables explicatives (indicateurs d'âge minimal du taux plein avant la réforme, indicatrice de génération, salaire à 54 ans et salaire au carré) ont été utilisées dans les régressions mais, par souci de lisibilité, les coefficients associés n'ont pas été présentés dans les tableaux.

Les modèles 2 et 3 (cf. encadré 2), dont les résultats sont représentés respectivement dans les tableaux 2 et 3, sont complémentaires. Ils se distinguent par le champ des personnes retenues pour l'estimation. Le modèle 2 est estimé sur la population dans son ensemble, en emploi ou non⁷. Son intérêt est que ses résultats peuvent être interprétés en termes de taux d'emploi. Le modèle 3 est en revanche un modèle de sortie d'emploi : les probabilités ne sont donc estimées, à chaque âge, que sur les personnes encore en emploi en début d'année, c'est-à-dire une sous-partie du champ du modèle 2, qui diminue au fur et à mesure que l'âge augmente.

Pour les hommes, la probabilité d'être en emploi à 59 ans et à 60 ans est significativement plus faible (de 6 et 15 points de pourcentage respectivement⁸) lorsque la durée requise pour le taux plein est déjà validée avant cet âge (cf. tableau 2). Corrélativement, la probabilité de sortir de l'emploi est significativement plus forte au cours de l'année des 58 ans et de celle des 59 ans (de respectivement 7 et 9 points, cf. tableau 3). Pour les femmes, le coefficient n'est significatif que pour les sorties de l'emploi à 58 ans. Le mécanisme décrit en début de cette sous-partie, c'est-à-dire la plus ou moins grande attractivité des dispositifs de préretraite « maison » en fonction de la durée déjà validée, pourrait donc bien jouer, mais surtout pour les hommes et surtout pour expliquer des sorties d'emploi peu de temps avant l'âge de 60 ans (c'est-à-dire au cours des deux dernières années avant cet âge). Cette différence selon le sexe est cohérente avec l'observation, faite à partir du graphique 1, de sorties directes entre 55 et 59 ans de l'emploi vers l'inactivité totale plus nombreuses pour les hommes que pour les femmes.

⁷ Après avoir cependant écarté au préalable les personnes sorties précocement (avant 54 ans) de l'emploi.

⁸ Ces valeurs des coefficients correspondent à l'estimation d'un modèle de probabilité linéaire, dont les résultats sont présentés dans les tableaux 2 et 3. Les coefficients pour les mêmes âges ressortent significatif (et dans un sens cohérent) lorsqu'on utilise un modèle Logit (cf. Aubert, 2009, pour la présentation des résultats du modèle Logit).

Avant l'âge de 58 ans, les coefficients associés au fait d'avoir validé une durée suffisante pour le taux plein sont, pour les hommes, toujours de signe négatif pour la probabilité d'être en emploi et de signe positif pour la probabilité de sortir de l'emploi, mais ils ne sont jamais significatifs (sauf pour la probabilité de sortir de l'emploi pour les hommes durant l'année des 56 ans, où le coefficient est significatif au seuil de 10 %). Cela pourrait signifier soit que l'impact indirect lié au fait d'avoir validé une durée requise pour le taux plein est nul avant l'âge de 58 ans, soit qu'il y est beaucoup plus tenu qu'après cet âge, ce qui fait qu'il n'est pas possible de le mettre en lumière de manière statistiquement significative vu la taille des données disponibles ici pour conduire les régressions⁹.

