

Le double dividende des incitations à la prolongation d'activité

Jean-Olivier Hairault

EUREQua, U. de Paris 1 & Cepremap & IUF & IZA

François Langot*

GAINS, U. du Maine & Cepremap

Thepthida Sopraseuth

EPEE, U. d'Evry & Cepremap

Décembre 2004

Rapport de contrat finalisé 2004 pour le CGP

*Adresse : Cepremap, 142 rue du Chevaleret, 75013 Paris, France. e-mail : flangot@univ-lemans.fr.

Résumé

Comment assurer la pérennité de notre système de retraite par l’allongement de la vie active lorsque moins d’un salarié sur deux réussit aujourd’hui à prendre sa retraite sans passer préalablement par l’inactivité ou le chômage ? Nous montrons dans ce document qu’une partie du problème de l’inactivité des travailleurs âgés avant 60 ans se trouve justement dans la faible incitation à travailler au-delà de l’âge normal de la retraite déterminé par l’âge du “taux plein”. Au niveau international, le taux d’emploi des 55-59 ans semble ainsi positivement corrélé avec l’âge de retraite effectif. Sur données individuelles, nous mettons en évidence également que la probabilité d’être en emploi dépend significativement de la distance par rapport à l’âge du taux plein de la retraite. Un modèle de cycle de vie permet ensuite de montrer simplement que l’âge de la retraite introduit une fin de cycle de vie active qui modifie fondamentalement les comportements de recherche d’emploi lorsque les agents se rapprochent de cet horizon. Comme cette date-butoir résulte d’un choix, les particularités des systèmes de retraite, en particulier leur degré de neutralité actuarielle, peuvent influencer sur le taux d’emploi bien avant l’âge de la retraite. Un modèle, calibré sur l’économie française, révèle qu’une réforme visant à allonger la durée d’activité par la mise en place de surcotes au-delà du taux plein présente effectivement un double dividende : le premier est d’augmenter la durée de vie active des travailleurs ; le deuxième est d’augmenter le nombre de personnes en situation de prolonger leur activité en faisant diminuer le taux d’inactivité avant l’âge du taux plein. Un système de retraite se rapprochant de la neutralité actuarielle permet d’augmenter la valeur d’être en emploi avant le taux plein, les inactifs à partir de cet âge devant partir à la retraite sans pouvoir bénéficier des surcotes.

Table des matières

1	Introduction	3
2	Les estimations économétriques	6
2.1	Une analyse sur données macroéconomiques sur un panel de pays de l'OCDE	6
2.2	Une analyse sur données microéconomiques sur un panel de ménages français	9
3	Modéliser les interactions entre emploi, non-emploi et retraite	16
3.1	Le cycle de vie	18
3.2	Le cas sans incitations financières au prolongement de l'activité	19
3.3	Impact de l'incitation à la prolongation de l'activité	22
4	Une évaluation quantitative des politiques d'incitation au prolongement de l'activité	24
4.1	Dynamique de la population et opportunités d'emploi	25
4.2	Comportement et choix optimaux d'occupation	28
4.3	Les taux de chômage d'équilibre	29
4.4	Distributions des salaires d'équilibre	31
4.5	Résultats quantitatifs	32
4.5.1	Calibration	32
4.5.2	L'économie de référence	34
4.5.3	L'introduction d'incitations au prolongement de l'activité	37
5	Conclusion	41

1 Introduction

L'augmentation de l'espérance de vie pose avec acuité le problème de la pérennité de notre système de retraite par répartition. Face à ce choc démographique, il est bien connu que trois réponses sont envisageables : l'augmentation des taux de cotisation sur les actifs, la diminution de la générosité des pensions versées aux retraités et l'allongement de la durée de vie active.

La réforme Fillon a choisi de privilégier l'allongement de la durée de vie active, en augmentant la durée de cotisation nécessaire pour avoir un taux plein et en instituant une surcote incitative de 3% sur la pension de base par année de report de l'âge de la retraite. Le principal argument contre cette stratégie est de souligner que moins d'un salarié sur deux réussit aujourd'hui à prendre sa retraite sans passer préalablement par l'inactivité ou le chômage. Le taux d'emploi très faible après 55 ans en France serait une limite importante à la stratégie de recul de l'âge de la retraite. Une telle politique reviendrait à baisser le taux de remplacement au niveau macroéconomique, car, au moins la moitié de la population, nécessairement plus si l'on recule l'âge de la retraite selon certains, serait obligée de partir avant la durée de cotisations minimale pour atteindre le taux plein de la retraite.

La France connaît en effet un taux d'activité des travailleurs entre 55 et 59 ans dramatiquement faible. Il n'atteint que 59% alors qu'il est de 65% en Allemagne, de 70% aux Etats-Unis, de 76,3% au Japon et même de 82% en Suède (OCDE, 2000). Depuis les années 70, nous facilitons le départ des seniors du marché du travail, par le système des pré-retraites d'abord, puis par des dispositifs de dispense de recherche d'emploi. 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. Toutefois, on peut également penser que ces dispositifs ne font que répondre à une demande conjointe des employeurs et des employés. Les entreprises licencient en priorité les seniors, préfèrent embaucher des travailleurs plus jeunes et proposent moins de formation à leurs travailleurs âgés. Le progrès technique, qui rend obsolètes les compétences, et la progression des salaires à l'ancienneté pourraient expliquer cette situation.

Et si une partie des problèmes des seniors venaient simplement du fait que la fin de vie active crée en elle-même un horizon court, qui rend 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 expliquerait le taux d'activité faible 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 exactement identique, 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? Le problème n'est pas tant la générosité de l'allocation d'inactivité que la faible valeur de l'emploi compte tenu de la forte taxation à la prolongation d'activité due au système de retraite, très éloigné de la neutralité actuarielle. Au-delà des explications traditionnelles de l'inactivité des seniors, nous pensons que la distance relativement à l'âge du taux plein, qui détermine de façon certaine un horizon court, compte tenu de la taxe à la prolongation d'activité de notre système de retraite, est un facteur explicatif important. Si ce point peut 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 constitue pas une limite, mais elles sont en mesure de contribuer à l'augmentation de l'emploi des seniors. Inciter à travailler plus longtemps augmente le taux d'emploi grâce à l'allongement de la vie active de ceux qui ont toujours été en emploi, mais également elle favorise le retour en emploi des seniors qui ont été licenciés en fin de vie active, par stimulation à la fois de la demande et de l'offre de travail.

Notre travail présente deux parties distinctes. La première s'efforce de donner des éléments empiriques en faveur de notre thèse : la distance à la retraite est-elle un facteur explicatif du taux d'emploi des seniors? Nous présentons deux séries d'estimations. La première consiste à montrer que le taux d'emploi des 55-59 ans est positivement corrélé avec l'âge de retraite effectif au niveau international. Plus ce dernier est éloigné, plus le taux d'emploi est élevé. Cette simple relation en coupe transversale sur un large échantillon de pays au niveau macroéconomique, sans contrôler par d'autres variables, n'est bien sûr qu'une première étape, mais elle semble bien établie. Notons que nous prenons bien le taux d'emploi avant l'âge de la retraite, pour éviter un résultat tautologique, et pour bien mettre en avant la dimension "forward" du taux d'emploi par rapport à l'âge de la retraite. Dans un deuxième temps dans cette partie empirique, nous allons plus loin en privilégiant un test sur données individuelles. La probabilité d'être en emploi dépend-elle, en plus de variables traditionnelles, de la distance par rapport au taux plein de la retraite? Nous apportons une réponse positive à cette question sur la base de l'enquête emploi : être à moins de 5 ans du taux plein apporte une information significative sur la probabilité d'être en emploi.

L'ensemble de ces faits donnent des fondements empiriques à notre modélisation théorique de la partie deux. Cette dernière a d'abord pour ambition de donner des bases théoriques à nos résultats empiriques en privilégiant la dimension offre de travail grâce à un modèle de recherche d'emploi.

Notre objectif est de montrer que l'âge de la retraite introduit une fin de cycle de vie active qui modifie fondamentalement les comportements de recherche d'emploi lorsque les agents se rapprochent de cet horizon. Comme cette date résulte d'un choix, les particularités des systèmes de retraite, en particulier leur degré de neutralité actuarielle, peuvent influencer sur le taux d'emploi bien avant l'âge de la retraite. Dans le système de retraite actuel, être inactif avant l'âge de la retraite n'est pas pénalisant en termes de droits à la retraite parce que d'une part cela n'implique aucune décote, compte tenu des institutions spécifiques à ces âges sur le marché du travail (pré-retraites, dispenses de recherche), et d'autre part être employé ne permet pas d'avoir une retraite plus élevée tant que l'on reste éloigné d'un régime de retraite actuariellement neutre. Pour un quinquagénaire chômeur ou inactif, il n'y a donc guère d'incitation à fournir un effort de recherche pour retrouver un emploi dans sa dernière période d'activité. La calibration de notre modèle théorique permet de procéder à des expériences de politique économique. Il existe deux façons de donner de la valeur à l'emploi en fin de vie active : soit baisser la générosité de l'inactivité (pré-retraite et systèmes de dispense de recherche), soit donner plus d'incitations à être en emploi en diminuant la taxe à la prolongation d'activité qui provient du système de retraite. Nous privilégions cette voie qui consiste à donner des surcotes aux personnes qui prolongent leur activité après l'âge de leur taux plein. Nous montrons alors qu'une réforme visant à allonger la durée d'activité par les incitations procure effectivement un double dividende : le premier est d'augmenter la durée de vie active des travailleurs ; le deuxième est d'augmenter le nombre de personnes en situation de prolonger leur activité en diminuant le taux d'inactivité avant l'âge du taux plein.

Suffit-il de décaler l'âge de la retraite pour résoudre tous les problèmes d'inactivité des travailleurs âgés ? Certainement pas, car d'autres problèmes évoqués précédemment pèsent certainement. Mais il est urgent de dégager l'horizon des travailleurs âgés en l'allongeant, de façon réglementaire, mais surtout par l'incitation et la retraite choisie. Il est clair qu'une stratégie réglementaire ne serait opérante que si l'on décidait d'éliminer les institutions qui protègent les travailleurs à partir de 55 ans, afin de pénaliser l'inactivité à ces âges, particulièrement via un système de décotes élevées. Toutefois, au-delà du débat sur l'efficacité relative de la carotte et du bâton, préserver un système d'assurance contre les risques en fin de vie active, en particulier ceux liés à la santé et l'invalidité, peut sembler opportun. Mieux vaut augmenter la valeur de l'emploi et laisser les agents choisir en fonction de leurs préférences leur intensité de recherche d'emplois et leur âge de retraite.

