

CONSEIL D'ORIENTATION DES RETRAITES
Séance plénière du 30 mai 2007 à 9 h 30
« *L'emploi des seniors* »

Document N°02
<i>Document de travail, n'engage pas le Conseil</i>

Les effets à rebours de l'âge de la retraite sur le taux d'emploi des seniors

*Jean-Olivier Hairault (Université Paris 1), François Langot (Université du
Maine) et Thepthida Sopraseuth (Université Evry)*

Economie et statistiques N°397 - 2006

Les effets à rebours de l'âge de la retraite sur le taux d'emploi des seniors

Jean-Olivier Hairault*, François Langot**
et Thepthida Sopraseuth***

Comment assurer la pérennité du système de retraite français par l'allongement de la vie active lorsque moins d'un salarié sur deux parvient aujourd'hui à prendre sa retraite sans passer préalablement par l'inactivité ou le chômage ? Une partie du problème de l'inactivité des travailleurs âgés avant 60 ans pourrait se trouver au contraire dans la faible incitation à travailler au-delà de l'âge normal de la retraite déterminé par l'âge du « taux plein ». L'âge de la retraite introduit une fin de cycle de vie active qui modifie les comportements de recherche d'emploi lorsque les agents se rapprochent de cet horizon, mais également le comportement des entreprises dans leur stratégie de recrutements et de licenciements. Au niveau international, le taux d'emploi des 55 à 59 ans semble ainsi positivement corrélé avec l'âge de retraite effectif. Sur données individuelles, la probabilité d'être en emploi apparaît liée à la distance à l'âge du taux plein de la retraite.

* Université Paris-1 Panthéon-Sorbonne. Adresse : Centre d'Économie de la Sorbonne, 106 boulevard de l'Hôpital, 75013 Paris, France. Courriel : joh@univ-paris1.fr.

** Gains, Université du Maine, Cepremap et PSE Jourdan. Adresse : Cepremap, ENS - 48 boulevard Jourdan, 75014 Paris, France. Courriel : flangot@univ-lemans.fr.

*** EPEE, Université d'Evry, Cepremap et PSE Jourdan. Adresse : EPEE, Université d'Evry, 4 boulevard F. Mitterrand, 91025 Evry Cedex, France. Courriel : tsoprase@univ-evry.fr.

Ce travail a bénéficié du financement du Commissariat Général au Plan, rapport finalisé avec le Cepremap, décembre 2004. Nous remercions les deux rapporteurs anonymes ainsi que les participants aux colloques Théorie et Méthodes de la Macroéconomie (2005), au congrès de l'Association française de Sciences économiques (2005), au séminaire Fourgeaud (2006) pour leurs remarques. Nous demeurons seuls responsables des éventuelles erreurs et omissions.

Le taux d'activité entre 55 et 59 ans est très faible en France. Il n'atteint que 54 % alors qu'il est de 60 % en Allemagne, de 68 % aux États-Unis, de 72 % au Japon et même de 78 % en Suède (OCDE, 2003). Depuis les années 1970, le départ des seniors du marché du travail est facilité par le système des préretraites d'abord, puis par des dispositifs de dispense de recherche d'emploi. On peut considérer que ces dispositifs ne font que répondre à une demande conjointe des employeurs et des employés. Les entreprises préfèrent embaucher des travailleurs plus jeunes, licencient en priorité les seniors et proposent moins de formation à leurs travailleurs âgés (1). Le progrès technique, qui tend à rendre obsolètes les compétences, et la progression des salaires à l'ancienneté pourraient expliquer cette situation (2).

Mais une partie des problèmes des seniors pourrait également venir du fait que la fin de vie active crée en elle-même un horizon court, rendant tout investissement non rentable. Le faible taux d'emploi des seniors ne serait alors pas un problème pour la prolongation d'activité. Au contraire, ce serait l'anticipation d'une retraite très proche qui tendrait à diminuer le taux d'emploi entre 55 et 59 ans. Quelle incitation a une entreprise ou un travailleur pour engager une formation coûteuse lorsque la retraite se profile de façon certaine à l'horizon ? Quelle incitation existe-t-il à rechercher un travail, si l'on sait que le niveau de la pension sera similaire, que l'on retrouve un emploi ou que l'on reste en inactivité ? Comment imaginer que les entreprises avec un horizon si court vont rechercher un travailleur âgé et accepter des coûts de recherche qu'elles n'auront pas le temps de rentabiliser ? Face à des difficultés passagères, une entreprise préfère licencier des seniors dont la durée de vie dans l'entreprise est de toute façon réduite, et garder les plus jeunes pour éviter des coûts de recherche lorsque la conjoncture se sera améliorée. Autrement dit, l'horizon court qui est créé par la proximité de la retraite tendrait à rendre tout investissement des et dans les seniors non profitable. Offre et demande de travail se conjugueraient pour expliquer la faiblesse du taux d'emploi à proximité de l'âge de la retraite.

Depuis le début des années 1980, compte tenu de la durée de cotisation minimale requise pour atteindre le taux plein, 60 ans est devenu l'âge « normal » de la retraite, au sens où il est devenu une norme sociale, façonnant les comportements des acteurs bien avant cet âge. Au-delà des explications usuelles de l'inactivité

des seniors (obsolescence du capital humain, usure et pénibilité du travail en fin de carrière, etc.), qu'il convient de ne pas sous-estimer, la distance relativement à l'âge du taux plein, qui détermine l'horizon des seniors, pourrait constituer un facteur explicatif important. Si ce point pouvait être étayé empiriquement, il donnerait un rendement inattendu aux stratégies de recul de l'âge de la retraite : non seulement le taux d'inactivité des seniors n'en constituerait pas une limite, mais elles seraient en elles-mêmes en mesure de contribuer à l'augmentation de l'emploi des seniors (3). La réforme de 1993 (dite « réforme Balladur ») n'a pas augmenté de façon significative l'âge de la retraite, les générations concernées atteignant en général le taux plein avant 60 ans. Ce n'est que progressivement que l'âge de la retraite va augmenter sous le jeu de l'accroissement de la durée de cotisation de référence et de l'augmentation de l'âge d'entrée dans la vie active.

La distance à la retraite est-elle un facteur explicatif du taux d'emploi des seniors ? Notre travail vise donc à apporter des réponses empiriques à cette question (4). Nous ne cherchons pas à distinguer les facteurs d'offre des facteurs de demande, ce qui explique que nous privilégions le taux d'emploi comme variable explicative. Nous présentons deux séries d'estimation. La première est fondée sur la relation entre le taux d'emploi des 55-59 ans et l'âge de retraite effectif au niveau international. Plus ce dernier est éloigné, plus le taux d'emploi est élevé. Cette simple observation macroéconomique en coupe transversale sur un échantillon de pays, sans correction de l'influence éventuelle d'autres variables, n'est bien sûr qu'une première étape. Notons que nous prenons bien le taux d'emploi *avant* l'âge de la retraite, pour bien mettre en avant les effets à rebours de l'âge

1. La contribution Delalande adoptée en 1987 a tenté de freiner cette dynamique défavorable aux seniors en instaurant des coûts de licenciement plus élevés pour les travailleurs de plus de 55 ans. Behaghel et al. (2004) montrent en particulier que la contribution Delalande dissuaderait les embauches, les entreprises évitant l'embauche de travailleurs âgés, afin de ne pas risquer d'être redevables ultérieurement de cette taxe. Les décisions de licenciement des entreprises seraient en revanche peu sensibles aux fortes variations du barème de la contribution Delalande.

2. L'estimation de la productivité des travailleurs âgés se heurte à des difficultés empiriques (Aubert et Crépon, 2004). Cependant, il semble que les seniors souffrent d'obsolescence de leurs qualifications dans certains secteurs où apparaissent de nouvelles technologies (Neuman et Weiss, 1995) et des changements organisationnels (Aubert et al., 2004).

3. Hairault et al. (2006) proposent un modèle de recherche d'emploi avec cycle de vie pour illustrer ce point.

4. Il n'existe pas à notre connaissance de travaux empiriques sur cette question. Bettendorf et Broer (2003) et Benitez-Silva (2005) proposent dans la lignée de Seater (1977) une approche théorique de cet effet-distance.

de la retraite sur le taux d'emploi. Cependant, il est possible que cette corrélation implique une causalité inverse. Un individu sans emploi peut être amené à prendre sa retraite plus tôt qu'il ne l'aurait fait s'il était employé : dans ce cas les pays connaissant des taux d'emploi faibles pour la tranche d'âge des 55-59 ans pourraient également avoir un âge de retraite plus faible.