Tableau 2 : Régression de la probabilité d'être en emploi à chaque âge, pour les personnes qui étaient en emploi au régime général à 54 ans – coefficients associés à l'âge du taux plein

Coefficient associé à ...		Probabilité d'être en emploi au cours de l'année des ...						
		56 ans	57 ans	58 ans	59 ans	60 ans		
Hommes, modèle de probabilité linéaire	Distance à l'âge minimal auquel le salarié pourra liquider au taux plein	0,00 (0,01)	0,00 (0,01)	0,02 (0,02)	0,05 (0,02)	***	0,05 (0,02)	***
	Indicatrice de durée requise pour le taux plein atteinte avant le début de l'année	-0,01 (0,01)	-0,01 (0,02)	-0,02 (0,02)	-0,06 (0,03)	**	-0,15 (0,03)	***
Femmes, modèle de probabilité linéaire	Distance à l'âge minimal auquel le salarié pourra liquider au taux plein	0,00 (0,01)	0,01 (0,01)	-0,01 (0,02)	0,01 (0,02)		-0,01 (0,02)	
	Indicatrice de durée requise pour le taux plein atteinte avant le début de l'année	-0,02 (0,02)	0,01 (0,03)	0,00 (0,03)	-0,08 (0,04)	**	0,01 (0,04)	

Source : Drees, EIR 2004, EIC 2005, fichiers provisoires de l'EIR 2008; calculs : auteur

Champ : personnes en emploi au régime général au cours de l'année de leurs 54 ans, nées en 1934, 1938 ou 1942, ayant validé entre 110 et 160 trimestres à la fin de l'année de leurs 54 ans

Note : les autres variables explicatives introduites dans la régression ne sont pas indiquées ici (indicatrices d'âge minimal du taux plein avant la réforme, indicatrice de génération, salaire et salaire au carré). La variable estimée est l'indicatrice d'être en emploi à chaque âge, et la régression est menée avec la méthode des moindres carrés ordinaires. Les coefficients associés aux dispositifs de retraite ressortent significatifs pour les mêmes âges lorsque les estimations sont réalisées avec un modèle Logit (cf. Aubert, 2009)

Par ailleurs, pour les hommes, la distance à l'âge minimal pour liquider à taux plein est associée à une probabilité significativement plus forte d'être en emploi à partir de 59 ans et une probabilité plus faible de sortir de l'emploi après 57 ans. Les deux mécanismes (horizon d'activité et attractivité de certains dispositifs de cessation anticipée d'activité) semblent donc jouer de manière concomitante, puisque les coefficients des deux variables captant l'un et l'autre des mécanismes sont chacun statistiquement significatifs.

En termes quantitatifs, la probabilité d'être en emploi à 59 ou 60 ans serait de 5 points supérieure par année de distance au taux plein : par exemple, un homme qui ne pourra liquider au taux plein qu'à 62 ans aura une probabilité d'être en emploi à 59 ans de 5 points plus élevée en moyenne qu'un homme qui pourra liquider au taux plein à 61 ans, et de 10 points plus élevée qu'un homme qui pourra liquider au taux plein dès 60 ans. Cet effet n'apparaît cependant de manière significative que pour les hommes : aucun des coefficients n'est statistiquement significatif en ce qui concerne les femmes.

⁹

L'échantillon utilisé contient 12 700 observations (8 500 pour les hommes et 4 200 pour les femmes). Pour la régression de la probabilité de cessation d'emploi, le nombre d'observations diminue par ailleurs avec l'âge : à 60 ans, par exemple, l'échantillon contient 5 100 observations d'hommes et 2 800 observations de femmes encore en emploi.

Tableau 3 : Régression de la probabilité de cessation d'emploi à chaque âge (pour les personnes en emploi au régime général) – coefficients associés à l'âge du taux plein

		Probabilité de cessation d'emploi au cours de l'année des ...						
Coefficient associé à ...		55	56	57	58	59		
		ans	ans	ans	ans	ans		
Hommes, modèle de probabilité linéaire	Distance à l'âge minimal auquel le salarié pourra liquider au taux plein	0,01 (0,01)	-0,01 (0,01)	-0,03 ** (0,01)	-0,04 ** (0,02)	-0,03 ** (0,02)		*
	Indicatrice de durée requise pour le taux plein atteinte avant le début de l'année	0,01 (0,01)	0,02 * (0,01)	0,02 (0,02)	0,07 *** (0,03)	0,09 *** (0,03)		***
Femmes, modèle de probabilité linéaire	Distance à l'âge minimal auquel le salarié pourra liquider au taux plein	0,00 (0,01)	-0,01 (0,01)	0,01 (0,01)	-0,02 (0,01)	0,02 (0,02)		
	Indicatrice de durée requise pour le taux plein atteinte avant le début de l'année	0,01 (0,01)	0,00 (0,02)	0,01 (0,02)	0,09 *** (0,03)	0,03 (0,03)		