Nous présentons dans une première section une série d'estimations économétriques. Dans une deuxième section, un modèle simple permet de donner

des fondements analytiques aux interactions entre les décisions de recherche des travailleurs et la décision de retraite. Dans une troisième section, un modèle plus réaliste est calibré sur l'économie française afin d'explorer une politique d'incitations à la prolongation d'activité.

2 Les estimations économétriques

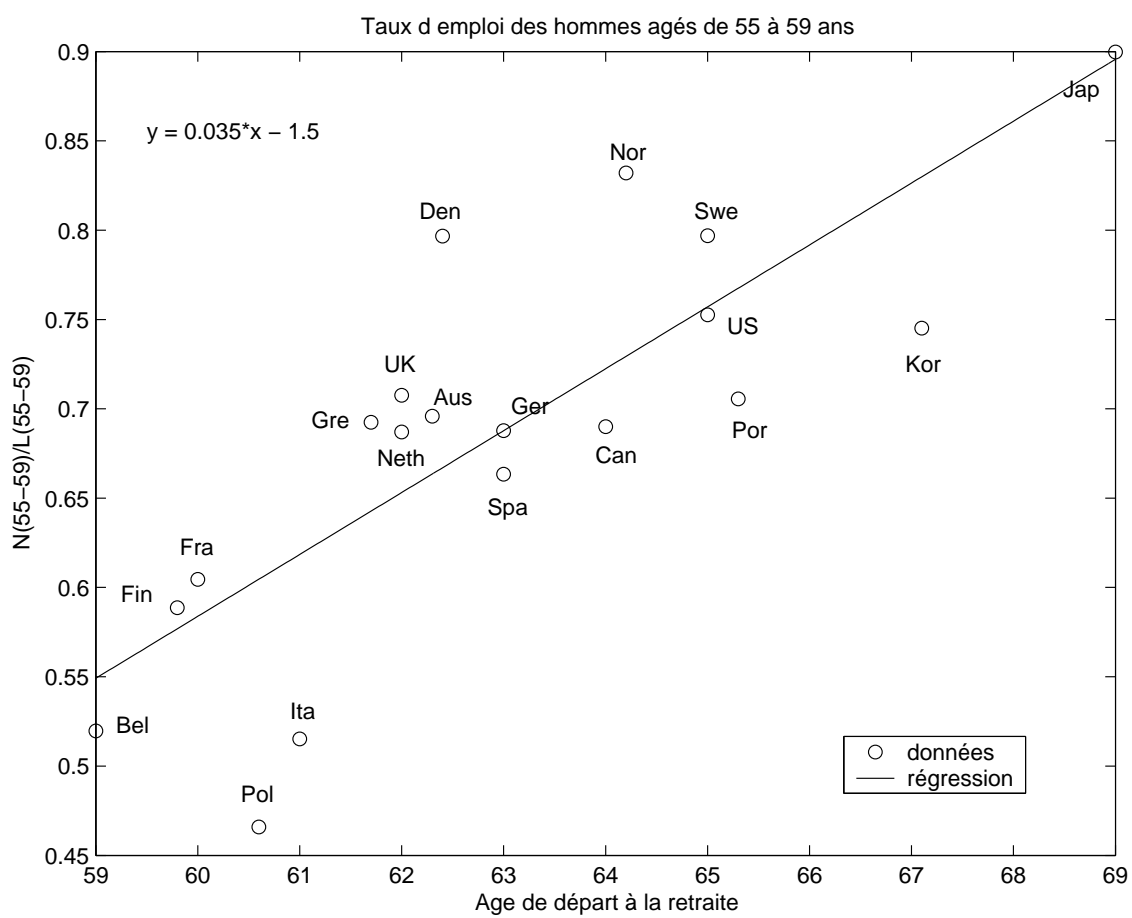
Cette section présente des estimations empiriques fondées sur des données macroéconomiques et microéconomiques. Nos résultats suggèrent que la proximité à la retraite joue un rôle déterminant dans l'explication du faible taux d'emploi des 55-59 ans.

2.1 Une analyse sur données macroéconomiques sur un panel de pays de l'OCDE

Dans un premier temps, nous proposons d'analyser le lien entre le taux d'emploi et la distance à l'âge de la retraite à l'aide de données macroéconomiques. Pour cela nous utilisons les données de l'OCDE. Afin d'éviter les problèmes liés à l'incomplétude des carrières, nous ne considérons que la population masculine, où ce problème est "négligeable" quantitativement. Si l'on considère uniquement les agents d'une classe d'âge ne leur donnant pas accès à la retraite, mais en position d'anticiper un prochain départ à la retraite (les seniors), typiquement les agents dont l'âge est compris entre 55 et 59 ans, la perspective d'une retraite proche doit influencer négativement le taux de participation. En mesurant les incitations à la participation au marché du travail par le taux d'emploi, nous avons une mesure de l'attractivité des différents marchés du travail sans entrer dans les spécificités nationales des différents dispositifs de sortie anticipée de l'emploi (pré-retraite, santé-invalidité...). Le graphique 1 reporte sur l'axe horizontal les âges effectifs de départ en retraite des différents pays et sur l'axe vertical le taux d'emploi des 55-59, mesuré par le rapport entre le nombre d'hommes employés entre 55 et 59 ans et le nombre d'hommes du même âge. Le graphique 1 montre clairement que plus l'horizon anticipé avant le départ à la retraite est long, plus le taux d'activité entre 55 et 59 ans est grand¹. Ainsi, un premier groupe de pays (Belgique, France, Italie, Pologne, Finlande) présente des taux d'emploi particulièrement faible alors que l'âge de la retraite y est bas. A l'opposé du spectre, on trouve le Japon, la Corée, la Suède et les Etats-Unis.

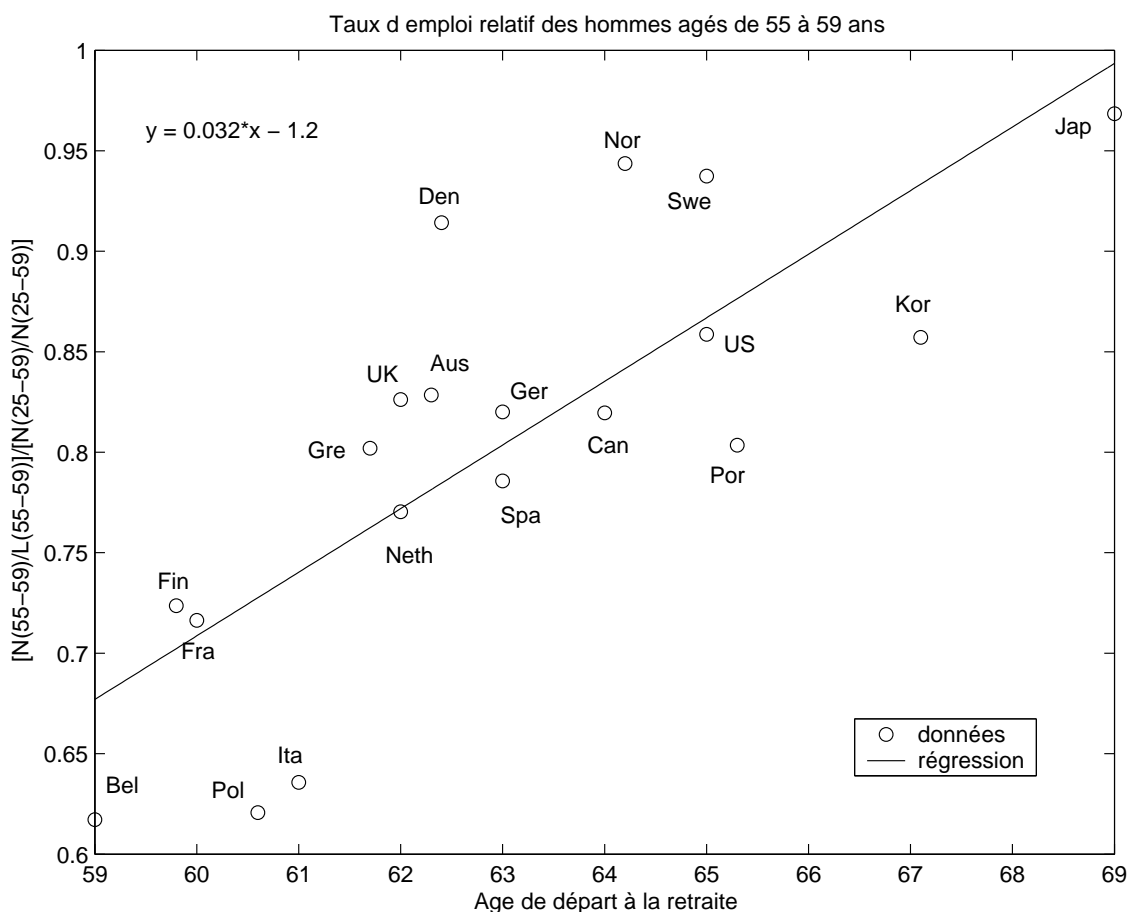
¹La regression linéaire est reportée dans le graphique.

FIG. 1 – Taux d'emploi des seniors et âge de retraite



Il est également possible de faire apparaître la spécificité des taux d'activité des 55-59 ans en contrôlant par les taux d'activité agrégés. Ainsi, le

FIG. 2 – Taux d'emploi relatif des seniors et âge de retraite



graphique 2 présente, pour les hommes, les taux d'emploi des seniors divisés par les taux d'emploi des 25-59 ans. Les résultats confortent les commentaires basés sur le graphique 1.

Cette analyse sur données agrégées donne une première confirmation empirique de l'idée que l'anticipation de l'âge du taux plein, à partir duquel les droits à la retraite n'évolueront plus, conduit les agents les plus proches de ces âges à être moins en emploi. Toutefois, cette première analyse de la corrélation entre l'âge de retraite effectif et le taux d'emploi est effectuée sans contrôler de différents effets de structure. Pour approfondir cette analyse empirique, nous proposons dans la section suivante une analyse statistique sur données individuelles permettant d'introduire des variables de contrôle.

2.2 Une analyse sur données microéconomiques sur un panel de ménages français

L'estimation micro-économétrique s'appuie sur l'Enquête Emploi. Il s'agit de mesurer l'influence de la distance à la retraite sur la probabilité d'être en emploi. Le nombre d'années avant la retraite est mesuré par la différence entre l'âge de retraite et l'âge de l'individu. L'âge de retraite est obtenu en ajoutant à l'âge de premier emploi le nombre d'années nécessaire pour obtenir le taux plein. En effet, en France, les agents, compte tenu de l'absence d'ajustement actuariellement neutre au-delà du taux plein, partent dès qu'ils atteignent la durée de cotisation minimale, à condition d'avoir 60 ans. Cette variable est ensuite regroupée en 4 classes : distance à la retraite de plus de 10 ans, entre 5 et 10 ans, moins de 5 ans et éligible². Cet exercice empirique vise à vérifier si l'individu qui se rapproche de la retraite, n'ayant plus d'incitation à chercher du travail ou d'offre de la part des entreprises, voit sa probabilité d'emploi baisser.

