

PEUT-ON EXPLIQUER LE FAIBLE TAUX D'EMPLOI DES SENIORS EN FRANCE ?

Samia Benallah *

Centre d'Études de l'Emploi et Centre d'Économie de Paris-Nord

Cindy Duc *

Centre d'Études de l'Emploi et TEPP (FR 3126 CNRS)

François Legendre *

Centre d'Études de l'Emploi et TEPP (FR 3126 CNRS)

Le faible taux d'emploi des seniors en France pourrait être expliqué par un effet de « distance à la retraite ». En effet, l'horizon court qu'induirait un proche départ à la retraite ne conduirait ni les employeurs ni les salariés à investir suffisamment dans la relation de travail. Dans une étude empirique récente, Hairault et al. (2006) parviennent en effet à relier la probabilité d'être en emploi et la distance à l'âge d'obtention du « taux plein » de la retraite. Nous montrons ici que cet effet de « distance à la retraite » pourrait tout aussi bien retracer un effet de « distance à l'entrée » — c'est-à-dire l'impact négatif de la longueur de la carrière professionnelle sur la probabilité d'occuper un emploi. Avec les données des enquêtes Emploi de l'INSEE utilisées, il semble en effet difficile d'identifier les contributions respectives de la « distance à l'entrée » et de la « distance à la sortie » au faible taux d'emploi des seniors en France.

Mots clés : Emploi des seniors. Distance à la retraite. Durée de carrière.

* Merci à Najat El-Mekkaoui, Frédéric Moatty, Corinne Perraudin, Pierre Ralle et Serge Volkoff pour leurs remarques sur une première version de ce travail.

samia.benallah@mail.enpc.fr

Cindy.Duc@mail.enpc.fr

Francois.Legendre@mail.enpc.fr

Avril 2008

Revue de l'OFCE 105

Face au vieillissement démographique et aux difficultés de financement des retraites qui en découlent, le système de retraite français a fait l'objet de changements importants, allant globalement dans le sens d'une baisse du niveau moyen des pensions et d'un allongement de la durée d'assurance requise. Dans le même temps, les seniors continuent de rencontrer des difficultés à se maintenir en emploi ou à en retrouver un, malgré la limitation du recours aux dispositifs de cessation d'activité. À cet égard, les personnes usées par une longue carrière et/ou par des conditions de travail pénibles et celles en mauvaise santé sont particulièrement vulnérables (Coutrot et Waltisperger, 2005 ; Barnay et Jeger, 2006). Le faible taux d'emploi des seniors menace alors l'efficacité des réformes des retraites : le recul de l'âge de départ à la retraite n'a de sens que si les salariés ont réellement la possibilité de se maintenir en emploi jusqu'au moment de leur retraite. Dans la mesure où cette possibilité de maintien ne concerne que moins de la moitié des salariés, la remontée de ce taux semble donc être un préalable à toutes réformes qui durciraient les conditions d'ouverture d'une retraite sans pénalités.

Le raisonnement contraire est cependant souvent tenu : c'est le faible niveau des incitations financières à poursuivre son activité au-delà de l'âge minimum de départ à la retraite qui explique le faible taux d'emploi des seniors. Comme la relation de travail est une relation de long terme, l'horizon court qu'induirait un proche départ à la retraite ne conduirait ni l'employeur ni le salarié à investir suffisamment dans cette relation parce qu'elle serait, des deux côtés, peu rentable. Les employeurs n'auraient qu'un faible intérêt à engager des coûts de formation pour employer un senior dont la durée d'activité dans l'entreprise est *a priori* faible. De même, les salariés ne seraient guère incités à rester dans l'emploi s'ils doivent consentir des efforts de formation importants ou à retourner dans l'emploi s'ils doivent rencontrer des coûts élevés pour rechercher un travail. Réformer les retraites serait donc un préalable à la remontée du taux d'emploi des seniors. Dans une étude empirique récente, Hairault *et al.* (2006), à partir de données individuelles issues des enquêtes Emploi de l'INSEE, parviennent ainsi à relier la probabilité d'être en emploi et la distance à l'âge d'obtention du « taux plein » de la retraite (« distance à la retraite »).