Source : Drees, EIR 2004, EIC 2005, fichiers provisoires de l'EIR 2008; calculs : auteur

Champ : personnes en emploi au régime général au cours de l'année de leurs 54 ans, nées en 1934, 1938 ou 1942, ayant validé entre 110 et 160 trimestres à la fin de l'année de leurs 54 ans

Note : les autres variables explicatives introduites dans la régression ne sont pas indiquées ici (indicatrices d'âge minimal du taux plein avant la réforme, indicatrice de génération, salaire et salaire au carré). La variable estimée est l'indicatrice d'être sorti de l'emploi à chaque âge, et la régression est menée avec la méthode des moindres carrés ordinaires. Les coefficients associés aux dispositifs de retraite ressortent significatifs pour les mêmes âges lorsque les estimations sont réalisées avec un modèle Logit (cf. Aubert, 2009)

L'estimation d'effets indirects des systèmes de retraite sur l'emploi avant l'âge minimal d'ouverture des droits, selon les deux mécanismes décrits ci-dessus, ne signifie bien sûr pas que ces mécanismes sont les seuls déterminants de l'emploi des seniors. D'autres facteurs peuvent jouer, tant du côté de l'offre que de la demande de travail (cf. encadré 3), et ce de manière éventuellement plus déterminante que les deux mécanismes indirects analysés ici. Le résultats de cette partie doivent donc être vu surtout de manière qualitative, au sens où ils montrent que les deux mécanismes jouent de manière statistiquement significative, et cela principalement sur les deux à trois années précédant l'âge d'ouverture des droits. Ils ne permettent pas, à ce stade de l'analyse, de quantifier l'impact de ces mécanismes par rapport à d'autres déterminants de l'emploi des seniors ni, à plus forte mesure, de quantifier l'impact sur cet emploi d'une réforme relevant l'âge minimal d'ouverture des droits.

Encadré 3 : Les autres facteurs de l'emploi des seniors avant 60 ans

D'autres déterminants que les systèmes de retraite jouent sur l'emploi des seniors, à la fois du côté de l'offre et de la demande de travail.

Pour les salariés quinquagénaires de nombreux dispositifs institutionnels de cessation anticipée existent. Outre les départs à la retraite dans certains régimes spéciaux et, depuis 2004, dans le cadre du dispositif de départ anticipé pour carrière longues, les dispositifs de préretraites publiques, mais aussi de chômage (dispense de recherche d'emploi par exemple), d'invalidité et de préretraite « maisons » (entièrement financés par les employeurs) peuvent offrir des revenus de remplacements à certains salariés. Par ailleurs, les comportements d'offre de travail ne sont pas uniquement déterminés par les paramètres des dispositifs institutionnels. D'autres caractéristiques individuelles des personnes peuvent également avoir un impact déterminant, en jouant sur l'éligibilité à divers dispositifs (notamment l'état de santé sur l'éligibilité aux dispositifs de maladie et d'invalidité), sur la capacité à continuer à exercer un travail, ou encore sur la « préférence pour le loisir », et donc le choix individuel de souhaiter s'arrêter plus ou moins tôt (par exemple, la satisfaction dans l'emploi ; la situation du conjoint vis-à-vis du marché du travail, ou plus généralement le contexte familial ; les contraintes financières éventuelles, etc.)