- L'approximation de la distance à la retraite appelle plusieurs remarques.
- Tout d'abord, notre mesure de la distance à la retraite ne tient pas compte des éventuelles interruptions de carrières. Nous sous-estimerions alors l'âge réel de taux plein. Nous arguons que notre mesure n'en demeure pas moins pertinente. En effet, les périodes de chômage sont validées pour la retraite. Le fonds de solidarité vieillesse finance le coût des validations pour la retraite des périodes de chômage et de préretraite du régime général et du régime des salariés agricoles, et, depuis le 1er janvier 2001, les périodes de préretraite et de chômage indemnisées par l'État dans les régimes complémentaires de retraite (ARRCO et AGIRC), du service national du régime général et des régimes alignés. En outre, les carrières non continues pour raisons familiales concernent plus les femmes que les hommes, ce qui réduirait la pertinence de notre âge de taux plein. En conséquence, nous mesurons les effets de la distance à la retraite sur l'emploi uniquement sur la population masculine.
 - La durée de cotisation nécessaire pour obtenir le taux plein diffère en fonction du statut des individus. Depuis la réforme Balladur de 1993, et jusqu'à la réforme Fillon, les salariés du secteur public devaient cotiser 37,5 années pour obtenir le taux plein tandis que cette durée s'élevait à 40 années pour leurs homologues du secteur privé. Or, dans l'Enquête Emploi, la variable permettant de distinguer le type du salarié souffre d'imprécisions. Le grand nombre de valeurs manquantes nous semble

²Deux effets expliquent la présence d'individus en emploi déjà éligibles au taux plein : d'une part, ils sont entrés très jeunes dans la vie active ; d'autre part, ils ne peuvent partir à la retraite avant l'âge légal de retraite, soit 60 ans.

dommageable à l'estimation. Nous choisissons donc de ne pas distinguer les salariés du public des salariés du privé, ce qui nous amène à considérer des années de l'Enquête Emploi antérieures à 1993.

Nous estimons un modèle logit qui mesure l'influence de la distance à la retraite sur la probabilité d'être en emploi. La variable dépendante vaut donc 1 si l'individu exerce une activité salariée ou à son compte et 0 sinon (chômage, préretraite ou inactivité). L'estimation est fondée sur 4 vagues successives de l'Enquête Emploi de 1990 à 1993, soit 106 588 individus. L'enquête Emploi étant renouvelée par tiers, certains individus apparaissent plusieurs fois, d'autres n'apparaissent qu'une seule fois dans notre échantillon. Notre estimation n'est pas un panel stricto sensu. Il s'agit simplement d'estimer le logit en vérifiant la robustesse de nos résultats à des effets de conjoncture.

Le tableau 2 reporte les statistiques descriptives de notre échantillon. Nous tenons compte d'un ensemble de caractéristiques usuelles dans l'explication du taux d'activité : l'âge, la situation familiale (vie en couple et nombre d'enfants), le lieu de résidence, le secteur, la nationalité et la catégorie socio-professionnelle (CSP). A ces variables usuelles s'ajoute la distance à la retraite. Les premières lignes du tableau 2 semblent confirmer l'impact de la distance à la retraite sur le taux d'activité : le taux d'emploi décroît au fur et à mesure que l'âge de la retraite s'approche. 83% des individus à moins de 5 ans de la retraite travaillent encore alors que cette proportion chute à 66% pour ceux qui sont éligibles.

L'estimation du logit est exposée dans le tableau 3. L'individu de référence est un jeune ouvrier Français, travaillant dans l'industrie, vivant en couple dans la région parisienne, sans enfant, loin de la retraite (plus de 10 ans). Nous retrouvons les résultats usuels présentés dans les colonnes (1) et (2) du tableau 3 : la probabilité d'être en emploi augmente avec la qualification (résumée par la CSP) et l'expérience (résumée par l'âge). Après 50 ans, l'effet bénéfique de l'âge (donc l'expérience) s'estompe au profit d'un effet négatif sur lequel nous reviendrons. L'emploi est favorisé par une activité dans le tertiaire, la nationalité française et une résidence dans l'agglomération parisienne. Enfin, la situation familiale (une famille nombreuse ou une vie solitaire) affecte négativement l'activité. Malgré le faible niveau du R^2 , la significativité des coefficients suggère que le logit résume des effets pertinents dans la compréhension du taux d'emploi.

Les colonnes (3) et (4) du tableau 3 nous permettent de mesurer comment est modifiée la probabilité d'emploi lorsque l'on ajoute la distance à la retraite. En premier lieu, il convient de noter la stabilité des coefficients estimés sur les autres variables, ce qui suggère l'absence de problèmes de collinéarité dans l'estimation. De plus, la proximité à la retraite réduit effec-

TAB. 1 – Statistiques Descriptives - Hommes

Variabes	Non emploi	Emploi	Total	Pourcentage
<i>Horizon de la retraite</i>				
Plus de 10 ans	8730	62677	71407	66,99
Entre 5 et 10 ans	1521	11439	12960	12,16
Moins de 5 ans	1579	7821	9400	8,82
Eligible	4325	8496	12821	12,03
Total	16155	90433	106588	100,00
<i>Age</i>				
25-34	5515	32113	37628	35,30
35-49	5305	44249	49554	46,49
50-54	1711	8234	9945	9,33
55-59	3624	5837	9461	8,88
Total	16155	90433	106588	100,00
<i>Vie en couple</i>				
vit en couple	11099	68115	79214	74,32
ne vit pas en couple	5056	22318	27374	25,68
Total	16155	90433	106588	100,00
<i>Nombre d'enfants</i>				
Sans Enfants	643	28291	34721	32,57
1 ou 2 enfants	7817	53311	61128	57,35
Entre 3 et 5 enfants	1828	8683	10511	9,86
6 enfants et plus	80	148	228	0,21
Total	16155	90433	106588	100,00
<i>Taille de la ville</i>				
Agglomération Parisienne	2143	17576	19719	18,50
Plus de 200000 habitants (hors agglomération parisienne)	3428	18666	22094	20,73
Entre 20000 et 200000 habitants	3856	1912	22976	21,56
Moins de 20000 habitants	2846	14118	16964	15,92
Commune rurale	3882	20953	24835	23,30
Total	16155	90433	106588	100,00

TAB. 2 – Statistiques Descriptives - Hommes (suite)

Variables	Non emploi	Emploi	Total	Pourcentage
<i>Secteur</i>				
Industrie	4623	14624	19247	18,06
Agriculture	310	763	1073	1,01
Construction	333	1063	1396	1,31
Tertiaire	10889	73983	84872	79,63
Total	16155	90433	106588	100,00
<i>Catégorie Socio-professionnelle</i>				
Ouvrier	4482	12839	17321	16,25
Employé	8830	46950	55780	52,33
Profession Intermédiaire	2312	21716	24028	22,54
Cadre	531	8928	9459	8,87
Total	16155	90433	106588	100,00
<i>Nationalité</i>				
Française	15443	87295	102738	96,39
Non française	712	3138	3850	3,61
Total	16155	90433	106588	100,00
<i>Dummy temporelle</i>				
1990	3652	21095	24747	23,22
1991	3722	22040	25762	24,17
1992	4198	22754	26952	25,29
1993	4583	24544	29127	27,33
Total	16155	90433	106588	100,00

tivement la probabilité d'être en emploi. Par rapport à un individu loin de la retraite (plus de 10 ans), se rapprocher de sa retraite (5 à 10 ans) réduit la probabilité d'être en emploi de 8.3% ³. Cette dégradation de la probabilité d'emploi s'accroît au fur et à mesure que l'individu se rapproche de la retraite (-29.5% ⁴ d'écart de probabilité d'emploi à moins de 5 ans de la retraite, -36.2% ⁵ lorsque l'individu est déjà éligible).

Notons que lorsque la distance à la retraite est ajoutée au logit, les coefficients associés à l'âge des quinquagénaires sont modifiés. Dans la tranche 50 - 54 ans, l'âge accroît la probabilité d'emploi (le coefficient augmente de -.2268 à .1462) tandis que son ampleur décroît pour la tranche suivante (le coefficient passe de -1.2825 à -.8495). Nous interprétons ce phénomène comme une confirmation supplémentaire de la pertinence de notre mécanisme lié à la distance à la retraite. En effet, pour les seniors, l'âge exerce des influences opposées sur l'activité. Tout d'abord, il témoigne d'une expérience confirmée susceptible de favoriser l'emploi. Toutefois, on peut assister à un déclin de l'activité avec l'âge en raison de la dépréciation du capital humain. En contrôlant par la proximité à la retraite, on ne laisse dans la variable âge que les autres effets. En conséquence, dans la tranche 50 - 54 ans, l'effet bénéfique de l'expérience devient apparent tandis que, pour les plus de 55 ans, la dépréciation du capital humain l'emporte, et surtout l'effet des institutions particulières sur le marché du travail à ces âges.

Il faut souligner que l'effet "distance" est significatif même en contrôlant par cet effet âge. C'était d'autant plus important que les dispositifs institutionnels qui favorisent le retrait anticipé de l'activité (dispense de recherche d'emploi, préretraite) sont assortis de conditions d'âge, ces conditions étant remplies par la tranche des plus de 55 ans. Dans le même temps, cette tranche d'âge rassemble majoritairement les individus proches de la retraite. Le fléchissement de la probabilité d'être en emploi en fonction de la proximité à la retraite aurait pu donc simplement traduire, sans contrôle par cet effet âge, l'impact des dispositifs institutionnels.

Malgré ces précautions, nous cherchons à approfondir ces questions en utilisant l'hétérogénéité dans les dernières tranches d'âge en termes de distance à la retraite. Avoir plus de 55 ans est-il suffisant pour avoir une probabilité d'emploi plus faible ? Nous présentons d'abord dans le tableau 4 la répartition de la proximité à la retraite pour les quinquagénaires.