En reprenant la méthodologie de cette étude, nous montrons qu'il est difficile de trancher entre ces deux thèses (agir sur l'emploi des seniors pour garantir l'avenir des retraites *versus* agir sur l'âge de la retraite pour garantir l'emploi des seniors). L'effet de la « distance à la

retraite » sur l'emploi des seniors (qui alimente la seconde thèse) peut en effet être interprété comme un effet « longueur de la carrière » ou « distance à l'entrée » (qui va dans le sens de la première thèse).

I. Distance à l'entrée et/ou distance à la sortie

Nous considérons la carrière complète d'un individu comme un intervalle de temps dont la durée totale serait notée d_i . La « distance à l'entrée » notée e_i constitue la contrepartie de la « distance à la sortie » notée s_i . Ces trois grandeurs sont bien sûr reliées par l'expression suivante :

$$e_i + s_i = d_i \quad (1)$$

La somme de la « distance à l'entrée » et de la « distance à la sortie » est égale à la durée totale de la carrière de l'individu. Cette expression met en évidence, toutes choses égales par ailleurs, un lien inverse entre la « distance à la sortie » et la « distance à l'entrée » :

$$s_i = d_i - e_i$$

Dans un premier modèle, nous estimons l'effet de la « distance à l'entrée » c'est-à-dire la longueur de la carrière que l'individu a déjà accomplie et dans un second modèle, nous estimons les effets de la distance à la sortie en reprenant la méthodologie mise en avant dans Hairault *et al.* (2006)¹. Nous mobilisons alors les données de 8 enquêtes *Emploi successives* — les enquêtes des années 1995 à 2002 — et nous calculons pour chaque individu les deux distances. La « distance à l'entrée » est alors définie par la différence entre l'âge de l'individu au moment de l'enquête et son âge d'entrée dans la vie active assimilé à l'âge de fin d'études. La « distance à la sortie » est calculée en partant de l'âge d'entrée dans la vie active et de la législation en matière de durée d'assurance par génération.

L'étude se limite aux hommes pour que ces calculs soient fiables. En effet, les femmes sont nombreuses à s'arrêter pour s'occuper de leurs enfants et il serait hasardeux de déduire de l'âge d'une femme et de son âge de fin d'études sa « distance à la sortie ». Par contre, pour les hommes, il n'est pas déraisonnable de supposer que l'âge du « taux plein » soit convenablement approximé à partir de l'âge de fin d'études et de la génération.

1. Nous ne sommes pas parvenus à répliquer exactement leurs résultats : nous disposons notamment d'un plus grand nombre d'observations, peut-être parce que nous avons retraité les observations qui comportaient des données manquantes.

Dans un premier temps, comme Hairault *et al.* (2006) nous considérons que les individus ne peuvent effectivement liquider leurs droits qu'entre 60 et 65 ans. L'âge du taux plein de cette « distance à la sortie », appelée « distance à la retraite » par les auteurs est donc borné entre ces deux âges. Dans un second temps, nous levons cette limitation et considérons non plus la « distance à la retraite » mais la « distance au taux plein », c'est-à-dire le nombre d'années durant lesquelles l'individu doit encore cotiser avant d'atteindre le taux plein, indépendamment de l'âge auquel il pourra faire valoir ses droits à la retraite.

Nous utilisons une régression *logistique* où figurent les déterminants individuels habituels de l'emploi — âge, statut marital, nombre d'enfants, qualification, etc. — pour les hommes du secteur privé âgés de 50 à 59 ans (voir le tableau en annexe pour la liste de ces variables). Nous testons la robustesse de nos résultats dans les modèles (2), (4) et (5) en contrôlant nos estimations d'un effet génération ainsi qu'en distinguant les diplômés de façon plus détaillée.