Des études sur l'influence de ces facteurs ont été réalisées au niveau européen, à partir des données de l'enquête européenne SHARE. Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, les seniors qui sont satisfaits de leur emploi, dont l'état de santé est bon ou qui anticipent une espérance de vie longue déclarent significativement moins souvent désirer partir en retraite le plus tôt possible (Blanchet et Debrand, 2007) et sont effectivement plus souvent en emploi (Debrand et Sirven, 2009). Les seniors sont aussi plus souvent en emploi lorsque leur conjoint est encore en emploi.

En ce qui concerne la demande de travail, les économistes mettent souvent en avant trois phénomènes principaux qui pourraient, en théorie, expliquer la faiblesse de la demande de travailleurs âgés (cf. Aubert *et al.*, 2005). Le premier suppose l'existence d'une discrimination à l'encontre des salariés âgés, due à des stéréotypes qui ne sont pas forcément fondés économiquement (stéréotypes concernant une supposée moindre productivité, adaptabilité, polyvalence, motivation, etc.) Le second repose sur l'idée qu'il y aurait, pour un nombre élevé de seniors, une inadéquation entre le niveau de leur salaire et celui de leur productivité individuelle, ce qui conduirait les entreprises à s'en séparer. D'une certaine manière les mécanismes sous-jacents décrits par Hairault *et al.* (2006 et 2009) pour justifier le principe « d'horizon d'activité » se rapprochent des explications du type « salaire / productivité », mais en les élargissant à l'ensemble des coûts autres que le salaire (notamment les coûts d'opportunité liés aux embauches et aux départs de l'entreprise), et en le plaçant dans une perspective dynamique. Enfin, le troisième type d'explication ne fait pas l'hypothèse d'un problème spécifique aux seniors, mais suppose simplement que les entreprises font porter en priorité le poids des réductions d'effectifs sur leur main-d'œuvre âgée, ce choix étant mieux accepté « socialement » du fait de l'existence des dispositifs publics de cessation d'activité et du fait de l'idée de « laisser la place aux jeunes ».

Pour la première explication, il n'existe pas de tests directs de l'existence de discriminations envers les seniors, mais plusieurs enquêtes d'opinion conduites par la DARES suggèrent effectivement la prégnance de stéréotypes affectant négativement les décisions d'embauches de seniors (cf. Monso et Tomasini, 2003 ; Defresne *et al.*, 2010). Au niveau international, notamment américain, des tests ont permis d'illustrer un effet significatif des lois contre les discriminations anti-âge sur l'emploi des classes d'âge couvertes (cf. Adams, 2004).

L'hypothèse d'un écart important entre salaire et productivité des seniors ne semble pas validée par l'observation. Aubert (2007) signale trois résultats en ce sens. Premièrement, l'estimation des profils de la productivité selon l'âge (en estimant la contribution de chaque classe d'âge à la productivité moyenne des entreprises) conduit à des profils similaires à ceux des coûts salariaux : croissants jusqu'à 40 ou 45 ans, puis stables au-delà. Deuxièmement, il n'existe pas d'observation solide prouvant l'existence de rigidités salariales chez les seniors, malgré le profil des salaires moyens après 50 ans particulièrement pentu en France. En particulier, des diminutions de salaire sont observées dans 25 % des cas pour les salariés du privé restant en emploi dans le même établissement deux années consécutives, et cela à tous les âges même après 50 ans. Cette observation n'est guère compatible avec l'idée de revenus salariaux complètement rigides à la baisse. Or l'existence d'écarts importants et permanents entre salaires et productivité ne pourrait avoir lieu que si des telles rigidités existaient et étaient largement répandues dans les entreprises, ce qui ne semble pas le cas. Par ailleurs le salaire médian diminue après 55 ans, ce qui nuance fortement la hausse significative avec l'âge du salaire moyen : cette observation, dans les données propres à la France, s'explique en réalité par de forts gains salariaux dans le haut de la distribution de revenu, et non par une hausse générale de tous les salaires des seniors. Troisièmement, enfin, les seniors ne sont pas moins nombreux et ne sortent pas plus souvent de l'emploi dans les établissements où ils sont relativement plus payés. Cette observation souligne que, au niveau des entreprises, l'éviction des seniors n'est en aucune manière corrélée à des coûts salariaux relativement élevés par rapport à ceux des plus jeunes.