Conformément à l'intuition, les individus dans ces tranches d'âge sont essentiellement proches de la retraite : la majorité des observations concernent

³ $1 - e^{-.0865337}$

⁴ $1 - e^{-.3499467}$

⁵ $1 - e^{-.4499854}$

TAB. 3 – Probabilité d’être en emploi - Hommes

Variabes	coefficient (1)	p-value (2)	coefficient (3)	p-value (4)
Distance à la retraite (Référence : Plus de 10 ans)				
5 à 10 ans			-.0865337	0.011
Moins de 5 ans			-.3499467	0.000
Eligible			-.4499854	0.000
Age (Référence : 25 - 34 ans)				
35 - 49 ans	.3579254	0.000	.4232311	0.000
50 - 54 ans	-.2263292	0.000	.1462169	0.008
55 - 59 ans	-1.283685	0.000	-.8499069	0.000
Vie en couple (Référence : vie en couple)				
Ne vit pas en couple	-.3202706	0.000	-.3229947	0.000
Nombre d’enfants (Référence : pas d’enfant)				
1 à 2 enfants	.0769394	0.000	.0601773	0.004
Entre 3 et 5 enfants	-.3906406	0.000	-.4195024	0.000
6 enfants et plus	-.9985201	0.000	-1.015254	0.000
Taille de la ville (Référence : Agglomération Parisienne)				
Plus de 200000 hab. hors Agglo. Parisienne	-.3725975	0.000	-.3738138	0.000
Entre 20000 et 200000 hab.	-.3881618	0.000	-.3888392	0.000
Moins de 20000 habitants	-.3510524	0.000	-.3489448	0.000
Commune rurale	-.2663318	0.000	-.2657636	0.000
Secteur (Référence : Industrie)				
Agriculture	-.0748238	0.304	-.0724967	0.319
Construction	-.191237	0.006	-.1958124	0.005
Services	.5600218	0.000	.5597476	0.000
CSP (Référence : Ouvrier)				
Employé	.2586817	0.000	.2451847	0.000
Profession intermédiaire	.783953	0.000	.7429602	0.000
Cadre	1.346246	0.000	1.274954	0.000
Nationalité (Référence : Française)				
Non française	-.2256132	0.000	-.2100502	0.000
Dummy temporelle				
1991	.0001866	0.994	.0007312	0.978
1992	-.1134531	0.000	-.1124767	0.000
1993	-.1442845	0.000	-.1438523	0.000
Constante	1.43517	0.000	1.464166	0.000
R2		0.0858		0.0865
Observations		106588		106588

TAB. 4 – Age et distance à la retraite : nombre d’observations - Hommes

Age	Non emploi	Emploi	Total
25 - 34 ans	5515	32113	37628
35 - 49 ans	5305	44249	49554
50 - 54, plus de 10 ans	15	248	263
Pourcentage en non emploi / emploi	5,70	94,30	100,00
50 - 54, entre 5 et 10 ans	77	986	1063
Pourcentage en non emploi / emploi	7,24	92,76	100,00
50 - 54, entre 1 et 5 ans	745	3748	4493
Pourcentage en non emploi / emploi	16,58	83,42	100,00
50 - 54, éligible	874	3252	4126
Pourcentage en non emploi / emploi	21,18	78,82	100,00
55 - 59, plus de 10 ans	3	22	25
Pourcentage en non emploi / emploi	12,00	88,00	100,00
55 - 59, entre 5 et 10 ans	11	94	105
Pourcentage en non emploi / emploi	10,48	89,52	100,00
55 - 59, entre 1 et 5 ans	167	539	706
Pourcentage en non emploi / emploi	23,65	76,35	100,00
55 - 59, éligible	3443	5182	8625
Pourcentage en non emploi / emploi	39,92	60,08	100,00
Total	16155	90433	106588

des individus soit éligibles, soit à moins de 5 ans de la retraite. Toutefois, l'hétérogénéité des distances à la retraite au sein de chaque tranche d'âge nous permet de mesurer la pertinence de notre intuition. Chez les 50 - 54 ans, individus qui ne remplissent pas encore les conditions d'âge des dispositifs institutionnels, 84% des individus à moins de 5 ans de la retraite sont en activité, cette proportion baisse à 78% lorsqu'ils sont éligibles. L'effet est encore plus marqué chez les 55 - 59 ans, le taux d'emploi passe de 76% à 60% au fur et à mesure que l'individu se rapproche de la retraite.

Le tableau 5 présente l'estimation économétrique tenant compte de cette hétérogénéité des distances à la retraite au sein de chaque tranche d'âge. Comme nous l'avons souligné dans le paragraphe précédent les quinquagénaires loin de la retraite (plus de 5 ans) ne présentent pas de différence significative avec la tranche d'âge de référence. Les colonnes (3) et (4) font apparaître un phénomène intéressant : au sein de chaque tranche d'âge, nous retrouvons l'effet négatif de la proximité à la retraite sur la probabilité d'être en emploi, que les quinquagénaires soient éligibles ou non aux dispositifs institutionnels de retrait d'activité.

Le tableau 6 résume les effets combinés de l'âge et de la proximité à la retraite sur l'activité sur la probabilité d'être en emploi, à partir de l'estimation du tableau 5, sachant que les autres caractéristiques sont celles de l'individu de référence. La probabilité d'être en emploi des individus entre 35 et 49 ans s'élève à 85.9%. La probabilité d'exercer une activité salariée ou à son compte n'est plus que de 77% pour les 50 - 54 ans à moins de 5 ans de la retraite et de 76% lorsqu'ils sont éligibles. La proximité à la retraite réduit davantage la probabilité d'être en emploi dans la tranche d'âge suivante : la probabilité d'emploi est de l'ordre de 57% à moins de 5 ans de la retraite et 53% lorsque l'individu est déjà éligible. Il existe bien un effet pur "plus de 55 ans" dû aux institutions du marché du travail. Mais, à chaque âge, se rapprocher de l'éligibilité fait diminuer la probabilité d'être en emploi.

L'ensemble de nos résultats empiriques semblent confirmer que la distance à la retraite constitue un facteur explicatif déterminant pour comprendre le faible taux d'activité des seniors.

3 Modéliser les interactions entre emploi, non-emploi et retraite

Nous proposons dans un premier temps un modèle simple qui permet de présenter les interactions potentielles entre les décisions de recherche sur le marché du travail et les décisions de départ en retraite. Le modèle met l'accent

TAB. 5 – Probabilité d’être en emploi et distance à la retraite - variables croisées - Hommes

Variabes	coefficient (1)	p-value (2)	coefficient (3)	p-value (4)
Age et distance à la retraite (Référence : 25 - 34 ans)				
35 - 49	.3582635	0.000	.3590278	0.000
50 - 54	-.2262473	0.000	–	–
50 - 54, Plus de 10 ans	–	–	.2775545	0.304
50 - 54, Entre 5 et 10 ans	–	–	.2222697	0.067
50 - 54, Moins de 5 ans	–	–	-.2343766	0.000
50 - 54, Eligible	–	–	-.2907076	0.000
55 - 59, Plus de 10 ans	-.5242232	0.404	-.5093393	0.417
55 - 59, Entre 5 et 10 ans	-.4582165	0.157	-.4398706	0.174
55 - 59, Moins de 5 ans	-1.184974	0.000	-1.173953	0.000
55 - 59, Eligible	-1.296934	0.000	-1.298967	0.000
Vie en couple (Référence : vie en couple)				
Ne vit pas en couple	-.3215272	0.000	-.3220923	0.000
Nombre d’enfants (Référence : pas d’enfant)				
1 à 2 enfants	.0758796	0.000	.0723656	0.001
Entre 3 et 5 enfants	-.3918864	0.000	-.3963149	0.000
6 enfants et plus	-.9991977	0.000	-1.002232	0.000
Taille de la ville (Référence : Agglomération Parisienne)				
Plus de 200000 hab. hors Agglo. Parisienne	-.3731239	0.000	-.3726131	0.000
Entre 20000 et 200000 hab.	-.3885212	0.000	-.3882203	0.000
Moins de 20000 habitants	-.3511027	0.000	-.3497303	0.000
Commune rurale	-.2666702	0.000	-.2654855	0.000
Secteur (Référence : Industrie)				
Agriculture	-.0749453	0.303	-.0755114	0.299
Construction	-.1916497	0.005	-.194864	0.005
Services	.5587496	0.000	.5568579	0.000
CSP (Référence : Ouvrier)				
Employé	.2591072	0.000	.2579065	0.000
Profession intermédiaire	.779083	0.000	.7656057	0.000
Cadre	1.322847	0.000	1.292142	0.000
Nationalité (Référence : Française)				
Non française	-.2263652	0.000	-.2260175	0.000
Dummy temporelle				
1991	.0002095	0.994	.000411	0.988
1992	-.1133981	0.000	-.1133953	0.000
1993	-.1440948	0.000	-.1450133	0.000
Constante	1.438725	0.000	1.446107	0.000
R2	17	0.0859	0.0861	
Observations		106588	106588	

TAB. 6 – Probabilité d’être en emploi - Hommes

Age et Retraite	Probabilité	
35 - 49 ans	0.859	
	50 - 54	55 - 59
Plus de 10 ans	0.847	0.717
Entre 5 et 10 ans	0.840	0.731
Moins de 5 ans	0.771	0.568
Eligible	0.760	0.537

sur l’offre de travail des individus en non emploi. En effet, aujourd’hui, moins d’un Français sur deux est en emploi avant de prendre sa retraite. De plus, l’analyse de l’effort de recherche des quinquagénaires nous permet de mettre l’accent sur un potentiel double dividende associé à la réforme des retraites : une retraite qui récompense l’activité prolongée peut non seulement inciter les individus en emploi à poursuivre leur vie active mais peut aussi conduire ceux qui sont en non emploi à accentuer leur effort de recherche, relevant ainsi le taux d’emploi des seniors. Nous présentons dans la section suivante une évaluation quantitative dans une version plus détaillée et calibrée.

3.1 Le cycle de vie

Le modèle théorique met en évidence les principaux mécanismes déterminant le taux d’emploi sur un marché du travail non-walrasien. Afin de mettre en lumière l’incidence de l’horizon sur les choix d’occupation des agents, on suppose que les agents vivent 4 périodes : lors de la première période, ils arbitrent entre emploi et non-emploi, à la seconde, leurs possibilités d’arbitrage sont les mêmes mais ils savent qu’à la période suivante une alternative supplémentaire s’offre à eux, en l’occurrence la retraite. Enfin à la quatrième période, ils sont nécessairement en retraite. Cette formalisation simple du cycle de vie intègre les deux points de notre analyse. D’une part l’horizon de vie sur le marché du travail est borné, et d’autre part, lorsque l’agent est en position de reprendre une activité, deux cas de figure se présentent : soit il anticipe que demain ses possibilités d’occupation sont soit l’emploi ou le non-emploi, soit il anticipe que demain, en plus de ces deux possibilités, vient s’ajouter la retraite. A chaque période, l’individu en non emploi choisit un niveau d’effort de recherche qui détermine sa probabilité d’avoir un emploi.

L’objectif de ce modèle théorique est alors de montrer comment les perspectives d’occupation futures peuvent influencer le taux d’activité courant.