C'est pourquoi, dans un deuxième temps, une étude menée sur données individuelles permet de mieux contrôler ce problème de causalité inverse. Le système de retraite en France permet de substituer à l'âge de retraite effectif l'âge du taux plein. Les travaux de Blanchet et Pelé (1997) par exemple ont bien montré que cet âge coïncidait majoritairement avec l'âge de la retraite, tout en ayant peu de rapport avec la situation sur le marché du travail en fin de carrière, puisque les individus hors de l'emploi, si l'on se restreint à la population masculine, ont leurs trimestres comptabilisés dans leur durée de cotisation. Nous exploitons alors l'hétérogénéité individuelle dans la distance au taux plein pour tester l'effet-distance. Il sera tenu compte de l'influence de toute variable éventuellement pertinente pour le problème. La probabilité d'être en emploi dépend-elle de la distance par rapport à l'année où le taux plein de la retraite est acquis ? Les estimations, effectuées à partir de données issues de l'enquête *Emploi*, suggèrent bien qu'être proche de l'année « du taux plein » aurait effectivement un impact négatif sur la probabilité d'être en emploi. La décroissance des taux d'emploi à l'approche de la retraite pourrait donc s'interpréter, au moins en partie, comme le résultat d'un effet de proximité à la retraite. Nous montrons que la distance à la retraite est d'autant plus significative que les agents sont éligibles aux filières longues d'indemnisation du non-emploi, soulignant l'interaction vraisemblable entre la générosité des dispositifs de revenus de substitution spécifiques aux travailleurs âgés et la proximité à la retraite.

Une première évaluation sur données macroéconomiques internationales

Dans un premier temps, nous présentons une comparaison internationale des taux d'emploi avant 60 ans (avant l'âge légal de la retraite, quel que soit le pays considéré) au regard de l'âge effectif de la retraite. Il s'agit de simples

corrélations obtenues en coupe transversale qu'il convient de considérer avec précaution, mais qui apportent déjà un éclairage intéressant sur notre question. Nous considérons les pays étudiés avec une méthodologie commune par Gruber et Wise (1997) au milieu des années 1990. Cependant, cette analyse ne va pas sans difficultés opératoires quant à l'âge de retraite qui doit être retenu. Notre but est de déterminer l'âge de départ effectif moyen qui fixe les anticipations des agents. Il ne correspond pas nécessairement à l'âge minimal, ni à l'âge maximal d'activité. Il existe naturellement une certaine hétérogénéité dans les âges de départ dans les pays de l'OCDE, et raisonner sur un âge de départ unique, même s'il est modal, peut apparaître sujet à caution. Toutefois, pour limiter ici au maximum ce problème d'hétérogénéité, en particulier les problèmes liés à l'incomplétude des carrières, nous n'avons considéré dans cette comparaison internationale que la population masculine.

L'évolution du taux d'emploi par âge

Le taux d'emploi décroît avec l'âge dans tous les pays (cf. graphique I). Mais on peut remarquer que l'ampleur de la chute de l'emploi des quinquagénaires diffère considérablement entre pays : des pays tels que le Canada, le Royaume-Uni, le Japon, les États-Unis et la Suède sont caractérisés par une diminution du taux d'emploi des 55-59 ans de l'ordre de 10 % par rapport à la classe d'âge précédente, tandis que cette baisse s'établit à 25 % en France, en Belgique, en Italie et aux Pays-Bas.

Comment expliquer ces disparités ? Elles nous semblent être *in fine* le résultat de différences dans les âges de retraite dans ces pays. Avant d'approfondir ce point, examinons les autres explications potentielles.

Ces différences dans le taux d'emploi des 55-59 ans ne seraient-elles pas plutôt le fait de différences entre pays dans l'évolution du couple productivité-salaire par âge ? Il n'existe pas à notre connaissance d'évidences empiriques permettant de conclure dans ce sens. Aubert et Crépon (2004) montrent ainsi que le taux d'emploi des seniors en France ne souffre pas d'un tel problème. Les dispositifs relatifs à l'invalidité et au chômage pourraient constituer un facteur explicatif plus sérieux. Toutefois, si c'est le cas, l'explication ne serait que partielle. En effet, certains pays qui connaissent de forts taux d'emploi des quinquagénaires disposent également de dispositifs favorables au retrait d'acti-

vité pour invalidité (5). De plus, on peut interpréter le poids des dispositions institutionnelles dans le faible taux d'emploi des seniors comme endogène par rapport à l'âge de retraite. La participation à ces programmes constitue un choix qui pourrait dépendre lui-même de l'horizon avant la retraite. Ce sera l'objet des estimations sur données individuelles de tester ce point.

Taux d'emploi des 55-59 ans et âge de la retraite

Est-il alors pertinent d'interpréter les différences dans l'évolution du taux d'emploi par âge entre pays (cf. graphique I) en termes d'hétérogénéité des âges de la retraite ? Les pays dont le taux d'emploi baisse dès 55 ans ont-ils également un âge de la retraite plus faible ?

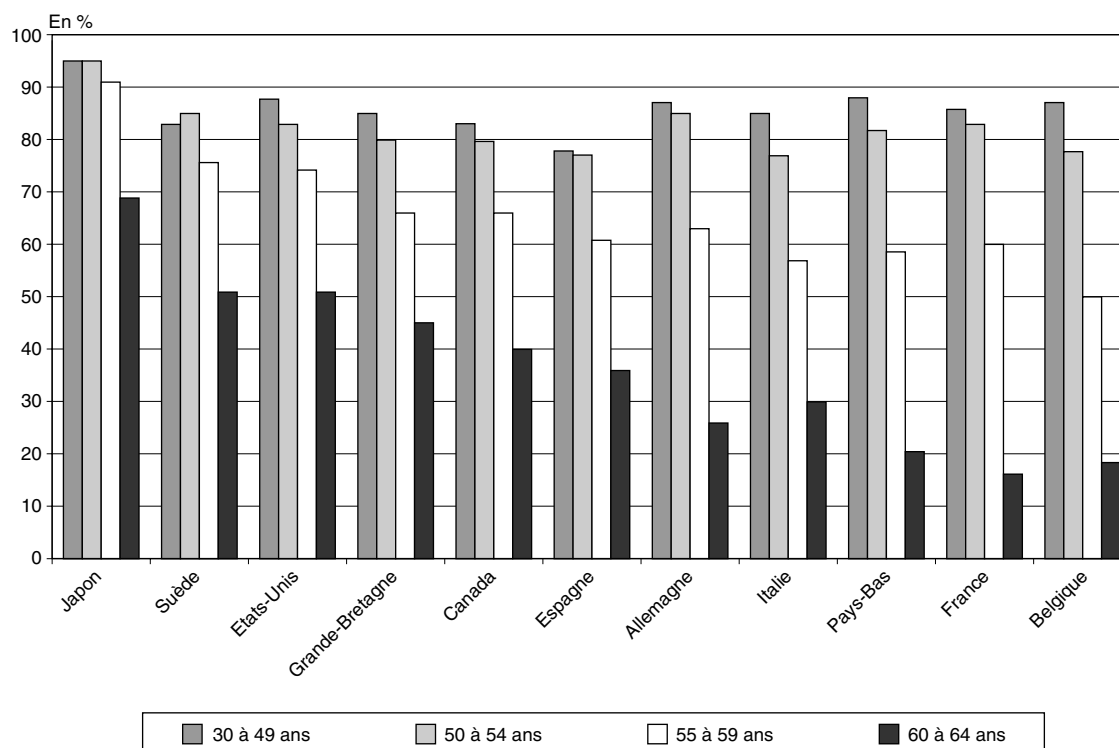
Raisonnement sur le taux d'emploi permet une évaluation internationale cohérente sans entrer dans les spécificités nationales des différents dispositifs de sortie anticipée de l'emploi (chômage, pré-retraite, santé-invalidité, etc.). Si l'on considère uniquement les individus de 55 à 59 ans n'ayant pas accès à la retraite, la perspective d'une retraite proche pourrait donc influencer négativement leur taux d'emploi, que ce soit de leur fait (offre

de travail) ou de celui des entreprises (demande de travail). Or, plus l'horizon avant le départ à la retraite est long, plus le taux d'emploi entre 55 et 59 ans est élevé (cf. le graphique II, qui présente la relation entre le taux d'emploi en fin de vie active et l'âge de la retraite). Ainsi, le premier groupe de pays où l'âge de la retraite est bas (Belgique, France, Italie, Pays-Bas) présente des taux d'emploi particulièrement faibles. À l'opposé du spectre, on trouve le Japon, le Canada, les États-Unis, la Grande Bretagne et la Suède, l'Allemagne et l'Espagne se trouvant dans la situation intermédiaire que l'on pouvait anticiper sur la base de leur âge de la retraite.

Le décrochage important à 55 ans des taux d'emploi concerne donc les pays ayant une retraite à 60 ans. Les pays ayant un âge de retraite supérieur ne subissent pas une telle érosion du taux d'emploi dans la tranche d'âge 55-59 ans. Mais il est très intéressant de constater sur le graphique I que leur taux d'emploi chute à partir de

5. La série de publications de l'OCDE *Vieillesse et Politique de l'Emploi* (2005) souligne, par exemple, que les dispositifs d'invalidité sont très utilisés dans les sorties d'activité précoces de l'activité au Royaume-Uni, en Suède comme aux Pays-Bas alors que ces pays connaissent des situations opposées sur le graphique I. Toutefois, il convient d'admettre que, plus que l'existence de tels dispositifs, c'est la sévérité des contrôles qui est discriminante.

Graphique I
Taux d'emploi des hommes en 1995

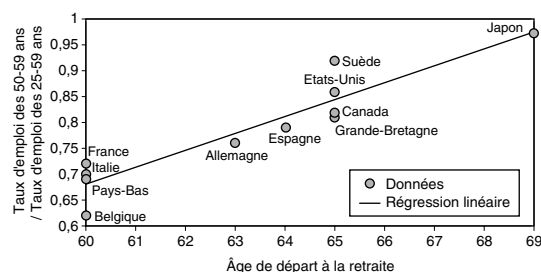


Lecture : ce groupe de pays correspond à ceux étudiés par Gruber et Wise (1997) dans leur étude des systèmes de retraite.
Source : Labour Force Statistics, OCDE, 1995.