Pour finir, l'argument selon lequel les entreprises feraient porter en premier lieu le poids des réductions d'effectifs sur la main-d'œuvre âgée est fréquemment invoqué mais n'a pas pu, pour l'instant, être illustré par des tests ou des évidences concluantes. On peut noter que c'est sur cet aspect qu'ont porté principalement les récentes mesures visant, directement ou

indirectement, à accroître la demande de travail pour les seniors. La suppression des préretraites publiques et des dispenses de recherche d'emploi peut en effet y concourir, car c'est l'existence de ces dispositifs qui pouvait contribuer à rendre plus « acceptable » l'éviction massive des seniors des effectifs des entreprises, même s'il ne faut pas, bien sûr, réduire cette suppression à son seul effet indirect sur la demande de travail, oubliant par ailleurs ses conséquences sur les personnes. De même, les pénalisations financières associées à la non-réalisation d'objectifs chiffrés de maintien dans l'emploi des seniors et la taxation accrue des préretraites participent de la même philosophie d'augmenter le coût pour les entreprises d'une gestion de l'emploi qui ferait porter sur la main d'œuvre âgée l'essentiel des réductions d'effectifs.

Pour illustrer l'idée que les seniors puissent être plus souvent victimes des réductions d'effectifs dans les entreprises sans que cela ne corresponde à un comportement des employeurs ciblé spécifiquement à leur encontre, il est intéressant d'observer la répartition sectorielle de ces salariés seniors. Ces derniers se retrouvent en effet plus fréquemment que les salariés jeunes dans les grandes entreprises et dans les secteurs en déclin, notamment les secteurs industriels (cf. Aubert, 2007, chapitre 1). Le mécanisme sous-jacent est lié à l'histoire des secteurs concernés : les seniors sont en effet très nombreux dans les secteurs ayant embauché massivement dans le passé, où ils sont restés, et qui sont maintenant souvent des secteurs en déclin, et donc où les réductions d'effectifs massives sont plus nombreuses que dans d'autres secteurs, plus porteurs, de l'économie. Ce problème d'affectation des seniors dans les « mauvais » secteurs joue, ne serait-ce que de manière statistique. Il est une illustration du fait que les difficultés d'emploi des seniors ne sont pas forcément liées à leurs caractéristiques individuelles.

En conclusion de cette brève revue des divers déterminants de l'emploi des seniors, il convient de souligner le fait que, même si la « séparation » des effets des deux côtés du marché du travail (offre et demande) représente un enjeu majeur pour les économètres, les données sont en réalité rarement disponibles pour permettre une analyse économique empirique qui modéliserait *conjointement* les comportements des personnes et des entreprises. A ce jour, aucun travail économique vraiment concluant n'a donc pu être mené, réalisant la part des choses entre ce qui est dû à la demande de travail et ce qui est dû à l'offre dans le faible taux d'emploi des seniors en France. Ceci explique que la littérature empirique sur les déterminants de l'emploi des seniors, brièvement résumée ci-dessus, a surtout cherché à mettre en lumière les facteurs qui jouent significativement sur les âges de sortie d'emploi et de départ à la retraite dans une approche souvent plus qualitative que quantitative.