Etant donné ces hypothèses sur le cycle de vie de l'agent, son objectif est le suivant :

$$v = \max \sum_{t=1}^4 \beta^{t-1} y_t$$

où y_t désigne le montant de ses revenus disponibles. Afin de simplifier l'analyse, on suppose que le loisir est valorisé en unités de bien et que les agents sont neutres vis-à-vis du risque. Enfin, le cycle de vie est déterministe.

3.2 Le cas sans incitations financières au prolongement de l'activité

Le système de retraite est tel que :

$$p_e = p_u = pp \equiv p$$

où p_e désigne la pension d'un employé choisissant de partir en retraite à partir de la période 3, p_u la pension d'un chômeur choisissant de partir en retraite à partir de la période 3, et pp la pension d'un employé ne partant en retraite qu'à partir de la période 4. Lors de son choix de départ en retraite, l'agent prévoit que sa pension n'augmentera pas s'il reporte d'une période son âge de départ à la retraite. De plus, les périodes de chômage étant validées au titre de la retraite, la pension d'un chômeur ou d'un employé est la même. p_e et p_u correspondent au taux plein de la pension.

Nous procédons à une résolution à rebours ("backward") de ce modèle de choix d'occupation.

En période 4, les individus sont à la retraite. Ils gagnent $y_4 = p + l$, $\forall y_3 = w, b, p + l$: la valeur de la retraite est composée des deux termes : la pension qui ne dépend pas de l'histoire sur le marché du travail, et le loisir, noté l .

En période 3, les choix d'occupation sont solution de

$$v_3(w) = \max\{w + \beta(p + l); b - c(s_3) + \beta(p + l); (1 + \beta)(p + l)\}$$

Le choix optimal de l'effort de recherche pour un chômeur s_3 est nul car celui-ci sait avec certitude qu'il sera demain chômeur. Si on suppose que $b < w$, $\forall w \in [\underline{w}, \bar{w}]$, alors le choix d'occupation se restreint à l'arbitrage "emploi-retraite".

Supposons que les paramètres soient tels que cet arbitrage soit toujours favorable à la retraite :

$$p + l > \bar{w} \Rightarrow l > \bar{w} - p$$

Si cette condition est respectée, alors tous les agents préfèrent la retraite⁶. Nous n'étudions les propriétés du modèle que dans cette configuration des paramètres, car elle caractérise la situation en France où tous les individus, ayant la même durée de cotisation, partent à la retraite quand ils atteignent le taux plein. On en déduit que :

$$v_3(w) = (1 + \beta)(p + l) \quad \forall w$$

En période 2, les choix d'occupation sont solution de

$$v_2(w) = \max \left\{ w + \beta(1 + \beta)(p + l); \right. \\ \left. b - c(s_2) + \beta \left[\pi(s_2) \int v_3(\tilde{w}) dF(\tilde{w}) + (1 - \pi(s_2))((1 + \beta)(p + l)) \right] \right\}$$

Etant donné les résultats obtenus pour la période 3, cette équation se réécrit :

$$v_2(w) = \max \left\{ w + \beta(1 + \beta)(p + l); \right. \\ \left. b - c(s_2) + \beta \left[\pi(s_2) \int v_3(\tilde{w}) dF(\tilde{w}) + (1 - \pi(s_2))((1 + \beta)(p + l)) \right] \right\}$$

En intégrant l'expression de $v_3(w)$ trouvée précédemment, la fonction valeur de la période 2 se réécrit :

$$v_2(w) = \max \{ w + \beta(1 + \beta)(p + l); b - c(s_2) + \beta(1 + \beta)(p + l) \}$$

Ainsi, on déduit que

$$s_2 = 0 \\ w_2^R = b$$

Même si le salaire de réservation est très faible, les transitions du non-emploi vers l'emploi sont nulles à la période précédant la retraite car l'effort de recherche est nul. Ce résultat s'explique par la forte valeur de la retraite qui détermine une fin de vie active à la période 3. Ainsi, la valeur de la retraite conditionne le taux d'emploi des agents à la période 2 en rendant l'investissement dans la recherche non rentable.

⁶Ceci est également vrai pour les chômeurs, pour $\underline{w} \leq b \leq \bar{w}$.

En période 1, les choix d'occupation sont solution de

$$v_1(w) = \max \left\{ (1 + \beta)w + \beta^2(1 + \beta)(p + l); \right. \\ \left. b - c(s_1) + \beta \left[\pi(s_1) \int v_2(\tilde{w})dF(\tilde{w}) + (1 - \pi(s_1))(b + \beta(1 + \beta)(p + l)) \right] \right\}$$

Les choix de la période 2 permettent de réécrire $v_2(w)$ de la façon suivante :

$$v_2(w) = \max\{w, b\} + \beta(1 + \beta)(p + l)$$

d'où la réécriture de $v_1(w)$:

$$v_1(w) = \max \left\{ (1 + \beta)w; \right. \\ \left. b - c(s_1) + \beta \left[\pi(s_1) \int \max\{\tilde{w}, b\}dF(\tilde{w}) + (1 - \pi(s_1))b \right] \right\} + \beta^2(1 + \beta)(p + l)$$

soit,

$$v_1(w) = \max \left\{ (1 + \beta)w; \right. \\ \left. (1 + \beta)b - c(s_1) + \beta\pi(s_1) \int_b^{\bar{w}} (\tilde{w} - b)dF(\tilde{w}) \right\} + \beta^2(1 + \beta)(p + l)$$

On en déduit alors les choix optimaux d'effort de recherche et de salaire de réservation :

$$c'(s_1) = \beta\pi'(s_1) \int_b^{\bar{w}} (\tilde{w} - b)dF(\tilde{w}) \\ w_1^R = b + \frac{1}{1 + \beta} \left[-c(s_1) + \beta\pi(s_1) \int_b^{\bar{w}} (\tilde{w} - b)dF(\tilde{w}) \right]$$

On a alors que

$$s_1 \geq s_2 \\ w_1^R \geq w_2^R$$

car

$$(1 + \beta)(w_1^R - b) = (1 + \beta)(w_1^R - w_2^R) = -c(s_1) + \beta\pi(s_1) \int_b^{\bar{w}} (\tilde{w} - b)dF(\tilde{w}) \geq 0$$

Contrairement aux résultats trouvés pour la période 2, les agents en période 1 sont incités à trouver un emploi : ils savent que cet effort aujourd'hui procure un surplus demain, période à laquelle il ne peuvent sortir du marché du travail par la retraite. Ainsi, il apparaît que l'horizon est un déterminant crucial des choix d'occupation : l'anticipation d'un départ rapide à la retraite réduit la valeur de l'emploi et donc l'incitation à être employé.

3.3 Impact de l'incitation à la prolongation de l'activité

Dans cette section, nous analysons l'incidence d'une politique visant à inciter les agents à allonger leur durée d'activité. Le cycle de vie des agents, leur possibilité de choix et leur objectif sont les mêmes que dans la section précédente. Seules les pensions diffèrent : si l'agent part tôt (période 3) alors il a les mêmes gains que dans la section précédente ; s'il choisit de partir tard (période 4), sa pension est majorée : il s'agit par exemple de lui donner une surcote actuariellement neutre, qui traduit qu'il fait économiser une période aux caisses de retraite.

Nous montrons qu'au-delà des effets de l'allongement de la durée d'activité, cette politique a également comme produit joint d'inciter les agents à rechercher un emploi de façon plus active avant l'âge du taux plein de la retraite (en période 2).

En période 4, les individus sont à la retraite. Ils gagnent soit $y_4 = p + l$, si $y_3 = p + l, b$, soit $y_4 = pp + l$ si $y_3 = w$, avec $pp > p$, où $p = p_e = p_u$: en cas de départ à la retraite en période 3 la pension est identique pour le chômeur et l'employé, alors que la pension croît uniquement pour l'employé qui accepte de prolonger son activité.

En période 3, les choix d'occupation sont solution de

$$v_3(w) = \max\{w + \beta(pp + l); b - c(s_3) + \beta(p + l); (1 + \beta)(p + l)\}$$

Le choix optimal de l'effort de recherche pour un chômeur s_3 est nul car celui-ci sait avec certitude qu'il sera demain retraité. Ici encore, si on suppose que $b < w$, $\forall w \in [\underline{w}, \bar{w}]$, le choix d'occupation se restreint à l'arbitrage "emploi-retraite" : il n'y a pas de chômeur.

Qui sont les individus en emploi à la période 3 ? Tous ceux qui ont un salaire w tel que $w \geq w_R^R$ avec

$$w_R^R = p + l + \beta(p - pp)$$

Il existe des salaires vérifiant cette condition car $w_R^R < \bar{w} < p + l$.

Remarque : Tout le monde travaille si $w_R^R < \underline{w}$.

En période 2, les choix d'occupation sont solution de

$$v_2(w) = \max \left\{ (1 + \beta)w + \beta^2(pp + l); \right. \\ \left. b - c(s_2) + \beta \left[\pi(s_2) \int v_3(\tilde{w}) dF(\tilde{w}) + (1 - \pi(s_2))((1 + \beta)(p + l)) \right] \right\}$$

Etant donnés les résultats obtenus pour la période 3, cette équation se réécrit :

$$v_2(w) = \max \left\{ (1 + \beta)w + \beta^2(pp + l); \right. \\ \left. b - c(s_2) + \beta \left[\pi(s_2) \int \max\{\tilde{w} + \beta(pp + l); (1 + \beta)(p + l)\} dF(\tilde{w}) \right. \right. \\ \left. \left. + (1 - \pi(s_2))((1 + \beta)(p + l)) \right] \right\}$$

En utilisant la définition de w_R^R , on obtient :

$$v_2(w) = \max \left\{ (1 + \beta)w; \right. \\ \left. b + \beta(p + l) + \beta^2(p - pp) - c(s_2) + \right. \\ \left. + \beta\pi(s_2) \int_{w_R^R}^{\bar{w}} (\tilde{w} - w_R^R) dF(\tilde{w}) \right\} + \beta^2(pp + l)$$

On en déduit alors les choix optimaux :

$$c'(s_2) = \beta\pi'(s_2) \int_{w_R^R}^{\bar{w}} (\tilde{w} - w_R^R) dF(\tilde{w}) \\ (1 + \beta)w_2^R = b + \beta(p + l) + \beta^2(p - pp) - c(s_2) + \beta\pi(s_2) \int_{w_R^R}^{\bar{w}} (\tilde{w} - w_R^R) dF(\tilde{w})$$

Contrairement au cas sans incitation, l'effort de recherche d'emploi n'est pas nul à la période 2, ce qui implique qu'il existe des reprises d'emploi pour les seniors. En effet, pour être en emploi en période 3 et profiter d'une retraite en période 4 plus élevée, cela implique de retrouver un emploi en période 3.