D'un côté, l'effet de l'âge en lui-même est introduit dans la régression sous la forme de variables indicatrices qui retracent, à partir de 51 ans, l'âge annuel : 51 ans, 52 ans, . . . , 58 ans et 59 ans. La notation, par exemple, « Âge = 51 » désigne la variable indicatrice qui repère les individus, dans l'échantillon, âgés de 51 ans. D'un autre côté, l'effet de la « distance à l'entrée » est introduit en différenciant son impact selon l'âge de l'individu. La notation « *Dist. Entrée Age = 50* » désigne l'effet de la « distance à l'entrée » pour les individus âgés de 50 ans.

On voit ainsi que cet effet est négatif quelque soit l'âge de l'individu. Le très faible taux d'emploi des seniors est alors expliqué par un effet de « distance à l'entrée », croisé avec l'âge, révélant que la baisse de l'employabilité serait ainsi liée à la longueur de la carrière.

Les résultats obtenus sont robustes à l'ajout des variables de contrôle mentionnées ci-dessus.

Dans les colonnes (3) et (4) nous retrouvons les résultats de Hairault *et al.* (2006) selon lesquels la probabilité d'être en emploi est significativement affectée par la « distance à la retraite ». Quand la « distance à la retraite » diminue, la probabilité d'être en emploi diminue elle aussi très significativement. Le lien s'affermite avec l'âge puisque plus l'âge augmente et plus cet effet de « distance à la retraite » contribue à expliquer la probabilité d'être en non-emploi.

Les modèles des colonnes (1) à (4) fournissent des explications assez différentes. Prenons un homme âgé de 59 ans. Dans le modèle des colonnes (3) et (4), un individu qui a commencé à travailler à 15 ans et un individu à 16 ans ont tous les deux la même probabilité

PEUT-ON EXPLIQUER LE FAIBLE TAUX D'EMPLOI DES SENIORS EN FRANCE ? ■

d'occuper un emploi. En effet, leur distance à la retraite est la même : elle est égale à une année puisqu'ils vont bénéficier tous les deux du « taux plein » à 60 ans. Par contre, des individus qui ont commencé à travailler, par exemple, à 21 et à 22 ans, auront des probabilités différentes puisque leur « distance à la retraite » est, respectivement, de 2 et 3 ans — en supposant que ces individus appartiennent à la génération de 1943 pour laquelle la durée d'assurance pour le « taux plein » est de 40 ans.

Dans le modèle des colonnes (1) et (2), nos quatre individus auront tous des probabilités différentes d'être en emploi : ils ont chacun une « distance à l'entrée » spécifique. Dans ce modèle, nous mettons alors en évidence plus particulièrement un effet « carrière longue » qui pèse sur l'employabilité des individus qui ont commencé à travailler très jeunes. Cette explication est alors en mesure de justifier des mesures spécifiques pour les salariés peu qualifiés qui ont débuté très jeunes leur carrière.

Par ailleurs, la colonne (5) rapporte les résultats d'un modèle qui fait intervenir à la place de la « distance à la retraite » la « distance au taux plein ». Cette spécification met en évidence qu'il apparaît difficile de trancher entre les effets de la « distance à l'entrée » et « la distance à la sortie ». L'effet de la « distance à la sortie » pourrait donc rendre compte d'un lien négatif entre la durée de la carrière d'ores et déjà accomplie et la probabilité d'être en emploi.

Enfin, l'effet de l'âge sur la probabilité d'être en emploi reste toujours très fort, quelle que soit la distance considérée. Qu'il s'agisse d'un comportement discriminatoire de la part des employeurs ou d'un arbitrage rationnel (productivité déclinante et salaires croissants avec l'âge), l'âge semble donc être à lui seul un facteur déterminant de la situation sur le marché du travail (Berton 2007).