■ Conclusion

Plusieurs études récentes, évoquées dans cet article, estiment un impact significatif des systèmes de retraite sur l'emploi des seniors, à la fois de manière directe après l'âge minimal d'ouverture des droits et de manière indirecte au cours des deux ou trois dernières années avant cet âge. L'impact direct passe par l'arbitrage entre prolongation d'activité et départ à la retraite avec une pension minorée pour les salariés qui ne disposent pas d'une durée suffisante pour le taux plein ; l'impact indirect joue *via* deux mécanismes distincts, l'un lié à l'horizon d'activité (mécanisme jouant sur la demande, et éventuellement l'offre, de travail) et l'autre au fait que les personnes qui ne disposent pas encore d'une durée suffisante pour le taux plein sont moins incitées à profiter des dispositifs de cessation anticipée d'activité (mécanisme jouant sur l'offre de travail).

Les impacts microéconomiques « locaux », estimés sur la sous-population des personnes touchées par les réformes, ne permettent pas directement de quantifier l'impact macroéconomique global ni, à plus forte raison, de projeter cet impact global sur les 10 ou 20 prochaines années. Le fait que l'impact d'une réforme soit statistiquement significatif au niveau microéconomique ne signifie pas, en effet, qu'il sera substantiel au niveau

macroéconomique. Bozio (2010) montre notamment que, parmi les salariés de la génération née en 1938, moins de 10 % sont véritablement placés devant un arbitrage entre prolongation d'activité et départ à la retraite avec décote, ce qui explique un impact agrégé encore difficilement perceptible à court-terme. Passer d'un impact micro à un impact macro agrégé nécessite d'une part de prendre en compte les effets de composition de la population et leurs évolutions (effets que l'on pourrait qualifier de « populationnels »), et d'autre part les effets de bouclage macroéconomique entre demande et offre de travail (pour les seniors, mais également pour toutes les autres classes d'âge d'actifs). Ces deux aspects représentent des sujets d'étude complets, qui chacun devraient faire l'objet d'une analyse spécifique, et dont la prise en compte dépasse donc le cadre de cet article. Aubert, Duc et Ducoudré (2010), dans ce même numéro de la revue, discutent et illustrent l'estimation d'effets populationnels, à travers l'exemple du modèle de projection PROMESS.

Pour finir, un fait important doit également être souligné, en ce qui concerne les résultats microéconométriques. Tous les résultats présentés dans cet article ont pour point commun d'être issus de l'estimation de modèles statistiques, et non de modèles structurels schématisant les arbitrages individuels entre salaire et retraite. Ce choix s'inscrit dans une démarche qui se veut agnostique et qui recourt aux méthodes empiriques habituelles d'évaluation des politiques publiques, notamment les techniques de « double différence » et de *matching* (appariement). La mise en œuvre des réformes de 1993 et 2003 constitue en effet une expérience naturelle, qui fournit la variabilité suffisante pour permettre d'estimer des « effets » moyens des paramètres de retraite sur les sorties d'activité, et cela sans recourir à une modélisation plus structurelle des comportements.

Une telle approche plus structurelle aurait pour enjeu de bien prendre en compte les incitations financières au départ à la retraite ou à la poursuite d'emploi, notamment via les taux de remplacements (dans le cadre d'un modèle d'arbitrage instantané entre revenu et loisir) ou l'équivalent patrimonial des droits à retraite (dans le cadre d'un modèle de maximisation sur le cycle de vie). Cette approche a été explorée sur données françaises dans quelques études un peu plus anciennes (Blanchet et Mahieu, 2001 et 2004), à partir du modèle d'arbitrage de Stock et Wise (1990)¹⁰. Elle soulève cependant des difficultés empiriques et certaines réserves ont pu être émises au vu des résultats : sous-estimation des pics de départ à la retraite à 60 et 65 ans, qui pourrait venir en partie du fait que les modèles fondés sur les incitations financières captent mal les effets de normes sociales ; valeurs des paramètres structurels parfois peu vraisemblables, notamment en ce qui concerne la préférence pour le loisir. Ces réserves rendent délicate l'utilisation d'une modélisation structurelle pour estimer l'impact des réformes des retraites. C'est en particulier la conclusion que mettent en avant Albert *et al.* (2008), après avoir cherché à estimer l'impact de la mise en place de la surcote par l'estimation d'un modèle de Stock et Wise. L'adéquation aux données observées ne peut se faire qu'au prix de valeurs des paramètres structurels qui paraissent peu vraisemblables, ce qui rend les estimations peu conclusives en ce qui concerne l'impact réel de la réforme.