60 ans dans des proportions similaires à celles observées 5 ans plus tôt en France par exemple, comme si la distance à la retraite était la variable essentielle, plus que l'âge effectif, pour comprendre la baisse des taux d'emploi des seniors.

Naturellement, on peut également donner une interprétation opposée à ces résultats : les difficultés d'emploi des quinquagénaires en France expliqueraient un âge de la retraite plus faible. Ce dernier traduirait la rareté des postes disponibles pour les seniors. Reste naturellement dans cette interprétation à expliquer pourquoi certains pays souffriraient plus tôt d'un déficit d'emploi pour les seniors... L'évolution historique du taux d'emploi des seniors en France apporte un éclairage intéressant sur cette interprétation alternative.

Graphique II
Taux d'emploi relatif des seniors et âge de retraite (hommes)



Lecture : le taux d'emploi n'est calculé qu'à partir de l'âge de 25 ans afin de ne pas introduire de distorsions dues à l'âge de fin d'études, différent selon les pays considérés.

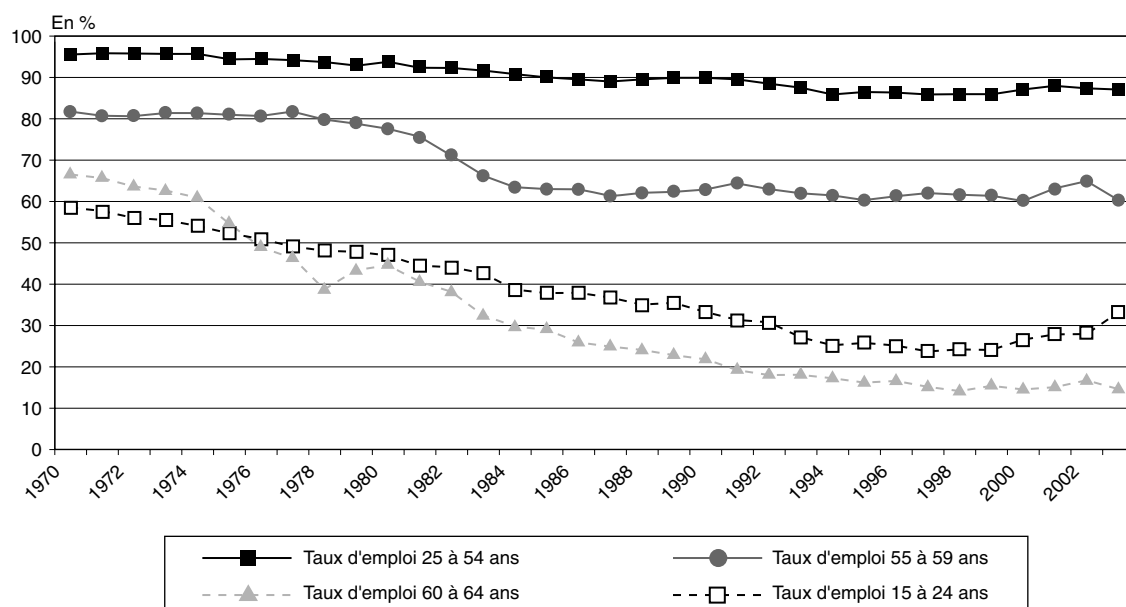
Source : Labour Force Statistics, OCDE, 1995 ; Gruber et Wise (1997).

L'évolution du taux d'emploi par âge en France

L'évolution temporelle des taux d'emploi par âge en France est en effet intéressante, en particulier celle des 55-59 ans, celle des 60-64 ans étant plus attendue, étant donné l'abaissement de l'âge légal de la retraite à 60 ans en 1983 (cf. graphique III). On remarque que le taux d'emploi des 55-59 ans est stable dans les années 1970. Il décroche de plus de 10 points au début des années 1980, au moment de la baisse de l'âge de la retraite (6). Faut-il en conclure que les années 1980 ont vu augmenter subitement la rareté des postes pour les seniors âgés de 55-59 ans ? Ne peut-on pas légitimement se demander si leurs conditions d'offre et de demande n'ont pas été perturbées par le fait qu'ils constituent dorénavant la tranche d'âge la plus proche de la retraite ? Nous privilégions très fortement cette dernière interprétation car elle s'appuie sur des fondements théoriques solides, dès lors que l'on considère les décisions sur le marché du travail comme un investissement entraînant des coûts présents et des recettes futures. La théorie du marché du travail proposée par Mortensen et Pissarides (1994) délivre naturellement ce message dès lors qu'elle prend en compte un cycle de vie avec une date terminale déterminée par l'âge de la retraite (cf. Bettendorf et Broer, 2003, et Chéron *et al.*, 2006).

6. Sa remontée récente reflète un taux d'activité des femmes plus élevé dans les générations qui partent actuellement à la retraite.

Graphique III
L'évolution du taux d'emploi des hommes en France



Source : Labour Force Statistics, OCDE.

Un approfondissement sur données individuelles

L'analyse précédente de la corrélation entre l'âge de retraite effectif et le taux d'emploi est effectuée sans tenir compte de différents effets de structure. Pour approfondir cette analyse, nous proposons une estimation sur données individuelles, issues de huit vagues de l'enquête *Emploi*, de 1995 à 2002, permettant d'introduire des variables également pertinentes pour l'analyse (on parle souvent de variables « de contrôle »). Il s'agit de mesurer l'influence de la distance à la retraite sur la probabilité d'être en emploi pour les salariés masculins du secteur privé, en ayant tenu compte de l'influence de toutes les autres variables ayant une action sur cette probabilité d'être en emploi.

Deux stratégies sont envisageables. La première consiste à considérer des âges de retraite observés et à étudier rétrospectivement les états sur le marché du travail. Cette stratégie est cependant limitée par le nombre d'années durant lesquelles un individu est suivi (trois ans au maximum dans l'enquête *Emploi*). En outre, elle ne permet pas *a priori* d'éliminer la causalité inverse, le fait qu'un chômeur prendrait sa retraite plus tôt. L'autre stratégie est de considérer, non pas l'âge de retraite observée, mais l'âge du taux plein, dont on sait qu'il détermine en France le départ à la retraite. Il constitue une variable exogène qui ne dépend pas de la situation sur le marché du travail, mais détermine l'âge de la retraite. Nous nous appuyons ainsi sur le fait bien établi (Blanchet et Pelé, 1997) que les agents, compte tenu de l'absence d'ajustement actuariellement neutre en deçà et au-delà du taux plein, partent dès qu'ils atteignent la durée de cotisation minimale, à condition d'avoir 60 ans. L'âge du taux

plein est donc la variable cruciale à déterminer. Nous considérons une période postérieure à la réforme de 1993 pour maximiser l'hétérogénéité individuelle en termes d'âge du taux plein. Cette réforme allonge progressivement la durée de cotisation pour les salariés du secteur privé de 37,5 à 40 ans. L'application de cette réforme est graduelle : la durée de cotisation est augmentée d'un trimestre par an (150 trimestres de cotisation pour la génération 1933, 151 trimestres pour la génération 1934, etc ; jusqu'à 160 trimestres de cotisation pour la génération 1943 et au-delà). Nous tenons compte de cette transition dans la mise en œuvre de la réforme Balladur pour calculer l'âge du taux plein (7).

En outre, en ne considérant que la population des hommes, on évite le problème des carrières incomplètes. Dans ce cas, on peut considérer que l'âge d'entrée dans la vie active permet de calculer l'âge du taux plein, sachant que les périodes de chômage sont également comptabilisées dans les années de cotisation (8). L'âge du taux plein est alors obtenu en ajoutant à l'âge de premier emploi le nombre d'années nécessaire pour obtenir le taux plein. L'âge anticipé de la retraite est alors assimilé à cet âge s'il est supérieur à 60 ans ; sinon il est égal à 60 ans si la durée de cotisation minimale est satisfaite à cet âge. Par ailleurs, nous tenons compte du fait qu'à l'âge de 65 ans, tous les individus ont droit au taux plein, quelle que soit la durée de cotisation. La distance est introduite dans l'estimation comme une variable continue (cf. tableau 1).

7. En raison des années d'enquête utilisées pour cette étude, on se place avant la réforme Fillon de 2003.

8. Néanmoins, cela n'est vrai que dans certaines limites pour le chômage non indemnisé.

Tableau 1
La distribution des distances au taux plein en fonction de l'âge (hommes)

Âge	Plus de 11 ans	6 à 10 ans	3 à 5 ans	Moins de 2 ans	Total
50	759	4 525	0	0	5 284
51	536	4 472	0	0	5 008
52	410	4 374	0	0	4 784
53	265	4 208	0	0	4 473
54	154	4 001	0	0	4 155
55	0	433	3 433	0	3 866
56	0	314	3 505	0	3 819
57	0	233	3 619	0	3 852
58	0	119	193	3 440	3 752
59	0	61	165	3 584	3 810
Total	2 124	22 740	10 915	7 024	42 803

Lecture : dans notre échantillon, 4 208 personnes âgées de 53 ans doivent attendre 6 à 10 ans avant d'atteindre leur âge du taux plein. Sources : enquêtes *Emploi*, 1995-2002.