1. Cinq modèles *logit* pour expliquer le taux d'emploi des hommes

Variables	Distance				
	à l'entrée		à la retraite		au taux plein
	1	2	3	4	5
Référence : Age = 50					
Age = 51	0.721 (0.742)	0.696 (0.745)	-0.663 (0.563)	-0.660 (0.565)	-0.160 (0.146)
Age = 52	-0.998 (0.752)	-1.056 (0.756)	-0.067 (0.539)	-0.069 (0.542)	-0.035 (0.144)
Age = 53	-0.594 (0.801)	-0.674 (0.805)	-0.542 (0.536)	-0.557 (0.540)	-0.317** (0.143)
Age = 54	-0.869 (0.819)	-1.001 (0.823)	-0.887* (0.521)	-0.902* (0.527)	-0.506*** (0.143)
Age = 55	-1.891** (0.808)	-2.115*** (0.813)	-1.191** (0.493)	-1.215** (0.500)	-1.124*** (0.144)
Age = 56	-2.865*** (0.793)	-3.150*** (0.798)	-1.723*** (0.475)	-1.745*** (0.485)	-1.705*** (0.150)
Age = 57	-1.893** (0.825)	-2.188*** (0.831)	-2.537*** (0.467)	-2.571*** (0.482)	-2.236*** (0.160)
Age = 58	-2.997*** (0.824)	-3.327*** (0.831)	-3.159*** (0.459)	-3.249*** (0.479)	-3.208*** (0.174)
Age = 59	-2.916*** (0.865)	-3.313*** (0.875)	-3.371*** (0.457)	-3.485*** (0.482)	-3.665*** (0.193)
Dist. Sortie Age					
Age = 50			0.135*** (0.045)	0.131*** (0.047)	
Age = 51			0.212*** (0.047)	0.207*** (0.049)	
Age = 52			0.138*** (0.044)	0.133*** (0.046)	
Age = 53			0.187*** (0.046)	0.183*** (0.048)	
Age = 54			0.234*** (0.049)	0.229*** (0.051)	
Age = 55			0.204*** (0.046)	0.198*** (0.048)	
Age = 56			0.232*** (0.044)	0.223*** (0.046)	
Age = 57			0.381*** (0.048)	0.372*** (0.050)	
Age = 58			0.372*** (0.047)	0.368*** (0.050)	
Age = 59			0.401*** (0.050)	0.391*** (0.053)	

* significatif au seuil de 10 % ; ** significatif au seuil de 5 % ; *** significatif au seuil de 1 %.
Les modèles incluent d'autres variables explicatives dont les valeurs des coefficients sont reportées dans le tableau A en annexe.

Champ : Hommes âgés de 50 à 59 ans hors secteur public.

Variable expliquée : $y_i = 1$ si l'individu i occupe un emploi, $y_i = 0$ sinon.

Méthode d'estimation : maximum de vraisemblance avec effets aléatoires individuels.

PEUT-ON EXPLIQUER LE FAIBLE TAUX D'EMPLOI DES SENIORS EN FRANCE ? ■

1bis. Cinq modèles *logit* pour expliquer le taux d'emploi des hommes

Variables	Distance				
	à l'entrée		à la retraite		au taux plein
	1	2	3	4	5
Dist. Entrée Age = 50					
Age = 50	-0.091*** (0.017)	-0.068*** (0.018)			
Age = 51	-0.112*** (0.017)	-0.089*** (0.018)			
Age = 52	-0.067*** (0.016)	-0.043** (0.017)			
Age = 53	-0.083*** (0.017)	-0.060*** (0.018)			
Age = 54	-0.080*** (0.017)	-0.056*** (0.018)			
Age = 55	-0.069*** (0.017)	-0.043** (0.017)			
Age = 56	-0.059*** (0.016)	-0.032* (0.017)			
Age = 57	-0.096*** (0.016)	-0.069*** (0.017)			
Age = 58	-0.092*** (0.016)	-0.065*** (0.017)			
Age = 59	-0.105*** (0.017)	-0.077*** (0.018)			
Dist. Taux Plein					
Age = 50					0.070*** (0.020)
Age = 51					0.095*** (0.020)
Age = 52					0.038** (0.019)
Age = 53					0.056*** (0.019)
Age = 54					0.055*** (0.020)
Age = 55					0.041** (0.019)
Age = 56					0.027 (0.018)
Age = 57					0.062*** (0.018)
Age = 58					0.063*** (0.018)
Age = 59					0.074*** (0.019)
Constante	6.095*** (0.601)	5.437*** (0.645)	1.661*** (0.457)	1.936*** (0.497)	2.807*** (0.208)
Nb. d'observations	51 509	51 509	51 509	51 509	51 509
Nb.d'individus	28 087	28 087	28 087	28 087	28 087
Chi 2	7 304.49	7 352.99	7 362.58	7 417.83	7 352.16
Log Likelihood	-23 105.85	-23 060.85	-23 071.69	-23 024.02	-23 064.72

Sources : Enquêtes Emploi de l'INSEE de 1995 à 2002 et calculs des auteurs.