Par ailleurs, Aubert (2010) suggère que les modèles statistiques, utilisés dans les études citées dans la première partie de cet article, peuvent eux-mêmes s'interpréter également de manière structurelle : ils correspondent en effet à des modèles réduits d'un comportement de recherche du taux plein. En d'autres termes, ils modélisent un comportement où le fait d'avoir atteint la possibilité de liquider au taux plein est seul pris en compte explicitement, les autres

¹⁰ Cf. également Bommier *et al.* (2001), pour une revue de la littérature internationale mettant en œuvre ce type d'approche.

déterminants du départ à la retraite¹¹ n'étant pris en compte qu'implicitement, dans les variables de contrôle socioéconomique et dans la variabilité individuelle inobservable (résidu de l'équation). La pertinence des modèles de recherche du taux plein est justifiée par deux observations empiriques. D'une part, l'âge effectif de départ coïncide très souvent avec le premier âge où la liquidation au taux plein est possible ; d'autre part, l'importance accordée au taux plein est confirmée par les nouveaux retraités eux-mêmes dans les enquêtes qualitatives sur les motivations du départ à la retraite (cf. Aubert *et al.*, 2010). De plus, dans les estimations de modèles structurels, la prise en compte des incitations financières ne suffit pas toujours à annuler l'impact positif du taux plein sur la probabilité de partir à la retraite (cf. résultats pour les femmes dans Blanchet et Mahieu, 2004)¹².

Ces remarques ne visent bien sûr pas à opposer les approches structurelles et non-structurelles au sein de la littérature empirique sur l'estimation de modèles de départ à la retraite. Elles cherchent seulement à souligner la pertinence des approches les plus récentes, qui offrent une spécification parcimonieuse tout en restant, dans une certaine mesure au moins, pertinente du point de vue des comportements. Les travaux futurs devraient assurément chercher à concilier les deux approches, c'est-à-dire prendre en compte les incitations financières dans le cadre de spécifications suffisamment robustes et dont les résultats soient suffisamment vraisemblables pour être conclusifs. De telles spécifications seront nécessaires pour étudier certains aspects des réformes des retraites, notamment la modification des barèmes de la décote et de la surcote, qui devraient contribuer à affaiblir à l'avenir la pertinence des modèles de comportement de recherche du taux plein.

■ Bibliographie

ADAMS S. J. (2004), «Age Discrimination Legislation and the Employment of Older Workers», *Labour Economics*, vol. 11, pp. 219-241

ALBERT C., N. GRAVE et J-B. OLIVEAU (2008), « Surcote : les raisons d'un échec relatif », *Retraite et Société* 2008/2 - n°54

AUBERT P., BLANCHET D., BLAU D. (2005), « Le marché du travail après 50 ans : éléments de comparaison franco-américaine », in *L'économie française : comptes et dossiers 2005-2006*, Insee

AUBERT P. (2007), *L'emploi des salariés âgés : le rôle des salaires et de la productivité dans la demande de travail des entreprises*, Thèse de doctorat, Université Paris X

AUBERT P. (2009), « Allongement de la durée requise pour le taux plein et âge de départ en retraite des salariés du secteur privé : Une évaluation de l'impact de la réforme des retraites de 1993 », Document de travail du Crest n°2009-21

AUBERT P. (2010), « Allongement de la durée requise pour le taux plein et âge de départ en retraite des salariés du secteur privé : Une évaluation de l'impact de la réforme des retraites de 1993 », *miméo*

¹¹ Ces autres déterminants recouvrent à la fois les incitations financières une fois purgée de l'impact du taux plein, les facteurs de demande de travail, et les facteurs jouant sur l'arbitrage individuel entre travail et loisir (état de santé, etc.)