Une spécification usuelle, sans la distance à la retraite

Nous estimons les déterminants de la probabilité d'être en emploi. Les résultats du tableau 2 sont cohérents avec les conclusions d'études antérieures concernant les déterminants du taux d'emploi : un niveau d'éducation supérieur, l'appartenance à une catégorie socioprofessionnelle qualifiée, une activité dans le secteur des services, la nationalité française et une résidence dans la région parisienne favorisent l'emploi. La structure familiale affecte également la probabilité d'occuper un emploi. Cette influence s'avère défavorable pour des familles de plus de six enfants ou des individus ne vivant pas en couple : par rapport à l'individu de référence, vivre seul (respectivement avoir six enfants ou plus) réduit la probabilité d'être en emploi de 60 % (9) (respectivement 32 %).

Nous retrouvons l'effet d'abord positif de l'âge sur l'emploi : les individus accumulant de l'expérience, l'âge exerce un effet favorable sur la probabilité d'avoir un emploi. L'âge au carré apparaît avec un signe négatif suggérant la présence d'un effet négatif de l'âge qui se fait sentir surtout aux âges élevés. Nous ajoutons par ailleurs des variables muettes captant l'effet spécifique de l'appartenance aux âges situés entre 50 et 59 ans (la variable vaut 1 si l'individu a 50 ans, 0 sinon. Idem pour 51 ans, etc.). Ces variables sont introduites afin de tenir compte de l'éligibilité aux programmes de retrait d'activité ciblés sur les quinquagénaires, mais également potentiellement les effets de la contribution Delalande. Ces variables apparaissent négatives et significatives à 1 % à partir de 54 ans, ce qui pourrait traduire, non seulement une dépréciation de leur capital humain, mais également les effets désincitatifs des dispositifs de retrait anticipé du marché du travail (dispense de recherche d'emploi, préretraite).

Distance à la retraite et emploi

Aux déterminants usuels de la probabilité d'être en emploi, nous ajoutons la distance à la retraite. Une régression logistique à effets aléatoires est donc estimée avec cette variable explicative supplémentaire. Nous supposons que les effets négatifs de la proximité à la retraite sur la probabilité d'être en emploi s'accroissent avec l'âge et ne jouent un rôle négatif sur la probabilité d'être en emploi qu'à partir d'un certain âge. De plus, l'effet de la distance à la retraite pourrait jouer un rôle d'autant plus négatif sur

la probabilité d'être en emploi que l'individu serait éligible aux dispositifs de retrait anticipé

9. $1 - e^{-0,923}$.

Tableau 2
La situation vis-à-vis de l'emploi

Régression logistique de référence (Logit 1)

Variables	Coefficients estimés
Âge	0,143***
Âge au carré	- 0,002***
Âge = 50	0,007
Âge = 51	0,007
Âge = 52	- 0,057
Âge = 53	- 0,100*
Âge = 54	- 0,197***
Âge = 55	- 0,376***
Âge = 56	- 0,808***
Âge = 57	- 1,105***
Âge = 58	- 1,610***
Âge = 59	- 2,207***
Diplôme	
Aucun diplôme - CAP BEP	Réf.
Baccalauréat et plus	0,326***
Statut marital	
Vit en couple	Réf.
Vit seul	- 0,923***
Nombre d'enfants	
Pas d'enfant	Réf.
1-2 enfants	0,157***
3-5 enfants	0,001
6 enfants et plus	- 0,385***
Taille de la ville	
Région parisienne	Réf.
Plus de 200 000 habitants	- 0,270***
20 000 à 200 000 habitants	- 0,159***
Moins de 20 000 habitants	0,067**
Commune rurale	0,170***
Profession et catégorie socioprofessionnelle	
Ouvrier	Réf.
Employé	- 0,259***
Profession intermédiaire	0,251***
Cadre	0,422***
Secteur	
Industrie	Réf.
Agriculture	- 0,401***
Construction	- 0,449***
Services	0,170***
Nationalité	
Française	Réf.
Non française	- 0,491***
Indicatrices temporelles	
	Oui
Constante	- 0,279*
Observations	211 507

Lecture : la variable dichotomique expliquée est la situation vis-à-vis de l'emploi (1, si la personne est en emploi, 0 si ce n'est pas le cas). Par comparaison avec la région parisienne, la probabilité d'être en emploi est plus forte dans les communes rurales (effet significatif au seuil de 1 %). * : significatif au seuil de 10 % ; ** : significatif au seuil de 5 % ; *** : significatif au seuil de 1 %.
Sources : enquêtes Emploi, 1995-2002.

de l'activité. Ces deux éléments nous conduisent à introduire la distance à la retraite en interaction avec l'âge (variable *distk*, cf. encadré). Ces dix variables permettent de mesurer l'effet différencié de la proximité à la retraite en fonction de l'âge et exploitent donc la dispersion de la distance à la retraite observée dans les données pour chaque âge *k*. Les variables indicatrices spécifiques à chaque âge sont conservées dans la régression de façon à bien tenir compte de la décroissance du taux d'emploi liée à l'effet âge et aux mesures institutionnelles favorisant le retrait d'activité dans cette tranche d'âge. Nous nous attendons à ce que la proximité à la

retraite vienne réduire le taux d'emploi, donc à un signe positif associé à la variable *distk* (plus, à âge donné, cette distance est faible, et plus la probabilité d'être en emploi sera faible).

Cette intuition semble confirmée (cf. tableau 3, colonne *Logit2*). Le coefficient associé à la variable distance à la retraite est positif et significatif de 57 à 59 ans : la probabilité d'être en emploi à ces âges diminue pour les individus proches de la retraite. Notons la croissance des coefficients estimés au fur et à mesure que l'individu avance en âge. Parmi les individus de 57 ans (58 et 59 ans respectivement), chaque année qui rap-

Encadré

DONNÉES ET TESTS

Nous effectuons successivement trois régressions logistiques à effets aléatoires sur les données de panel non cylindriques de l'enquête *Emploi*. La variable dichotomique Y_{it} est codée 1 lorsque l'individu *i* occupe un emploi l'année *t* et 0 en cas d'inactivité, chômage ou pré-retraite.

Les trois régressions présentées (*Logit1*, *Logit2* et *Logit3*) seront des régressions logistiques à effet aléatoires, le test d'Hausman indiquant qu'une telle spécification est préférable à celle à effets fixes.

La régression s'écrit donc ainsi :

$$Y_{it} = \alpha + X_{it}\beta + D_t\gamma + \varepsilon_{it}$$

où Y_{it} désigne le statut sur le marché du travail (emploi ou inactivité), α la constante, X_{it} les caractéristiques individuelles susceptibles d'expliquer la probabilité d'être en emploi et D_t l'ensemble des variables indicatrices résumant les effets temporels communs à tous les individus. Puisque notre spécification repose sur des effets aléatoires, ε_{it} est la somme d'un bruit blanc et de l'effet aléatoire spécifique à chaque individu. Les coefficients estimés sont β et γ .

Nous considérons un échantillon constitué d'hommes âgés de 15 à 59 ans appartenant au secteur privé, après élimination des individus en cours d'étude. Le tableau 1 et l'annexe 1 rendent compte des caractéristiques de notre échantillon. Les variables explicatives X_{it} sont celles utilisées usuellement dans les études empiriques pour expliquer la probabilité d'être en emploi (âge, âge au carré, statut marital, nombre d'enfants, taille de la ville, secteur, nationalité et qualification), auxquelles s'ajoute la distance à la retraite.

Nous constatons d'abord que, bien évidemment, les individus qui sont entre 0 et 10 ans de la retraite sont âgés de 55 ans et plus (cf. tableau 1). Cette constatation confirme la cohérence de notre calcul de l'âge espéré du taux plein. De plus, le tableau 1 nous informe que l'échantillon contient assez d'individus

du même âge présentant une distance à la retraite hétérogène. Ce point est important. En effet, l'âge du taux plein est fortement corrélé à l'âge de l'individu. Il serait donc difficile de distinguer l'effet spécifique de l'âge de l'individu de celui de sa proximité à la retraite. Or, l'hétérogénéité des distances à la retraite entre 50 et 59 ans nous permet de résoudre cette difficulté. Nous pouvons mesurer, pour chaque âge, dans quelle mesure la proximité à la retraite affecte la probabilité d'occuper un emploi.

L'annexe 1 fournit une première indication que la proximité à la retraite jouerait un rôle défavorable sur le taux d'emploi. Dans notre échantillon, 80,9 % des individus entre 6 et 10 ans de la retraite sont en emploi. Cette proportion chute à 34,8 % pour les individus à moins de 2 ans de la retraite. Mais il est nécessaire, pour pouvoir conclure, de tenir compte de l'influence des autres caractéristiques individuelles. C'est l'objet des deux régressions *Logit2* et *Logit3*.

La première régression (*Logit1*) évalue les déterminants de la probabilité d'être en emploi, sans adjonction de variables liées au système de retraite. Ses résultats sont présentés dans le tableau 2.

La deuxième régression (*Logit2*) ajoute à ces déterminants traditionnels de la probabilité d'être en emploi la distance à la retraite *en interaction avec l'âge*. La variable *distk* est définie comme la distance à la retraite pour un individu d'âge *k*, pour $k = \{50, 51, 52, \dots, 59\}$. La régression inclut donc dix variables de ce type. Ses résultats sont présentés dans le tableau 3, première colonne.