Ces conditions d'optimalité illustrent le double dividende auquel on peut s'attendre suite à l'introduction d'incitations à la prolongation de l'activité.

- L'expression donnant l'effort de recherche s_2 indique qu'à l'optimum, le coût marginal de cet effort est égal à son rendement attendu : celui-ci est le produit de l'accroissement de la probabilité d'avoir un contact par la valeur espérée de ce contact. Contrairement au cas sans incitations où les gains issus de la prospection sont nuls, car tous les agents préfèrent la retraite (on a supposé que les paramètres vérifiaient $w_R^R = p + l > \bar{w}$), ils sont maintenant d'autant plus importants que la prime à la prolongation d'activité est grande (w_R^R est ici une fonction décroissante de pp). Cette baisse du salaire à partir duquel les travailleurs âgés préfèrent quitter leur emploi pour la retraite (w_R^R) mesure simplement les sacrifices courants consentis par les employés pour accéder à une retraite plus importante.

Ainsi, les incitations permettent à plus de chômeurs de se trouver en position d'emploi en période 3 du fait de l'accroissement de l'effort de recherche, ce qui rend la recherche d'emploi "rentable". De plus, cette

position d'emploi peut être préférée à la retraite (acceptée pour des salaires plus faibles) car elle donne accès à un surplus anticipé (la prime incitative).

Le premier dividende est donc d'accroître le taux de participation des agents au delà de l'âge du taux plein.

- L'expression du salaire de réservation de la période 2 (w_2^R) indique que dès aujourd'hui les travailleurs peuvent être moins exigeant dans leurs revendications salariales du fait de l'introduction de la prime : w_2^R est une fonction décroissante de $p - pp$ via le terme $\beta^2(p - pp)$. En effet, une position d'emploi acquise dès la période 2 permet 2 périodes plus tard d'obtenir une forte pension. L'anticipation de cette prime conduit donc les agents à accepter plus d'offre. Toutefois, la possibilité d'obtenir un salaire compris entre w_R^R et \bar{w} incite l'agent au chômage à exiger dès aujourd'hui un salaire plus élevé⁷ : l'allongement de la période d'activité peut récompenser une prospection plus longue.

Ainsi, le double dividende n'apparaît que si le rendement escompté d'une période supplémentaire de chômage, poussant à la hausse le salaire de réservation, est plus que compensé par la modération salariale induite par la certitude d'obtenir à terme une prime du fait de l'acceptation dès aujourd'hui de la position d'employé.

4 Une évaluation quantitative des politiques d'incitation au prolongement de l'activité

Nous proposons dans cette section un modèle de cycle de vie enrichi qui permettra de se livrer à des évaluations quantitatives des politiques d'incitation à la prolongation d'activité. Le modèle est une extension de la version du modèle de McCall [1970], où les personnes en âge de travailler doivent chercher des opportunités d'emploi en choisissant optimalement leur effort de recherche. Ces choix influencent alors la durée moyenne pendant laquelle ils ne sont pas employés. Ainsi, au delà du choix d'une offre d'emploi caractérisant l'opportunité d'emploi, la durée moyenne de non-emploi dépend de l'effort de recherche.

En plus de l'hétérogénéité liée aux différentes offres de salaire obtenues, les agents se différencient par leur âge. La dimension "cycle de vie" est modélisée comme un processus stochastique⁸.

⁷Cet effet est capturé par le terme $\int_{w_R^R}^{\bar{w}} (\tilde{w} - w_R^R) dF(\tilde{w})$ dans l'expression du salaire de réservation.

⁸Voir Castaneda, Diaz-Gimenez et Rios-Rull [1998], Ljungqvist et Sargent [2002] ou

Les modèles de recherche d'emploi sont habituellement utilisés pour étudier la dynamique du chômage. Toutefois, la limite entre inactivité et chômage est floue. Au niveau statistique, ne sont recensés chômeurs que les personnes déclarant chercher un emploi. Toutefois, lorsqu'elles sont disponibles comme aux Etats-Unis, les statistiques indiquent qu'il y a un peu plus de reprises d'emploi à partir de l'inactivité que pour des individus se déclarant à la recherche d'un emploi. De même les taux de sortie vers l'inactivité semblent plus importants⁹. Si pour l'analyse des politiques redistributives différenciant les chômeurs et les inactifs, telles que les aides à la reprise d'emploi pour les bénéficiaires des minima sociaux, il est utile d'introduire une distinction entre inactivité et chômage¹⁰, cette distinction est certainement moins utile lorsque l'on se focalise sur des politiques affectant le rendement de l'emploi. L'analyse de l'incidence des incitations à la prolongation de l'activité se situant dans ce dernier cas, un modèle simple de recherche d'emploi, ne différenciant pas les chômeurs des inactifs, nous semble être le plus parcimonieux.

4.1 Dynamique de la population et opportunités d'emploi

Dans cette section, on définit les processus suivis par les variables exogènes, en l'occurrence l'âge et les opportunités de salaires. On suppose que les réalisations de ces deux processus sont indépendantes.

Dynamique de la population

A un instant donné, tout agent est supposé être caractérisé par sa classe d'âge d'appartenance. La vie d'un agent peut alors être résumée par les transitions entre ces différentes classes d'âge. Une bonne approximation des différentes phases du cycle de vie d'un agent en âge de travailler semble pouvoir être obtenue avec quatre classes : deux classes d'actifs "jeunes" et "adultes" et deux classes d'individus mûrs. Typiquement, pour ces dernières, nous avons en tête une classe 50-54 ans et une autre 55-59 ans. Concernant la fin du cycle de vie, on distingue deux classes d'âge chez les retraités, ce qui permettra par la suite d'introduire des politiques incitant à la prolongation d'activité. A des

encore Hairault, Langot et Sopraseuth [2004] pour des modélisations similaires.

⁹Aux Etats-Unis, entre février 1994 et novembre 2000, 2,18 millions de chômeurs ont retrouvé chaque mois un travail, à comparer avec les 3,81 millions de non-participants qui eux aussi ont trouvé chaque mois un emploi. De même, parmi les individus qui perdent chaque mois leur emploi, ils sont plus nombreux à devenir inactifs que chômeurs : 4,25 contre 1,88 millions (mesures basées sur la population des 15-64 ans).

¹⁰Voir pour un modèle distinguant emploi, chômage et inactivité Garibaldi et Wasmer [2001].

fins de simplification, on suppose que seuls les agents de la dernière classe d'âge peuvent mourir. Cette méthode parcimonieuse, permettant d'avoir une structure démographique "riche", consiste donc à retenir le cadre d'un modèle à générations où l'âge et la date de fin de vie sont des variables aléatoires.

Les hypothèses sur le processus démographique sont les suivantes :

(H1) A chaque date, les individus qui meurent sont remplacés par la même masse de naissance. Ainsi, l'ensemble de ceux qui meurent est "remplacé" par une génération de taille identique.

(H2) L'âge d'un individu est une variable aléatoire. Six classes d'âge sont considérées :

(i) Quatre classes d'actif, les "jeunes" C_1 caractérisant les 25-34 ans, les "adultes" C_2 caractérisant les 35-49, les seniors n'ayant pas accès à la retraite à la fin de la période C_3 , *i.e.* les 50-54, puis les seniors ayant accès à la retraite à la fin de la période C_4 , *i.e.* les 55-59. Ces phases d'activité représentent aussi les grandes étapes de la progression salariale d'un individu.

(ii) Deux classes d'agents âgés, ayant droit à la retraite : les 60-64 qui peuvent choisir entre emploi et retraite C_5 , puis les individus étant à la retraite C_6 , *i.e.* les 65 et plus.

On peut résumer la vie d'un agent par le processus de Markov suivant :

		$t + 1$					
		C_1	C_2	C_3	C_4	C_5	C_6
t	C_1	π_1	$1 - \pi_1$	0	0	0	0
	C_2	0	π_2	$1 - \pi_2$	0	0	0
	C_3	0	0	π_3	$1 - \pi_3$	0	0
	C_4	0	0	0	π_4	$1 - \pi_4$	0
	C_5	0	0	0	0	π_5	$1 - \pi_5$
	C_6	$1 - \pi_6$	0	0	0	0	π_6

Soit x la variable aléatoire donnant l'âge de l'individu. On peut alors noter les probabilités de transition comme les probabilités conditionnelles de la matrice définie ci-dessus :

$$\pi(x'|x) = Pr\{x_{t+1} = x' | x_t = x\}$$

où $x, x' \in \mathcal{X} = \{C_1, C_2, \dots\}$. Ce processus conduit à une distribution stationnaire par âge de la population en âge de travailler. A chaque période une fraction $1 - \pi_6$ de nouveaux offreurs de travail arrivent sur le marché; ils remplacent alors ceux qui meurent.

Les opportunités d'emploi

Un travailleur sans emploi, à chaque période t , choisit l'intensité $s_t \geq 0$ avec laquelle il recherche un emploi. Les individus consomment des biens et du loisir. Pour un individu au travail, on suppose que le temps de travail diminue son loisir de l unités, alors que pour les individus sans emploi, la recherche d'emploi diminue leur loisir de s_t unités. Seuls les retraités consacrent toute leur dotation en temps T au loisir.

La fonction d'utilité est donc de la forme :

$$u = \begin{cases} u(w_t, T - l) & \text{employé} \\ u(b_t, T - s_t) & \text{sans emploi} \\ u(p_t, T) & \text{retraité} \end{cases}$$

où w désigne le revenu du travail, b celui de l'inactivité avant l'âge de la retraite, et p la pension de retraite¹¹. On suppose que la fonction u satisfait les conditions d'Inada.

L'incitation à accroître son effort de recherche est liée à l'accroissement de la probabilité d'obtenir une offre d'emploi. Cette probabilité est une fonction croissante de s_t que l'on note $\phi(s_t)$. On suppose que $\phi(s_t) \in [0, 1]$, pour tout $s_t \in [0, T]$.

Avec cette probabilité $\phi(s_t)$, un agent sans emploi reçoit une proposition d'emploi pour lequel il sera rémunéré à partir de la période suivante. Cette offre d'emploi est caractérisée par un salaire qui est tiré dans la distribution des salaires offerts, notée $F(w)$. Ainsi, cette fonction de répartition donne la probabilité d'avoir une offre de salaire w_{t+1} inférieure à w ($F(w) = \text{Prob}(w_{t+1} \leq w)$). On suppose que la distribution des salaires est définie sur le support $[\underline{w}, \bar{w}]$.

Une fois employé, un agent est rémunéré au taux de salaire qu'il a accepté. Il conserve ce statut d'employé tant qu'il n'atteint pas l'âge de la retraite et tant qu'il n'est pas licencié. Ce dernier événement survient avec une probabilité exogène $\lambda \in [0, 1]$.