2. Deux séries d'explications à l'effet de « distance à l'entrée »

Notre expérimentation économétrique nous permet d'interpréter d'une façon différente les résultats obtenus par Hairault et al. (2006). Pour autant, notre expérimentation n'invalide pas la proposition selon laquelle le faible taux d'emploi des seniors pourrait être en partie expliqué par de trop faibles incitations financières à l'emploi, du côté de l'offre de travail. Il reste, en effet, à interpréter l'impact négatif de la « distance à l'entrée » sur la probabilité d'être en emploi pour les individus.

Cet impact négatif pourrait provenir d'un affaiblissement de la demande de travail. La longueur de la carrière pourrait ainsi contribuer à la dégradation des qualités intrinsèques des travailleurs vieillissants (état de santé détérioré, usure physique). Ces derniers pourraient alors souffrir d'une obsolescence spécifique de leur capital humain, d'un affaiblissement de leurs capacités productives, d'une moindre aptitude à l'apprentissage, etc. Ces explications sont souvent difficiles à démontrer et doivent être tempérées en prenant en compte, par exemple, l'importance de l'expérience dans les sources de la performance, les artéfacts statistiques qui conduisent à imputer à la main-d'œuvre âgée un faible niveau de productivité (Aubert et Crépon, 2004) ou, encore, de la plus grande proportion de salariés seniors dans les secteurs d'activité en déclin.

Nous pourrions également mettre en avant les effets de sélection, de report et de déclassement qui résultent du fonctionnement du marché du travail dans un contexte de pénurie globale d'emploi. Cette seconde série d'explications s'oppose à la première non pas en niant que la main-d'œuvre vieillissante serait, de manière spécifique, moins employable mais en soulignant que cette moindre employabilité n'est que relative et qu'elle ne constitue pas nécessairement l'explication première du faible taux d'emploi des seniors. Un employeur préfère, s'il ne doit employer qu'un seul ouvrier, recruter quelqu'un de 40 ans plutôt que quelqu'un de 55 ans. Il se peut, en revanche, qu'il soit conduit à recruter un ouvrier de 40 ans et un ouvrier de 55 ans s'il doit employer deux salariés.

Il est bien sûr particulièrement difficile de discriminer entre les deux séries d'explications.

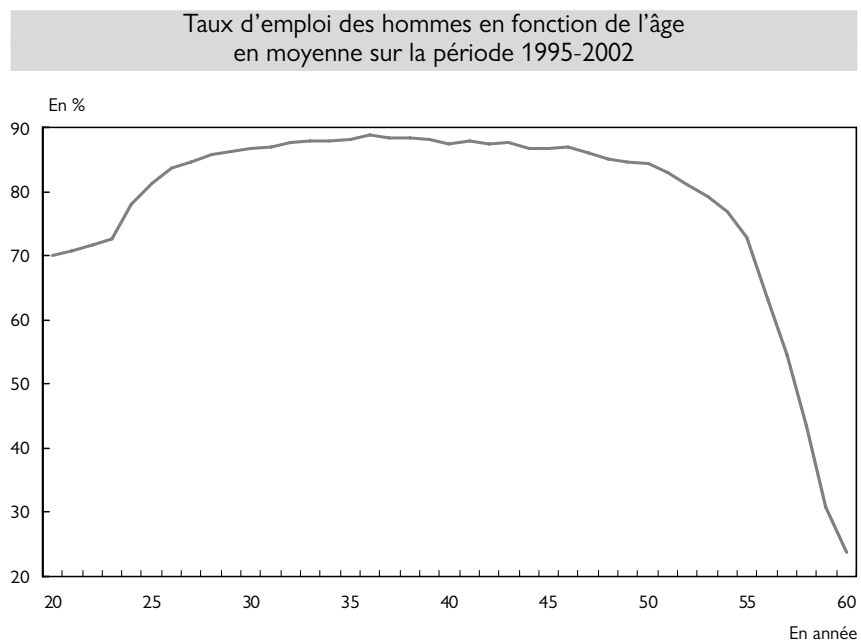
Le même constat — un faible taux d'emploi des seniors — renvoie à deux causes premières assez différentes. D'une part, ce faible taux peut provenir de la seule manière dont fonctionne le marché du travail — comme dans l'explication par la « distance à la retraite ». D'autre part, ce faible taux peut révéler une pénurie globale d'emploi et une vulnérabilité particulière des travailleurs vieillissants.