La troisième régression (*Logit3*) est enrichie par la distance à la retraite en interaction avec le niveau de diplôme, de façon à mesurer l'impact possiblement différencié de la distance à la retraite selon le niveau d'éducation des individus. Elle inclut donc 20 variables supplémentaires (dix variables de distance - une par âge - croisées avec deux niveaux de diplôme). Ses résultats sont présentés dans le tableau 3, deuxième colonne.

proche ces individus de la retraite fait diminuer la probabilité d'être en emploi de 11 % (15 % et 22 % respectivement). Conformément à l'intuition, l'effet de la proximité à la retraite s'accroît avec l'âge. Malgré la présence des variables indicatrices spécifiques aux quinquagénaires, la distance à la retraite est bien significative. Les programmes de retrait anticipé d'activité ou la dégradation de l'employabilité des seniors ne seraient donc pas seuls responsables du faible taux d'emploi des quinquagénaires. Au-delà de l'effet âge proprement dit, l'effet de la proximité à la retraite jouerait donc un rôle significatif dans l'explication de ce phénomène. Ce résultat est obtenu en prenant en compte l'influence des autres caractéristiques (les coefficients esti-

més sur les variables de contrôle sont reportés dans le tableau de l'annexe 2, colonne *Logit2*). En particulier, l'âge, l'âge au carré et les variables indicatrices spécifiques à chaque âge entre 50 et 59 ans conservent leur influence significative sur la probabilité d'être en emploi. Les coefficients estimés sur les autres variables sont très peu modifiés, ce qui suggère que les régressions ne sont pas invalidées par des problèmes de multi-colinéarité. Il faut souligner que la distance est significative en tenant compte de l'effet du diplôme. Les individus sont divisés en deux groupes (baccalauréat et plus d'une part, aucun diplôme jusqu'à CAP, BEP d'autre part) (cf. annexe 2). Comme les différences par âge de distance à la retraite viennent d'une hétérogénéité

Tableau 3
Distance à la retraite et emploi

	<i>Logit 2</i>	<i>Logit 3</i>
Distance à la retraite, en interaction avec l'âge		
Distance à la retraite * Âge = 50	- 0,041	
Distance à la retraite * Âge = 51	- 0,027	
Distance à la retraite * Âge = 52	0,054	
Distance à la retraite * Âge = 53	- 0,023	
Distance à la retraite * Âge = 54	0,009	
Distance à la retraite * Âge = 55	0,009	
Distance à la retraite * Âge = 56	0,013	
Distance à la retraite * Âge = 57	0,103***	
Distance à la retraite * Âge = 58	0,141***	
Distance à la retraite * Âge = 59	0,198***	
Distance à la retraite, en interaction avec l'âge et l'éducation		
Distance à la retraite * Âge = 50 * (Baccalauréat et plus)		- 0,007
Distance à la retraite * Âge = 51 * (Baccalauréat et plus)		- 0,048
Distance à la retraite * Âge = 52 * (Baccalauréat et plus)		0,047
Distance à la retraite * Âge = 53 * (Baccalauréat et plus)		0,003
Distance à la retraite * Âge = 54 * (Baccalauréat et plus)		0,049
Distance à la retraite * Âge = 55 * (Baccalauréat et plus)		0,056
Distance à la retraite * Âge = 56 * (Baccalauréat et plus)		0,075*
Distance à la retraite * Âge = 57 * (Baccalauréat et plus)		0,196***
Distance à la retraite * Âge = 58 * (Baccalauréat et plus)		0,197***
Distance à la retraite * Âge = 59 * (Baccalauréat et plus)		0,248***
Distance à la retraite * Âge = 50 * (Aucun diplôme - CAP BEP)		0,011
Distance à la retraite * Âge = 51 * (Aucun diplôme - CAP BEP)		- 0,055
Distance à la retraite * Âge = 52 * (Aucun diplôme - CAP BEP)		0,049
Distance à la retraite * Âge = 53 * (Aucun diplôme - CAP BEP)		0,028
Distance à la retraite * Âge = 54 * (Aucun diplôme - CAP BEP)		0,090
Distance à la retraite * Âge = 55 * (Aucun diplôme - CAP BEP)		0,116*
Distance à la retraite * Âge = 56 * (Aucun diplôme - CAP BEP)		0,168***
Distance à la retraite * Âge = 57 * (Aucun diplôme - CAP BEP)		0,370***
Distance à la retraite * Âge = 58 * (Aucun diplôme - CAP BEP)		0,377***
Distance à la retraite * Âge = 59 * (Aucun diplôme - CAP BEP)		0,588***

Lecture : la variable dichotomique expliquée est la situation vis-à-vis de l'emploi (1, si la personne est en emploi, 0 si ce n'est pas le cas). Pour ceux qui ont 57 ans, la probabilité d'être en emploi est d'autant plus forte que la distance à la retraite est élevée (coefficient significatif au seuil de 1 %). Pour ceux qui ont 56 ans, et qui le baccalauréat ou plus, la probabilité d'être en emploi est d'autant plus forte que la distance à la retraite est élevée (coefficient significatif au seuil de 10 %). Pour ceux qui ont 55 ans, et qui n'ont aucun diplôme ou le CAP ou BEP, la probabilité d'être en emploi est d'autant plus forte que la distance à la retraite est élevée (coefficient significatif au seuil de 10 %).

* : significatif au seuil de 10 % ; ** significatif au seuil de 5 % ; *** significatif au seuil de 1 %.

Sources : enquêtes Emploi, 1995-2002.

dans les âges d'entrée sur le marché du travail, la significativité de l'effet - distance aurait pu en effet s'expliquer par l'effet du diplôme sur le taux d'emploi en fin de carrière.

Nous introduisons ensuite la distance à la retraite en interaction avec le niveau de diplôme de façon à mesurer l'impact possiblement différencié de la distance à la retraite selon le niveau d'éducation des individus. En effet, la probabilité d'être en emploi pourrait être plus affectée par la distance à la retraite pour les individus les moins éduqués. Pour ces derniers, la distance à la retraite crée un horizon court qui réduit d'autant plus leur probabilité d'être en emploi que l'investissement dans la recherche d'emploi ou la formation en fin de vie est particulièrement coûteux, tandis que la baisse de demande de travail non qualifié augmente les licenciements consécutifs aux restructurations. Par ailleurs, l'introduction de l'interaction de la distance à la retraite par âge avec le niveau d'éducation nous permet de vérifier que, pour chaque niveau d'éducation, la distance à la retraite conserve une influence significative sur la probabilité d'être en emploi.

Les résultats de l'estimation sont reportés dans la dernière colonne du tableau 3 (*Logit 3*). L'effet de la proximité à la retraite, croisée avec chaque âge et le diplôme, sur la probabilité d'être en emploi devient significatif après 56 ans pour les plus diplômés et 55 ans pour les autres. De notre point de vue, cette différence confirme d'une certaine façon l'interaction avec l'éligibilité aux dispositifs de cessation anticipée de l'activité (filères longues d'indemnisation - chômage), puisque les moins diplômés ont plus de chances de satisfaire aux conditions d'éligibilité à 55 ans. Cela suggère la présence d'une interaction forte entre la proximité à la retraite et la générosité des programmes de pré-retraite, chômage et inactivité des travailleurs âgés. Nous retrouvons une croissance des coefficients estimés avec l'âge pour chaque niveau de diplôme. Enfin, pour les individus les moins diplômés, la proximité à la retraite semble bien jouer un rôle particulièrement défavorable sur la probabilité d'être en emploi.

L'influence de la distance à la retraite semble donc apporter de l'information sur la probabilité d'être en emploi. Nous avons utilisé la distance à l'âge du taux plein pour éviter au maximum le problème de la causalité inverse. Finalement, c'est sur l'hétérogénéité des âges d'entrée dans la vie active que repose notre identification de l'effet-distance. On ne peut à ce stade exclure

qu'une partie de cette hétérogénéité soit expliquée par une variable qui affecterait également le taux d'emploi des seniors. Nous pourrions prolonger cette étude par la recherche d'un instrument adéquat. La prise en compte de la conjoncture économique au moment de la fin des études pourrait permettre de mieux identifier l'effet-distance (10).

* *
*

Nous appuyant sur des estimations en coupe sur un panel de pays et sur l'enquête *Emploi* en France, il nous semble bien que l'âge de la retraite, en déterminant l'horizon de fin de vie active, influe sur le taux d'emploi des seniors non encore éligibles au système de retraite. S'il en est ainsi, on comprend pourquoi les pays ayant un âge de départ en retraite relativement reculé présentent des taux d'emplois des 55-59 ans relativement élevés. À un niveau individuel, la distance à la retraite conditionne la probabilité d'être en emploi, au delà de l'effet d'âge proprement dit. Les politiques visant à relever le taux d'emploi des seniors doivent donc tenir compte de l'effet négatif de la distance à la retraite sur le taux d'emploi. L'âge de la retraite introduit une fin de cycle de vie active qui modifie les comportements de recherche d'emploi des travailleurs lorsqu'ils se rapprochent de cet horizon, mais également ceux des entreprises dans leurs recrutements et licenciements. Comme cette date-butoir résulte d'un choix, les particularités des systèmes de retraite, en particulier l'ampleur de leur écart à la neutralité actuarielle, peuvent influencer sur le taux d'emploi bien avant l'âge de la retraite.