¹² Cf. Aubert (2010) pour une illustration plus précise de ces deux arguments.

- AUBERT P., BARTHELEMY N., BENALLAH S., CORNU-PAUCHET M., SAMAK J. (2010), « Les motivations de départ à la retraite : Premiers résultats de l'enquête auprès des nouveaux retraités du régime général », *Études et résultats*, n°746
- D'AUTUME A., BETBEZE J.-P., HAIRAULT J.-O. (2005), *Les seniors et l'emploi en France*, Rapport du Conseil d'analyse économique, La Documentation française, Paris
- BARATON M., BEFFY M., FOUGERE D. (2010), « Une évaluation de l'impact de la réforme de 2003 sur le départ en retraite des enseignants du second degré public », à paraître dans *Économie et statistique*
- BENALLAH S., DUC C., LEGENDRE F. (2008), « Peut-on expliquer le faible taux d'emploi des seniors en France ? », *Revue de l'OFCE*, n°105, pp. 5-17
- BENALLAH S. (2010), « La surcote modifie-t-elle les comportements de départ en retraite ? », document n°14 de la séance plénière du COR du 9 juillet 2010
- BLANCHET D. (2006), « Age ou distance à la retraite : quel est le principal déterminant de l'emploi des seniors », commentaire suite à l'article de Hairault, Langot et Sopraseuth, *Économie et statistique*, n°397, pp. 65-68
- BLANCHET D., DEBRAND T. (2007), « Souhaiter prendre sa retraite le plus tôt possible : Santé, satisfaction au travail et facteurs monétaires », *Économie et statistique*, n°403-404, pp. 39-62
- BLANCHET D. et R. MAHIEU (2001), « Une analyse microéconométrique des comportements de retrait d'activité », *Revue d'économie politique*, Hors série : épargne et retraite, pp.9-31
- BLANCHET D. et R. MAHIEU (2004), « Estimation models of retirement behavior on French data », in *Social Security Programs and Retirement around the World*, J. Gruber and D. Wise Eds, NBER/The University of Chicago Press: 235-284
- BOMMIER A., MAGNAC T., ROGER M. (2001), « Départs en retraite : évolutions récentes et modèles économiques », *Revue française d'économie*, volume n°16-1, pp. 79-124
- BOZIO A. (2006), *Réforme des retraites : estimations sur données françaises*, Thèse de doctorat, EHESS Paris.
- BOZIO A. (2010), « Mesurer l'impact de l'augmentation de la durée d'assurance : le cas de la réforme des retraites de 1993 », à paraître dans *Économie et statistique*
- DEBRAND T., SIRVEN N. (2009), « Quelles sont les motivations des départs en retraite en Europe : situation personnelle, familiale, professionnelle ou rôle de la protection sociale ? », IRDES – document de travail n°26
- DEFRESNE M., P. MARIONI et C. THEVENOT (2010), « L'opinion des employeurs sur les seniors : les craintes liées au vieillissement s'atténuent », *Dares Analyses*, n°55 (septembre)

HAIRAULT J.-O., LANGOT F., SOPRASEUTH T. (2006), « Les effets à rebours de l'âge de la retraite sur le taux d'emploi des seniors », *Économie et Statistique* n°397

HAIRAULT J.-O., LANGOT F., SOPRASEUTH T. (2009), « Le faible taux d'emploi des seniors : distance à l'entrée dans la vie active ou distance à la retraite ? », *Revue de l'OFCE*, n°109, pp.63-84

MONSO O. ET TOMASINI M. (2003), « Le vieillissement dans les entreprises : faire face aux innovations technologiques », *Premières Synthèses*, n° 09.2, février 2003, Dares.

STOCK J., WISE D. (1990), « Pensions, the Option Value of Work, and Retirement », *Econometrica*, 58(5), pp.1151-1180