PEUT-ON EXPLIQUER LE FAIBLE TAUX D'EMPLOI DES SENIORS EN FRANCE ? ■

Les évolutions agrégées ne permettent pas de privilégier l'une des deux séries d'explication.

Sur la courbe du graphique ci-dessous construite à partir des enquêtes Emploi de l'INSEE, nous constatons bien que le taux d'emploi des hommes s'effondre après 55 ans, bien avant 60 ans, l'âge auquel la grande majorité des hommes pouvaient, à la fin des années 1990 et au début des années 2000, partir à la retraite en bénéficiant du « taux plein » du régime général de l'Assurance vieillesse.

L'employabilité des seniors pose donc bien problème en France, mais aussi plus généralement dans la plupart des pays développés². On pourrait donc retenir de cette courbe que la question de l'employabilité des seniors semble revêtir une dimension structurelle, révélant en cela un fonctionnement déficient du marché du travail.



Champ : Hommes âgés de 20 à 60 ans au moment de l'enquête.

Lecture : Le taux d'emploi des hommes âgés de 20 ans, en moyenne de 1995 à 2002, est égal à 70 %.

Source : Calculs des auteurs à partir des enquêtes Emploi 1995-2002, INSEE.

2. Blanchet (2006) souligne : « 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 ».

Si l'on se rapporte aux chiffres du tableau 2, on voit cependant que le taux d'emploi des hommes les plus âgés présente une plus forte sensibilité à la conjoncture que le taux d'emploi des autres hommes. La conjoncture sur le marché du travail était encore particulièrement dégradée en 1995, avec un taux de chômage d'ensemble supérieur à 11 %. En revanche, en 2002, le taux de chômage était de l'ordre de 9 %. Pour les hommes de la tranche d'âge 57-59 ans, le taux d'emploi en 2002 comparé à 1995 est plus élevé de 6 points de pourcentage. Par contre, pour la tranche d'âge 25-56 ans, l'écart n'est que de 2 points. La question de l'employabilité des seniors incorpore ainsi une forte dimension conjoncturelle, ce qui constituerait une manifestation amplifiée de la plus ou moins grande pénurie d'emploi.

2. Taux d'emploi des hommes pour deux tranches d'âge en 1995 et en 2002

En %

Tranche d'âge	25 ans — 56 ans	57 ans — 59 ans
1995	84	38
1996	84	39
1997	84	40
1998	84	39
1999	84	36
2000	85	39
2001	87	38
2002	86	44

Source : Enquêtes Emploi de 1995 et de 2002, INSEE.

L'effet « distance à l'entrée » pourrait aussi retracer un affaiblissement de l'offre de travail. En effet, une « distance à l'entrée » longue a conditionné en France, bien souvent, l'éligibilité aux dispositifs publics de retrait anticipé du marché du travail. Il n'est notamment pas possible d'écarter l'explication suivante. Dans un premier temps, face aux difficultés d'emploi que les seniors rencontraient, un certain nombre de dispositifs de retrait du marché du travail ont été mis en place à leur destination, comme les préretraites (qu'elles soient financées par le fonds national de l'emploi ou par l'UNEDIC) ou les dispenses de recherche d'emploi. Dans un second temps, ces dispositifs, en décourageant l'offre de travail, pourraient contribuer au faible taux d'emploi des travailleurs âgés. En quelque sorte, la causalité de la relation, au fil du temps, s'inverse : tout d'abord, le faible taux d'emploi est la cause de ces dispositifs, ensuite, ces dispositifs sont la cause du faible taux d'emploi. Cahuc (2005) plaide ainsi en ce sens : « Cette situation [le faible taux d'emploi des seniors] résulte en grande partie de la mise en place de politiques publiques [. . .] ».