Une réforme des retraites qui introduirait de fortes incitations à travailler plus longtemps, et qui irait bien au-delà des 3 % de pensions supplémentaires par année de report au-delà du taux plein, produirait ainsi un double dividende. D'abord, elle inciterait à travailler au-delà de l'année du taux plein mais elle fournirait aussi un puissant motif pour être encore en emploi pour profiter de ces surcotes. Parce qu'elle reposerait sur l'incitation et non sur une contrainte (augmentation de l'âge légal) ou des pénalités (du fait de l'augmentation de la durée de cotisations normale), cette réforme n'aurait que des effets positifs pour des individus libres de choisir de prolonger leur activité. Il en résulterait des fins de carrière plus hétérogènes. En soi,

10. Nous remercions Luc Behaghel pour cette suggestion.

cette diversité des parcours et l'incertitude sur la date de retraite des individus casseraient la norme de la retraite à 60 ans et limiteraient les comportements discriminatoires des entreprises envers les quinquagénaires.

Naturellement, la retraite choisie et incitative ne serait pas suffisante pour restaurer un taux

d'emploi des seniors satisfaisant, susceptible de sauvegarder le système de retraite par répartition. Des conditions de travail en fin de carrière aménagées, une meilleure formation continue devraient également se mettre en place. Mais, là encore, un horizon plus long pour les quinquagénaires permettrait de rendre effectives ces nouvelles pratiques au sein de l'entreprise. □

BIBLIOGRAPHIE

Aubert P., Caroli E. et Roger M. (2004), « New Technologies, Workplace Organisation and the Age Structure of the Workforce: Firm-Level Evidence », *document de travail*, Insee, n°G 2004/07.

Aubert P. et Crépon B. (2004), « La productivité des salariés âgés : une tentative d'estimation », *Économie et Statistique*, n° 368, dossier *Les travailleurs âgés face à l'emploi*, pp. 95-119.

Behaghel L., Crépon B. et Sédillot B. (2004), « Contribution Delalande et transitions sur le marché du travail », *Économie et Statistique*, n° 371, pp. 61-88.

Benitez Silva H. (2003), « Job Search Behavior of Older Americans », *mimeo*, Yale University.

Bettendorf L. et Broer D. (2003), « Lifetime Labor Supply in a Search Model of Unemployment », *mimeo*, Tinbergen Institute Discussion Papers 03-032/2, Tinbergen Institute.

Blanchet D. et Pelé L.-P. (1997), « Social Security and Retirement in France », *NBER Working Paper*, n° 6214, NBER.

Chéron A., Hairault J.-O. et Langot F. (2006), « Older Workers Employment and Policies: A Life-Cycle Approach », *mimeo*, Université Paris-I.

Gruber J. et Wise D. (1997), « Social Security Programs and Retirement Around the World », *NBER Working Paper*, n° 6134, NBER.

Hairault J.-O., Langot F. et Sopraseuth T. (2006), « Le double dividende des politiques incitatives à l'allongement de la durée de vie active », *Revue économique*, vol. 57, n° 3, pp. 449-460.

Mortensen D. et Pissarides C. (1994), « Job Creation and Job Destruction in the Theory of Unemployment », *Review of Economic Studies*, vol. 61, n° 3, pp. 397-415.

Neuman S. et Weiss A. (1995), « On the Effects of Schooling Vintage on Experience-Earnings Profiles: Theory and Evidence », *European Economic Review*, vol. 39, n° 5, pp. 943-955.

OCDE (2003), Labor Market Statistics.

STATISTIQUES DESCRIPTIVES – POPULATION MASCULINE

	Non emploi		Emploi		Total	
	Effectif	%	Effectif	%	Effectif	%
Total	36 039	17,0	175 468	83,0	211 507	100
Nombre d'années avant l'âge du taux plein						
Plus de 10 ans	23 071	13,5	147 757	86,5	170 828	100
6 à 10 ans	4 343	19,1	18 397	80,9	22 740	100
3 à 5 ans	4 047	37,1	6 868	62,9	10 915	100
Moins de 2 ans	4 578	65,2	2 446	34,8	7 024	100
Indicatrice Âge						
Moins de 50 ans	22 817	13,5	145 887	86,5	196 291	100
50	792	15,0	4 492	85,0	168 704	100
51	816	16,3	4 192	83,7	5 008	100
52	888	18,6	3 896	81,4	4 784	100
53	901	20,1	3 572	79,9	4 473	100
54	923	22,2	3 232	77,8	4 155	100
55	1 022	26,4	2 844	73,6	3 866	100
56	1 374	36,0	2 445	64,0	3 819	100
57	1 709	44,4	2 143	55,6	3 852	100
58	2 112	56,3	1 640	43,7	3 752	100
59	2 685	70,5	1 125	29,5	381	100
Diplôme						
Aucun diplôme - CAP, BEP	29 430	19,2	123 883	80,8	153 313	100
Baccalauréat et plus	6 609	11,4	51 585	88,6	58 194	100
Statut marital						
Vit en couple	21 307	13,8	133 099	86,2	154 406	100
Vit seul	14 732	25,8	42 369	74,2	57 101	100
Nombre d'enfants						
Pas d'enfant	16 354	22,8	55 302	77,2	71 656	100
1 ou 2 enfants	14 632	13,4	94 289	86,6	108 921	100
De 3 à 5 enfants	4 628	15,6	25 063	84,4	29 691	100
6 enfants et plus	425	34,3	814	65,7	1 239	100
Taille de la ville						
Région parisienne	4 827	15,6	26 187	84,4	31 014	100
Plus de 200 000	8 178	19,9	3 285	80,1	41 028	100
De 20 000 à 200 000	8 227	19,0	35 071	81,0	43 298	100
Moins de 20 000	6 113	16,4	31 120	83,6	37 233	100
Commune rurale	8 694	14,75	50 240	85,25	58 934	100
Profession et catégorie socioprofessionnelle						
Ouvrier	21 879	19,1	92 437	80,9	114 316	100
Employé	5 482	22,95	18 409	77,05	23 891	100
Profession intermédiaire	5 859	12,85	39 753	87,15	45 612	100
Cadres	2 819	10,2	24 869	89,8	27 688	100
Secteur						
Industrie	10 356	15,0	58 843	85,0	69 199	100
Agriculture	1 239	23,0	4 157	77,0	5 396	100
Construction	6 090	23,6	19 731	76,4	25 821	100
Services	18 354	16,5	92 737	83,5	111 091	100
Nationalité						
Française	32 346	16,4	16 447	83,6	196 816	100
Non française	3 693	25,1	10 998	74,9	14 691	100
Indicatrice temporelle						
1995	5 416	17,5	25 519	82,5	30 935	100
1996	5 484	17,6	25 723	82,4	31 207	100
1997	5 521	18,0	25 139	82,0	30 660	100
1998	5 340	17,5	25 212	82,5	30 552	100
1999	5 528	17,9	25 414	82,1	30 942	100
2000	4 015	15,5	21 929	84,5	25 944	100
2001	4 736	15,1	26 533	84,9	31 269	100
2002	4 952	15,7	26 569	84,3	31 521	100

Sources : enquêtes Emploi, 1995-2002.