¹¹En l'absence de richesse financière, le revenu courant correspond à la consommation à chaque date.

4.2 Comportement et choix optimaux d'occupation

Les préférences des agents sont données par :

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(y_t, T - z_t)$$

où E_0 est l'opérateur désignant l'espérance mathématique conditionnelle à l'ensemble d'information disponible à la date 0, $\beta \in (0, 1)$ est le taux de préférence pour le présent, y_t le revenu courant (salaire, revenu d'inactivité, pension) et z_t le temps consacré aux activités de marché (travail l ou recherche d'emploi s_t).

Au début de chaque période, l'agent observe son âge et choisit alors son statut sur le marché du travail. Ce choix dépendant de son âge est solution de :

$$\begin{aligned} \max\{V_i^e(w), V_i^u\} & \quad \text{pour } C_i = C_1, C_2, C_3 \\ \max\{V_i^e(w), V_i^u, V^r\} & \quad \text{pour } C_i = C_4, C_5 \end{aligned}$$

où $V_i^e(w)$ est la valeur optimale du problème d'un agent en emploi rémunéré au salaire w et ayant l'âge C_i , V_i^u la valeur optimale du problème de l'agent sans emploi d'âge C_i , et V^r la valeur d'un agent à la retraite.

Les équations de Bellman de ces différents problèmes sont :

$$\begin{aligned} & \text{pour } i = 1, 2, 3 \\ V_i^e(w) &= u(w, T - h) + \beta \{ \pi_i [(1 - \lambda)V_i^e(w) + \lambda V_i^u] \\ & \quad + (1 - \pi_i) [(1 - \lambda)V_{i+1}^e(w) + \lambda V_{i+1}^u] \} \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} V_i^u &= u(b, T - s_i) \\ & + \beta \left\{ \pi_i \left[\phi(s_i) \int \max\{V_i^e(w), V_i^u\} dF(w) + (1 - \phi(s_i))V_i^u \right] \right. \\ & \quad \left. + (1 - \pi_i) \left[\phi(s_{i+1}) \int \max\{V_{i+1}^e(w), V_{i+1}^u\} dF(w) + (1 - \phi(s_{i+1}))V_{i+1}^u \right] \right\} \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} & \text{pour } i = 4 \\ V_i^e(w) &= u(w, T - h) + \beta \{ \pi_i [(1 - \lambda)V_i^e(w) + \lambda V_i^u] \\ & \quad + (1 - \pi_i) [(1 - \lambda) \max\{V_{i+1}^e(w), V_{i+1}^r\} + \lambda \max\{V_{i+1}^u, V_{i+1}^r\}] \} \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} V_i^u &= u(b, T - s_i) \\ & + \beta \left\{ \pi_i \left[\phi(s_i) \int \max\{V_i^e(w), V_i^u\} dF(w) + (1 - \phi(s_i))V_i^u \right] \right. \\ & \quad \left. + (1 - \pi_i) \left[\phi(s_{i+1}) \int \max\{V_{i+1}^e(w), V_{i+1}^u, V_{i+1}^r\} dF(w) \right. \right. \end{aligned} \quad (4)$$

$$\begin{aligned} & \quad \left. \left. + (1 - \phi(s_{i+1})) \max\{V_{i+1}^u, V_{i+1}^r\} \right] \right\} \\ & \text{pour } i = 5 \end{aligned} \quad (5)$$

$$\begin{aligned}
V_i^e(w) &= u(w, T - h) \\
&\quad + \beta \left\{ \pi_i [(1 - \lambda) \max\{V_{i+1}^e(w), V_{i+1}^r\} + \lambda \max\{V_{i+1}^u, V_{i+1}^r\}] \right. \\
&\quad \left. + (1 - \pi_i) V_{i+1}^r \right\}
\end{aligned} \tag{6}$$

$$\begin{aligned}
V_i^u &= u(b, T - s_i) \\
&\quad + \beta \left\{ \pi_i \left[\phi(s_i) \int \max\{V_i^e(w), V_i^u, V_i^r\} dF(w) + (1 - \phi(s_i)) \max\{V_{i+1}^u, V_{i+1}^r\} \right] \right. \\
&\quad \left. + (1 - \pi_i) V_{i+1}^r \right\}
\end{aligned} \tag{7}$$

et pour $i = 5$

$$\begin{aligned}
V_i^r &= u(p, T) + \beta \left\{ \pi_i V_i^r + (1 - \pi_i) V_{i+1}^r \right\} \\
&\quad \text{pour } i = 6
\end{aligned} \tag{8}$$

$$V_i^r = u(p, T) + \beta \left\{ \pi_i V_i^r \right\} \tag{9}$$

Notons que les agents qui entrent dans les âges C_5 choisissent leur âge de retraite.

Les équations (2)-(9) permettent de déterminer les choix optimaux d'effort de recherche d'emploi \bar{s}_i , pour $i = 1, \dots, 5$ mais également quatre salaires de réservation \bar{w}_i . Les décisions optimales de recherche d'emploi vérifient les conditions d'optimalité suivantes :

$$\begin{aligned}
&\text{pour } i = 1, 2, 3, 4 \\
u_2'(b, T - s_i) &= \phi'(s_i) \beta \left\{ \pi_i \left(\left[\int \max[V_i^e(w), V_i^u] dF(w) \right] - V_i^u \right) \right\} \\
&\text{pour } i = 5 \\
u_2'(b, T - s_i) &= \phi'(s_i) \beta \left\{ \pi_i \left(\left[\int \max[V_i^e(w), V_i^u, V_i^r] dF(w) \right] - \max[V_i^u, V_i^r] \right) \right\}
\end{aligned}$$

La désutilité marginale de l'effort de recherche est égale aux rendements marginaux espérés de cet effort qui est le produit de l'accroissement de la probabilité de rencontre valorisée au surplus des offres de salaire acceptables. Lorsque l'inactivité et la retraite sont accessibles à un même âge, cette évaluation des salaires acceptables se fait en fonction de la meilleure alternative entre inactivité et retraite.

4.3 Les taux de chômage d'équilibre

Soient $U_{t,i}$, $N_{t,i}$, $R_{t,i}$ et $P_{t,i}$ le nombre d'actif sans emplois, le nombre d'employés, le nombre de retraités et la population totale d'âge i à la date t . Ces quantités vérifient $P_{t,i} = N_{t,i} + U_{t,i} + R_{t,i}$, $\forall t, i$. L'évolution du nombre

de personnes sans emploi s'écrit :

$$\begin{aligned}
U_{t,1} &= \underbrace{(1 - \pi_6)P_{t-1,6} + \pi_1\lambda N_{t-1,1}}_{\text{nouveaux sans emploi}} + \underbrace{\pi_1[\phi(\bar{s}_1)F_1(\bar{w}_1) + (1 - \phi(\bar{s}_1))]}_{\text{sans emploi "survivants"}} U_{t-1,1} \\
&\text{et pour } i = 2, 3, 4 \\
U_{t,i} &= \underbrace{(1 - \pi_{i-1})[\phi(\bar{s}_{i-1})F_{i-1}(\bar{w}_{i-1}) + (1 - \phi(\bar{s}_{i-1}))]}_{\text{nouveaux sans emploi venant de l'âge } i-1} U_{t-1,i-1} \\
&+ \underbrace{(1 - \pi_{i-1})N_{t-1,i-1}[\lambda + (1 - \lambda) \max\{0, G_{i-1}(\bar{w}_i) - G_{i-1}(\bar{w}_{i-1})\}]}_{\text{nouveaux sans emploi venant de l'âge } i-1} \\
&+ \underbrace{\pi_i\lambda N_{t-1,i}}_{\text{nouveaux sans emploi}} + \underbrace{\pi_i[\phi(\bar{s}_i)F_i(\bar{w}_i) + (1 - \phi(\bar{s}_i))]}_{\text{sans emploi "survivants"}} U_{t-1,i}
\end{aligned}$$

où $G_i(w)$ est la fraction des employés d'âge i rémunérés à un salaire inférieur ou égal à w . La partie de droite de ces équations est la somme des nouveaux agents sans emploi d'âge i et de ceux dont la situation persiste entre deux dates. Ces agents sont issus de deux situations distinctes : soit ils ont été licenciés, soit ils ont refusé une offre de salaire car celle-ci était en deçà du salaire de réservation (\bar{w}_i).

Etant donné que la taille de la population est constante, (P), il est possible de définir les taux de chômage par âge à l'équilibre stationnaire. Si l'on note $u_i = U_i/P$, un premier calcul donne :

$$u_1 = \frac{(1 - \pi_6)p_6 + \pi_1\lambda p_1}{1 - \pi_1[\phi(\bar{s}_1)F_1(\bar{w}_1) + (1 - \phi(\bar{s}_1))] + \lambda\pi_1}$$

et pour $i > 1$,

$$\begin{aligned}
&(1 - \pi_i[\phi(\bar{s}_i)F_i(\bar{w}_i) + (1 - \phi(\bar{s}_i))] + \pi_i\lambda)u_i = \\
&(1 - \pi_{i-1})[\phi(\bar{s}_{i-1})F_{i-1}(\bar{w}_{i-1}) + (1 - \phi(\bar{s}_{i-1}))]u_{i-1} \\
&- [\lambda + (1 - \lambda) \max\{0, G_{i-1}(\bar{w}_i) - G_{i-1}(\bar{w}_{i-1})\}]u_{i-1} \\
&+ (1 - \pi_{i-1})[\lambda + (1 - \lambda) \max\{0, G_{i-1}(\bar{w}_i) - G_{i-1}(\bar{w}_{i-1})\}]p_{i-1} + \pi_i\lambda p_i
\end{aligned}$$

où p_i est la fraction de la population d'âge i dans la population totale.