PEUT-ON EXPLIQUER LE FAIBLE TAUX D'EMPLOI DES SENIORS EN FRANCE ? ■

Pour tester cette proposition, nous avons cherché à repérer les individus, dans l'échantillon, qui pouvaient être éligibles à l'ARPE — l'Allocation de remplacement pour l'emploi, un dispositif de préretraite financé par l'ASSEDIC. En effet, l'éligibilité à l'ARPE est notamment conditionnée par une durée minimale de cotisation à l'Assurance vieillesse. Notre « distance à l'entrée » pourrait ainsi retracer l'affaiblissement, pour les seniors éligibles à ce dispositif, des incitations financières au travail. Nous avons construit une variable indicatrice pour repérer tous les individus éligibles à l'ARPE, en prenant en compte l'année³, l'âge et la durée de cotisation requise.

Nous ne parvenons cependant pas à mettre en évidence un effet statistiquement significatif de cette variable sur le taux d'emploi. Ceci pourrait aussi provenir de ce que nous ne sommes pas capables de repérer une composante importante de la condition d'éligibilité à ce dispositif : l'employeur doit réembaucher un autre salarié au moins trois mois après le départ du bénéficiaire de l'ARPE.

Nous avons aussi cherché à évaluer l'effet de la Dispense de Recherche d'Emploi (DRE) en mettant en œuvre une procédure comparable. Nous construisons une variable indicatrice qui repère les individus qui pourraient bénéficier de ce dispositif. Là encore, cette variable n'est pas statistiquement significative. Nous ne parvenons pas ainsi à montrer que le faible taux d'emploi des hommes seniors aurait pour origine un affaiblissement des incitations financières à l'offre de travail.

3. Conclusion

En mettant en évidence un effet de « distance à la retraite » sur le taux d'emploi des seniors, Hairault *et al.* (2006) alimentent la thèse selon laquelle le recul de l'âge qui donne le droit à une retraite au « taux plein » est un moyen de relever le taux d'emploi des seniors. Nous montrons qu'il est particulièrement difficile de discriminer entre un effet de « distance à la sortie » et son contraire, un effet de « distance à l'entrée ». Nous montrons par exemple que la probabilité, pour un senior, d'être en emploi est d'autant plus faible que celui-ci a commencé tôt sa carrière professionnelle. La proposition selon laquelle l'augmentation du taux d'emploi constituerait un préalable au relèvement de l'âge de départ à la retraite ne peut donc pas être invalidée par nos expérimentations économétriques.

3. Les conditions d'attribution de l'ARPE ont varié au fil des accords entre les partenaires sociaux ; en outre, le dispositif est entré en extinction à partir de 2002.

Références bibliographiques

- AUBERT P. et B CRÉPON, 2005 : « La productivité des salariés âgés : une tentative d'estimation », *Économie et Statistique*, n° 368, pp. 95-119.
- BARNAY T. et F. JEGER, 2006 : « Quels dispositifs de cessation d'activité pour les personnes en mauvaise santé ? », *Questions d'Économie de la Santé*, n° 108, p. 8.
- BERTON F., 2007 : « Les salariés de plus de 50 ans : comportement rationnel ou discriminatoire des employeurs ? », *Retraite et Société*, n° 51, pp. 127-146.
- BLANCHET D., 2006 : « Âge ou distance à la retraite : quel est le principal déterminant de l'emploi des seniors ? », *Économie et Statistique*, n° 397, pp. 65-68.
- CAHUC P., 2005 : « Le difficile retour en emploi des seniors », *Revue Française d'Économie*, Vol. XX, pp. 3-56.
- COUTROT T. et D. Waltisperger, 2005 : « L'emploi des seniors souvent fragilisé par des problèmes de santé », *Premières Synthèses*, n° 08.1, p 4.
- HAIRAUT J.-O., F. LANGOT et T. SOPRASEUTH, 2006 : « Les effets à rebours de l'âge de la retraite sur le taux d'emploi des seniors », *Économie et statistique*, n° 397.