COEFFICIENTS ESTIMÉS DES VARIABLES DE CONTRÔLE

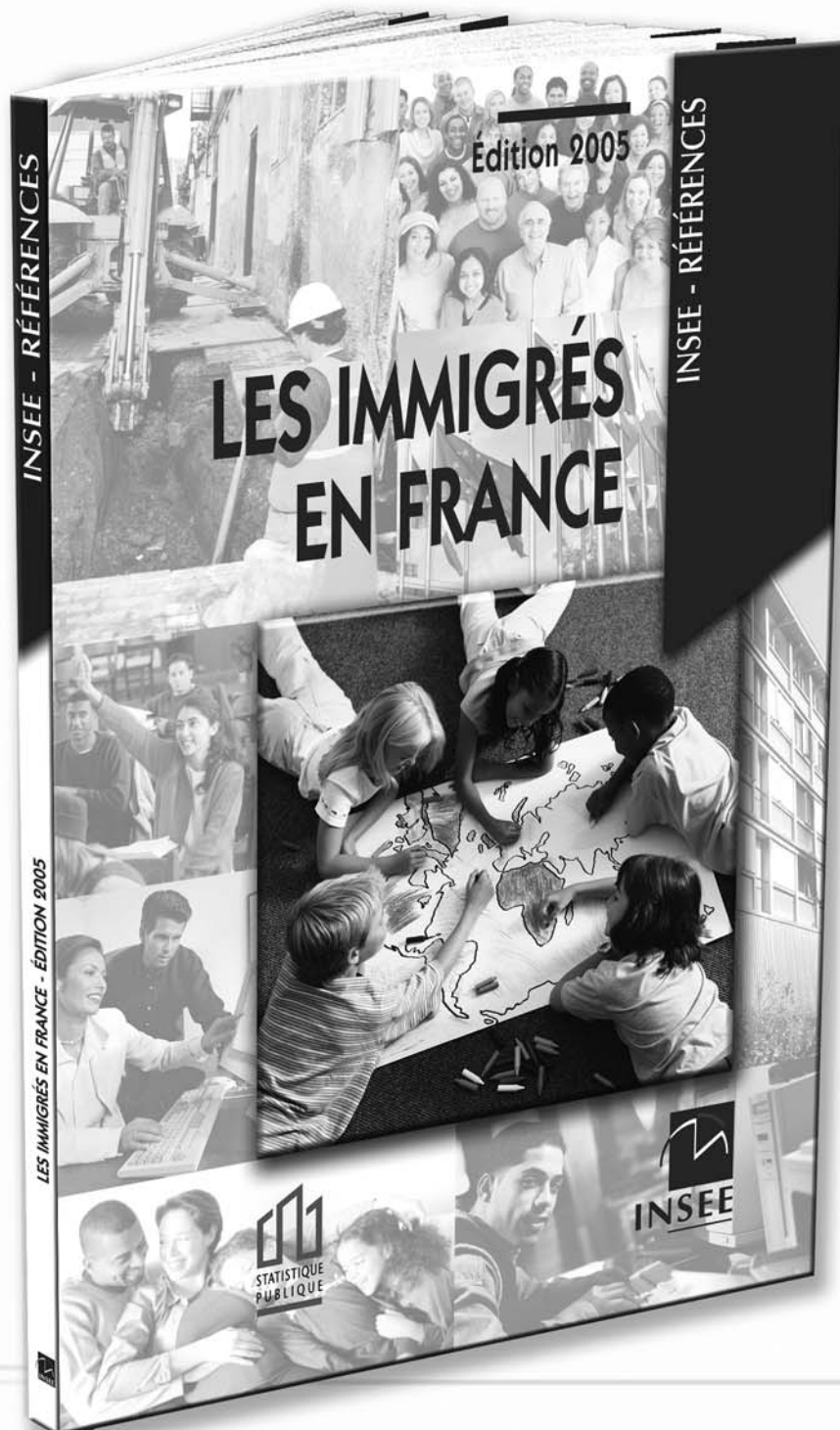
	Logit 1	Logit 2	Logit 3
Âge	0,143***	0,143***	0,142***
Âge au carré	- 0,002***	- 0,002***	- 0,002***
Âge = 50	0,007	0,430	- 0,071
Âge = 51	0,007	0,262	0,504
Âge = 52	- 0,057	- 0,507*	- 0,463
Âge = 53	- 0,100*	0,068	- 0,273
Âge = 54	- 0,197***	- 0,259	- 0,719**
Âge = 55	- 0,376***	- 0,425**	- 0,926***
Âge = 56	- 0,808***	- 0,865***	- 1,438***
Âge = 57	- 1,105***	- 1,442***	- 2,175***
Âge = 58	- 1,610***	- 1,928***	- 2,352***
Âge = 59	- 2,207***	- 2,458***	- 2,806***
Diplôme			
Aucun diplôme - CAP BEP	Réf.	Réf.	Réf.
Baccalauréat et plus	0,326***	0,314***	0,357***
Statut marital			
Vit en couple	Réf.	Réf.	Réf.
Vit seul	- 0,923***	- 0,924***	- 0,923***
Nombre d'enfants			
Pas d'enfant	Réf.	Réf.	Réf.
1 à 2 enfants	0,157***	0,157***	0,159***
3 à 5 enfants	0,001	0,000	0,004
6 enfants et plus	- 0,385***	- 0,385***	- 0,382***
Taille de la ville			
Région parisienne	Réf.	Réf.	Réf.
Plus de 200 000 habitants	- 0,270***	- 0,271***	- 0,268***
20 000 à 200 000 habitants	- 0,159***	- 0,160***	- 0,159***
Moins de 20 000 habitants	0,067**	0,065**	0,069**
Commune rurale	0,170***	0,168***	0,173***
Profession et catégorie socioprofessionnelle			
Ouvrier	Réf.	Réf.	Réf.
Employé	- 0,259***	- 0,259***	- 0,262***
Profession intermédiaire	0,251***	0,253***	0,251***
Cadre	0,422***	0,412***	0,414***
Secteur			
Industrie	Réf.	Réf.	Réf.
Agriculture	- 0,401***	- 0,402***	- 0,404***
Construction	- 0,449***	- 0,449***	- 0,450***
Services	0,170***	0,170***	0,170***
Nationalité			
Française	Réf.	Réf.	Réf.
Non française	- 0,491***	- 0,492***	- 0,494***
Indicatrices temporelles	oui	oui	oui
Constante	- 0,279*	- 0,276*	- 0,271*
Observations	211 507	211 507	211 507

Lecture : la variable dichotomique expliquée est la situation vis-à-vis de l'emploi (1, si la personne est en emploi, 0 si ce n'est pas le cas). Dans tous les cas, par comparaison avec la région parisienne, la probabilité d'être en emploi est plus forte dans les communes rurales (effet dans les trois cas significatif au seuil de 1 %).

* significatif au seuil de 10 % ; ** significatif au seuil de 5 % ; *** significatif au seuil de 1 %.

Sources : enquêtes Emploi, 1995-2002.

Comment vivent les immigrés...



- Des fiches thématiques : la population des immigrés, les flux, l'éducation, la maîtrise de la langue...
- Deux dossiers :
 - Les projets d'études des enfants d'immigrés,
 - Les formes de participation à la vie collective.

En vente dans les librairies,
à l'Insee et sur www.insee.fr

15 € - Collection Références


INSEE

ÂGE OU DISTANCE À LA RETRAITE : QUEL EST LE PRINCIPAL DÉTERMINANT DE L'EMPLOI DES SENIORS ?

Didier Blanchet, Insee, Département des Études Économiques d'Ensemble

La France se caractérise à la fois par un âge relativement précoce d'ouverture des droits à retraite et par l'un des taux d'emploi les plus bas pour les 55-59 ans. Où est la cause et où est l'effet ? Est-ce parce que les seniors y font face à des difficultés d'emploi plus grandes qu'ailleurs qu'elle a dû opter pour un âge de la retraite plus bas que les autres pays ? Ou est-ce au contraire parce que l'âge de la retraite y est plus bas qu'ailleurs que les problèmes de fin de carrière interviennent à des âges également plus précoces, à travers un effet de distance à la retraite : la proximité de cette retraite dissuaderait à la fois les salariés et les employeurs d'investir en vue du maintien dans l'emploi.

Ces deux thèses débouchent sur des recommandations assez opposées quant aux moyens de remonter l'emploi des seniors. La première thèse implique que la remontée de l'âge de la retraite ne peut suffire. Elle relèvera au mieux le taux d'emploi de ceux que l'âge n'exclut pas du marché du travail mais elle laisserait en marge le reste de la population. L'autre thèse suggère que l'action sur l'âge de la retraite pourrait suffire et serait même la seule vraie façon de régler le problème d'emploi des seniors : c'est en décalant le curseur de l'âge normal de liquidation qu'on peut espérer reconstituer un véritable marché du travail pour les plus de 55 ans.

Jean-Olivier Hairault, François Langot et Thepthida Sopraseduth sont assez prudents pour ne pas trancher totalement entre ces deux thèses, mais l'ensemble de leur propos vise quand même à promouvoir la seconde. Quelle est la portée exacte de leur démonstration, quelles conséquences exactes en tirer pour les politiques d'emploi et de retraite ?

Des faits stylisés assez convaincants mais pas inédits

Si l'on se place au niveau macroéconomique, la thèse d'une primauté de l'effet de distance à la retraite par rapport à l'effet de l'âge n'est pas inédite. C'est même une façon assez usuelle de lire les faits stylisés que les auteurs rappellent

en première partie de leur article (cf. par exemple Guillemard, 2003 ; Aubert *et al.*, 2005). C'est notamment un thème classique des comparaisons internationales des voies de transition activité-retraite de dire que, *quel que soit l'âge de la retraite*, il est toujours précédé d'un sas de précarité que les différents pays gèrent de façon plus ou moins protectrice : soit *via* des mécanismes de couverture passive, soit en laissant les assurés supporter eux-mêmes le risque de déclassement ou de chute de revenu en fin de carrière. Tout se passe bien comme si la distance à la retraite importait plus que l'âge lui-même.

La lecture qu'ils font de l'expérience française des années 1980 est également assez usuelle. Avant la quasi-généralisation de la retraite à 60 ans, la France connaissait déjà un problème d'emploi de ses travailleurs âgés qui avait conduit à la mise en place de diverses filières de préretraite mais qui concernaient essentiellement la main-d'œuvre de 60 à 64 ans. Peu de dispositifs portaient sur une main-d'œuvre plus jeune. Dans l'esprit du législateur de 1983, la quasi-généralisation de la possibilité de départ à 60 ans, du moins pour les hommes, devait permettre de résorber définitivement ce problème en transformant les bénéficiaires de la garantie de ressources en titulaires d'une retraite à taux plein. *L'a priori* était donc bien celui d'une inemployabilité plutôt liée à l'âge. La sortie complète de tous ces individus du marché du travail était supposée éliminer le problème.