PEUT-ON EXPLIQUER LE FAIBLE TAUX D'EMPLOI DES SENIORS EN FRANCE ? ■

ANNEXE

Variables de contrôle					
Variables	Distance				
	à l'entrée		à la retraite		au taux plein
	1	2	3	4	5
<i>Référence : Sans diplôme</i>					
Diplôme	- 0.005 (0.072)		0.054 (0.066)		
Diplôme Supérieur BAC + 2		0.608*** (0.130)		0.348*** (0.125)	0.677*** (0.130)
BAC / Brevet		- 0.125 (0.116)		- 0.097 (0.106)	- 0.105 (0.118)
CAP / BEP		0.175* (0.090)		0.331*** (0.082)	0.186** (0.092)
BEPC		0.286*** (0.051)		0.373*** (0.049)	0.289*** (0.052)
		- 0.139 (0.094)		- 0.010 (0.091)	- 0.133 (0.095)
<i>Référence : non célibataire</i>					
Célibataire	- 1.099*** (0.053)	- 1.086*** (0.053)	- 1.121*** (0.053)	- 1.098*** (0.053)	- 1.084*** (0.053)
<i>Référence Sans enfants</i>					
1-2 enfants	0.472*** (0.042)	0.475*** (0.042)	0.461*** (0.042)	0.468*** (0.042)	0.475*** (0.042)
3-5 enfants	0.027 (0.080)	0.036 (0.080)	0.007 (0.080)	0.030 (0.080)	0.038 (0.080)
6 enfants et plus	- 0.200 (0.199)	- 0.175 (0.200)	- 0.221 (0.200)	- 0.176 (0.200)	- 0.175 (0.200)
<i>Référence : Agglomération Parisienne</i>					
Plus de 200 000 hbt.	- 0.608*** (0.068)	- 0.613*** (0.068)	- 0.605*** (0.068)	- 0.613*** (0.068)	- 0.612*** (0.068)
De 20 000 à 200 000 hbt.	- 0.576*** (0.068)	- 0.580*** (0.068)	- 0.572*** (0.068)	- 0.580*** (0.068)	- 0.578*** (0.068)
Moins de 20 000 hbt.	- 0.554*** (0.071)	- 0.554*** (0.072)	- 0.553*** (0.072)	- 0.554*** (0.072)	- 0.553*** (0.072)
Commune Rurale	- 0.457*** (0.067)	- 0.459*** (0.067)	- 0.460*** (0.067)	- 0.460*** (0.067)	- 0.458*** (0.067)
<i>Référence : Ouvriers</i>					
Employés	- 0.882*** (0.067)	- 0.860*** (0.068)	- 0.827*** (0.067)	- 0.835*** (0.068)	- 0.860*** (0.068)
Profession intermédiaire	0.244*** (0.052)	0.264*** (0.054)	0.337*** (0.052)	0.299*** (0.053)	0.265*** (0.054)
Cadres	0.903*** (0.070)	0.866*** (0.072)	0.951*** (0.069)	0.904*** (0.072)	0.868*** (0.072)
<i>Référence : Industrie</i>					
Agriculture	- 0.349*** (0.127)	- 0.321** (0.127)	- 0.384*** (0.127)	- 0.335*** (0.127)	- 0.319** (0.127)
Construction	- 0.372*** (0.062)	- 0.370*** (0.062)	- 0.392*** (0.062)	- 0.379*** (0.062)	- 0.370*** (0.062)
Services	- 0.263*** (0.044)	- 0.250*** (0.044)	- 0.269*** (0.044)	- 0.252*** (0.044)	- 0.247*** (0.044)

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

Champ : Hommes âgés de 50 à 59 ans hors secteur public.

Variable expliquée : $y_i = 1$ si l'individu i occupe un emploi, $y_i = 0$ sinon.

Méthode d'estimation : maximum de vraisemblance avec effets aléatoires individuels.

Sources :