Or on sait qu'il n'en a rien été : la baisse de l'âge de liquidation effectif à 60 ans s'est au contraire accompagnée, dans les années qui ont suivi, de l'émergence de nouveaux problèmes d'employabilité pour la tranche d'âge des 55-59 ans. Tout s'est donc bien passé comme si le déplacement du curseur de l'âge de la retraite avait eu pour effet de remonter d'un groupe d'âge quinquennal au précédent le problème de gestion des fins de carrière. La prise de conscience de cet effet pervers a d'ailleurs été assez rapide, puisqu'on a rapidement cherché à mieux contrôler l'accès à ces dispositifs. Cette politique de contrôle a eu un succès variable, mais elle a au moins réussi

à stabiliser le taux d'emploi des 55-59 ans, à défaut de le faire remonter.

Un test microéconométrique novateur, mais moins conclusif qu'il n'y paraît

L'intérêt de la démarche des auteurs n'est donc pas dans ce rappel de faits assez connus. Il est d'essayer de conforter leur thèse par un test plus rigoureux. Les faits que l'on vient de citer ne peuvent en effet tenir lieu de preuve. La corrélation par pays en coupe transversale peut très bien résulter d'effets-pays qui affectent simultanément l'emploi et les politiques de retraite. Quant à l'expérience française des années 1980, il ne s'agit que d'une observation unique, ce qui est trop peu pour fonder une loi générale.

Une façon d'aller plus loin aurait pu consister à travailler sur des données par pays en coupes répétées, qui aurait permis de voir si le cas français est conforté par d'autres exemples. Ce n'est pas la voie qu'empruntent les auteurs. Ils en restent au cas français mais ils optent pour le passage au niveau microéconomique. Ils utilisent les données de plusieurs vagues de l'enquête *Emploi* et construisent un indicateur de distance individuelle à l'âge « normal » de la retraite, celui du taux plein. L'accès au taux plein dépendant de l'histoire professionnelle – le nombre de trimestres accumulés jusqu'à l'âge x –, cette distance à l'âge de la retraite présente une variabilité significative à âge donné, qui permet de séparer les effets de l'âge et celui de cette distance à la retraite sur la probabilité d'être en emploi.

Un tel test est effectivement plus rigoureux que la mobilisation de faits stylisés. Le grand nombre de contrôles présents dans la régression nous protège notamment du risque de détermination conjointe par telle ou telle caractéristique individuelle. Par exemple, la corrélation entre faible distance à la retraite et non-emploi ne peut pas tenir au fait que les moins qualifiés sont à la fois davantage exposés au chômage ou à la préretraite et plus nombreux à pouvoir liquider à taux plein dès 60 ans, en raison de débuts de carrière plus précoces. La régression contrôle en effet ce niveau de qualification, comme elle contrôle des effets d'âge, de diplôme, de secteur, etc.

Que donne ce test ? En fait, la conclusion est davantage en demi-teinte que ne pourrait le sug-

gérer une lecture trop rapide de l'article. L'effet de distance à l'âge de la retraite ressort bien. Mais son introduction ne gomme en rien l'effet propre de l'âge qui reste aussi significatif après qu'avant le contrôle de la distance à l'âge de la retraite, comme en témoignent les résultats complets des estimations présentés dans l'annexe 2. En voulant consolider la thèse du primat de l'effet de distance, on l'a donc plutôt relativisée. Que faire alors de ce verre moitié vide-moitié plein ? Faut-il conclure que les deux thèses qu'on citait en introduction sont simultanément valides ? *Quid* alors des conclusions apparemment plus fortes vers lesquelles nous avaient aiguillés les faits stylisés ?

Raccorder les niveaux individuel et collectif ?

Risquons une interprétation de l'écart entre la force d'évidence du message macroéconomique et l'ambivalence du constat microéconométrique. Elle suppose de creuser un peu plus les mécanismes sous-jacents à ces effets de distance à la retraite.

L'approche microéconométrique invite assez naturellement à se centrer sur des mécanismes strictement individuels, et on sent bien que telle est l'orientation des auteurs. À proximité du taux plein, ce sont à la fois l'employeur et ce salarié qui modifient leur comportement, réduisant leurs efforts de maintien ou de réinsertion dans l'emploi. Si le salarié est au chômage, la proximité de la retraite le conduit probablement à limiter son effort de recherche d'emploi. Cette même proximité à la retraite dissuade *a priori* ses employeurs potentiels de l'embaucher, sachant que les coûts fixes de l'insertion dans un nouvel emploi ne pourront être amortis que sur une brève période.

De tels comportements microéconomiques sont renforcés par l'organisation même de la couverture du risque fin de carrière. Lorsqu'il existe une durée précise pour le service de la prestation d'assurance-chômage, il est normal que l'employeur qui cherche à réduire ses effectifs sélectionne en priorité des individus pour qui la distance au taux plein est inférieure à cette durée. Il est très probable que l'effet mis en évidence par les auteurs tient au moins en partie à de telles règles.

Mais on peut également invoquer un canal plus collectif. La distance à l'âge de la retraite *individuel* est une chose. Mais on peut aussi mettre en avant la distance à la *norme sociale* que constitue l'âge moyen ou modal de liquidation qui prévaut à la date courante. L'idée est qu'il y aurait un décalage global des repères d'âge induit par l'abaissement de l'âge de la retraite. Lorsque l'âge de la retraite est de 65 ans, la représentation collective est que c'est à partir de 60 ans que l'employabilité décline. L'abaissement de l'âge de la retraite générerait un décalage collectif de cet effet d'âge : c'est dès 55 ans voire avant que se développe l'idée d'une inadaptation au travail. Ce canal collectif peut d'ailleurs lui aussi tenir à des dispositifs institutionnels. À côté des règles qu'on a mentionnées et qui jouent sur l'effet distance, il existe aussi des règles tenant à l'âge, dont les seuils peuvent se déplacer en fonction des orientations de la politique de la retraite.

Ce canal collectif est aussi plausible que le canal individuel. C'est plutôt lui que mettent en avant les approches plus macrosociologiques du problème de l'employabilité des seniors. Et, vis-à-vis du présent article, il offre une piste intéressante pour réconcilier les faits macroéconomiques stylisés qui suggèrent bien une certaine primauté de l'effet de distance au niveau global et le constat microéconométrique qui montre que cet effet n'empêche pas l'âge de jouer un rôle important au niveau individuel. À un instant donné, la distance individuelle à l'âge *moyen* du départ est en effet mieux mesurée par l'âge tout court que par la distance à l'âge de liquidation individuel, ce qui expliquerait que cet effet d'âge subsiste dans les régressions proposées par les auteurs.

Quelles conclusions de politique économique ?

Quelles sont les conclusions de politique économique à en tirer ? Les auteurs ont-ils raison de mettre en avant le « double dividende » des politiques de remontée de l'âge de la retraite ou d'incitation au départ plus tardif, *i.e.* le fait qu'elles jouent à la fois sur l'âge de liquidation et sur la motivation à rester inséré dans l'emploi jusqu'à un âge élevé ?

Que l'on croie plutôt au canal microéconomique ou plutôt au canal macroéconomique ou macro-

sociologique, leur point de vue est sans doute valide à long terme. Il est d'ailleurs totalement cohérent avec l'idée que, en régime permanent, les déplacements de l'offre de travail sont plus ou moins neutres pour l'équilibre du marché du travail. L'abaissement de l'âge de la retraite a quasiment éliminé le marché du travail pour les 60 ans et plus et en a très fortement réduit le périmètre pour les quinquagénaires, sans avoir d'effet très probant sur le chômage global ou l'emploi des jeunes ; le mouvement inverse devrait bien finir par déboucher sur une reconstruction du marché du travail pour ces tranches d'âge.

Mais la question qu'on peut et doit se poser est celle des délais d'une telle reconstruction. C'est aussi celle des politiques permettant d'accélérer et/ou d'accompagner ce processus de reconstruction.

Le canal par lequel joue l'âge d'ouverture des droits à retraite devient ici plus décisif. Si le canal est uniquement microéconomique et s'il n'y avait pas de contrainte du côté de la demande de travail, on pourrait imaginer que cette reconstitution pourrait être assez rapide : la remontée de l'offre de travail des seniors créerait rapidement sa propre demande. Mais si le problème est plutôt un problème de repères collectifs, et s'il se complique de contraintes sur la demande globale de travail, il est possible que le délai de reconstruction du marché du travail des seniors soit beaucoup plus long que ne l'a été celui de sa déconstruction.

Ce temps peut par ailleurs être très inégal selon les catégories de main-d'œuvre, entre catégories pour qui le maintien dans l'emploi ne posera pas de problèmes majeurs et catégories que l'âge expose à une fragilisation objective. L'action sur les mentalités et sur la demande de travail, l'accompagnement des publics fragiles deviennent alors des auxiliaires indispensables des politiques de remontée de l'âge de la retraite. Telle est d'ailleurs bien, au final, la position médiane à laquelle nous ramène la conclusion des auteurs eux-mêmes. L'idée du primat de la distance à la retraite sur l'âge est intellectuellement séduisante, probablement raisonnable à long terme, mais ne doit pas être interprétée de façon trop mécanique et elle ne permet pas de faire l'impasse sur les politiques qui interviennent en amont de l'âge de la retraite, que ce soit du côté de l'offre ou de la demande.

BIBLIOGRAPHIE

Aubert P., Blanchet D. et Blau D. (2005), « Le marché du travail après 50 ans. Éléments de comparaison franco-américaine », in *l'Économie Française : édition 2005-2006*, Insee/Références.

Guillemard A.-M. (2003), *L'âge de d'emploi : les sociétés à l'épreuve du vieillissement*, Armand Colin, Paris.