Enfin, la dynamique du nombre de retraités est donnée par :

$$\begin{aligned}
&\text{si } V_5^r < V_5^u \implies U_{5,t} > 0 \text{ alors,} \\
R_{5,t} &= 0 \\
&\text{si } V_5^r < V_5^u \implies U_{5,t} = 0 \text{ alors,} \\
R_{5,t} &= \pi_5[R_{5,t-1} + \lambda N_{5,t-1}
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& +(1 - \pi_4)[\lambda + (1 - \lambda) \max\{0, G_4(\bar{w}_5) - G_4(\bar{w}_4)\}]N_{4,t-1} \\
& +(1 - \pi_4)[\phi(\bar{s}_4)F_4(\bar{w}_4) + 1 - \phi(\bar{s}_4)]U_{4,t-1} \\
R_{6,t} = & \pi_6 R_{6,t-1} + (1 - \pi_5)P_5
\end{aligned}$$

A l'équilibre stationnaire, ces équations impliquent que le taux de retraité (R_i/P) sont :

$$\begin{aligned}
& \text{si } V_5^r < V_5^u \\
r_5 & = 0 \\
& \text{si } V_5^r > V_5^u \\
r_5 & = \frac{(1 - \pi_4)[\phi(\bar{s}_4)F_4(\bar{w}_4) + (1 - \phi(\bar{s}_4)) - \lambda - (1 - \lambda) \max\{0, G_4(\bar{w}_5) - G_4(\bar{w}_4)\}]u_4}{1 - \pi_5(1 - \lambda)} \\
& + \frac{\lambda\pi_5 p_5 + (1 - \pi_4)[\lambda + (1 - \lambda) \max\{0, G_4(\bar{w}_5) - G_4(\bar{w}_4)\}]p_4}{1 - \pi_5(1 - \lambda)} \\
r_6 & = \frac{(1 - \pi_5)p_5}{1 - \pi_6}
\end{aligned}$$

Après avoir résolu ce système d'équations, il est alors possible de déterminer les taux d'emplois agrégés à l'équilibre stationnaire

$$n = \frac{P - \sum_i U_i - \sum_i R_i}{P - \sum_i R_i} = 1 - \frac{\sum_i U_i}{P - \sum_i R_i} = 1 - \frac{\sum_i (U_i/P)}{1 - \sum_i (R_i/P)} = 1 - \left(\frac{\sum_i u_i}{1 - \sum_i r_i} \right)$$

les taux d'emploi par âge, où i correspond aux âges où les individus ne sont pas en retraite

$$\tilde{n}_i = \frac{P_i - U_i}{P_i} = 1 - \frac{U_i}{P_i} = 1 - \frac{U_i/P}{P_i/P} = 1 - u_i/p_i$$

et la fraction de retraité $r = \sum_i r_i$.

4.4 Distributions des salaires d'équilibre

Soit $G_{i,t}(w)$ la fraction de employés d'âge i ayant une rémunération inférieure ou égale à w à la période t . Cette fraction de la population évolue dans le temps de la façon suivante :

$$(p_1 - u_{1,t})G_{1,t}(w) = \pi_1 [(1 - \lambda)(p_1 - u_{1,t-1})G_{1,t-1}(w) + \phi_{1,t-1}(F_1(w) - F_1(\bar{w}_1))u_{1,t-1}]$$

où $\phi_{1,t-1} \equiv \phi(\bar{s}_{1,t-1})$. A l'équilibre stationnaire, cette équation implique :

$$[1 - \pi_1(1 - \lambda)](p_1 - u_1)G_1(w) = \phi_1(F_1(w) - F_1(\bar{w}_1))u_1$$

$$\Leftrightarrow G_1(w) = \frac{\phi_1 u_1}{[1 - \pi_1(1 - \lambda)](p_1 - u_1)}(F_1(w) - F_1(\bar{w}_1))$$

Pour un âge $i > 1$, la dynamique de la fraction des employés d'âge i rémunérés à un salaire inférieur ou égale à w à la période t est donnée par :

$$\begin{aligned} & (p_i - u_{i,t})G_{i,t}(w) = \\ & \pi_i [(1 - \lambda)(p_i - u_{i,t-1})G_{i,t-1}(w) + \phi_{i,t-1}(F_i(w) - F_i(\bar{w}_i))u_{i,t-1}] \\ & \quad + (1 - \pi_{i-1}) [\phi_{i-1,t-1}(F_{i-1}(w) - F_{i-1}(\bar{w}_{i-1}))u_{i-1,t-1} \\ & \quad + (p_{i-1} - u_{i-1,t-1})G_{i-1,t-1}(w)[(1 - \lambda)(1 - \max\{0, G_{i-1}(\bar{w}_i) - G_{i-1}(\bar{w}_{i-1})\})]] \end{aligned}$$

Pour les employés, la transition entre l'âge $i - 1$ et l'âge i peut conduire à des départs volontaires si le salaire accepté à l'âge $i - 1$ est inférieur au salaire de réservation de l'âge i . Cette fraction de départ volontaire est mesurée par $(1 - \pi_{i-1})(p_{i-1} - u_{i-1,t-1})G_{i-1,t-1}(w)(1 - \lambda) \max\{0, G_{i-1}(\bar{w}_i) - G_{i-1}(\bar{w}_{i-1})\}$. A l'équilibre stationnaire, on obtient :

$$\begin{aligned} & [1 - \pi_i(1 - \lambda)](p_i - u_i)G_i(w) = \\ & (1 - \pi_{i-1})[(1 - \lambda)(1 - \max\{0, G_{i-1}(\bar{w}_i) - G_{i-1}(\bar{w}_{i-1})\})](p_{i-1} - u_{i-1})G_{i-1}(w) \\ & \quad + u_i \pi_i \phi_i (F_i(w) - F_i(\bar{w}_i)) + u_{i-1}(1 - \pi_{i-1})\phi_{i-1}(F_{i-1}(w) - F_{i-1}(\bar{w}_{i-1})) \end{aligned}$$

Notons que le taux de chômage d'équilibre par âge dépend de la distribution des salaires, du fait que des employés décident de quitter leur emploi en fonction de leur salaire. De plus, la distribution des salaires à l'âge i est une fonction de la distribution des salaires à l'âge $i - 1$.

Finalement, on peut définir la distribution agrégée des salaires comme suit :

$$(p - u)G(w) = \sum_i (p_i - u_i)G_i(w)$$

où le taux de participation agrégé p est défini par $p = 1 - r$, où r représente le taux de retraité.

4.5 Résultats quantitatifs

4.5.1 Calibration

Afin d'étudier l'incidence de la retraite sur les choix de recherche et de participation, nous calibrons puis simulons le modèle présenté dans la section précédente. La période est supposée être le mois. Le facteur d'escompte est égal à 0,9967, ce qui correspond à un taux d'intérêt annuel de 4%. Les quatre groupes d'âge avant la période où les agents peuvent bénéficier du taux plein sont identiques à celles retenues dans la partie empirique : 10 ans pour C_1 ,

ce qui correspond au agent ayant en moyenne un age compris entre 25 et 34 ans, 15 ans pour C_2 , ce qui correspond aux 35-49 ans, 5 ans pour C_3 , ce qui correspond aux 50-54 ans, et enfin 5 ans pour C_4 , ce qui correspond aux 55-59 ans. La durée moyenne d'activité n'est que de 35 ans, car le modèle ne tient pas compte de la phase initiale d'entrée dans la vie active qui est délicate sur le plan de la modélisation. Concernant les deux dernières classes d'âge, on suppose que la durée de vie espérée en C_5 est de 5 ans, alors qu'elle est de 25 ans pour la classe C_6 , l'espérance de vie étant alors égale à 90 ans pour les agents entrée à 25 ans sur le marché du travail. Nous nous plaçons ici dans le régime démographique anticipé à l'horizon 2040.

On suppose que la fonction d'offre de salaires $F(w)$ est log-normale. En 1998 en France, la moyenne des salaires perçus était égale à 9641 Francs (Legendre [2004]), la valeur minimale du support, donnée par la valeur du salaire minimum, était de 5280 Francs et le rapport D9/D1 était de 3,1. La distribution des offres de salaire est alors définie sur le support tronqué $[5280; 3.1 \times 5280]$. Le salaire moyen offert correspond au salaire moyen observé. Enfin, la variance du logarithme des salaires offerts est fixée¹² à 0,5. Cette calibration permet d'obtenir une distribution des salaires proche de celle observée dans les données.

Concernant les revenus des agents sans emploi, on choisit de les approximer par les revenus moyens de l'assurance chômage. Ainsi, en 1998, ceux-ci s'élevaient à 5896 Francs. Afin que notre modèle reproduise correctement le taux d'emploi observé, il est nécessaire de tenir compte de la spécificité par âge des revenus issus de l'assurance chômage : ils sont faibles pour les agents jeunes car ceux-ci ne sont pas éligibles, et ils sont élevé en fin de cycle de vie car, à partir de 55 ans, ils ne sont plus dégressifs. Comme tous les agents sans emploi ne sont pas chômeurs on fixe leurs revenu à 90% des revenus moyens de l'assurance chômage pour les agents d'âge C_2 et C_3 (entre 35 et 49 ans), soit 5306,4 Francs. Pour les jeunes sans emploi (entre 25 et 34 ans), le revenu est fixé à 57% du revenu moyen versé par l'assurance chômage, soit 3032,2 Francs. Enfin pour les seniors (entre 55 et 59), cette allocation est fixée à 7296,3 Francs, soit 75% du salaire moyen¹³. Cette calibration des taux de remplacement permet au modèle de reproduire l'évolution du taux d'emploi sur le cycle de vie (voir le tableau 7).

Concernant les retraites, on suppose qu'elles correspondent à la pension moyenne observée en 1998, *i.e.* 8299 Francs. Notons que pour cette calibration des pensions, le taux d'activité pour les 60-64 est de 29% dans le modèle, alors

¹²Lors de l'étalonnage, on normalise cette distribution pour que $F(\bar{w}) = 1$.

¹³Ce revenu des agents sans emploi d'âge C_4 représente également 1,375 fois le revenu moyen versé par l'assurance chômage.

qu'il n'est que de 14,73% dans les données.

En utilisant le Panel Européen des Ménages, on calibre le taux de destruction exogène des emplois à partir du taux moyen de licenciement : λ est fixé à 0,0111, quel que soit l'âge.

TAB. 7 – TAUX D'EMPLOI

âges	C_1	C_2	C_3	C_4	C_5
modèle	0.8424	0.8307	0.8492	0.6035	0.2911
données	0.8468	0.8931	0.8497	0.6045	0.1473

La forme fonctionnelle de la fonction d'utilité est la suivante :

$$u(y, T - z) = \frac{(y^\nu(T - z)^{1-\nu})^{1-\sigma}}{1 - \sigma}$$

Les paramètres de cette fonction d'utilité sont fixés comme suit : $\sigma = 1,5$ et $\nu = 0,5$ ce qui implique que $\tilde{\sigma} = 1,25$ où $\tilde{\sigma}$, donnant une mesure de l'aversion relative pour le risque, est défini par $1 - \tilde{\sigma} = \nu(1 - \sigma)$. Cette valeur de l'aversion pour le risque est dans l'intervalle de confiance des estimations de Attanasio, Banks, Meghir et Weber [1999]. On normalise à l'unité la dotation en temps $T = 1$ et on suppose que le temps de travail correspond en moyenne à $l = 0,25$.

La fonction qui relie l'effort de recherche à la probabilité de recevoir une offre de travail est calibrée comme suit :

$$\phi(s) = \gamma s = 0,3s \quad \text{où } s \in [0; T]$$

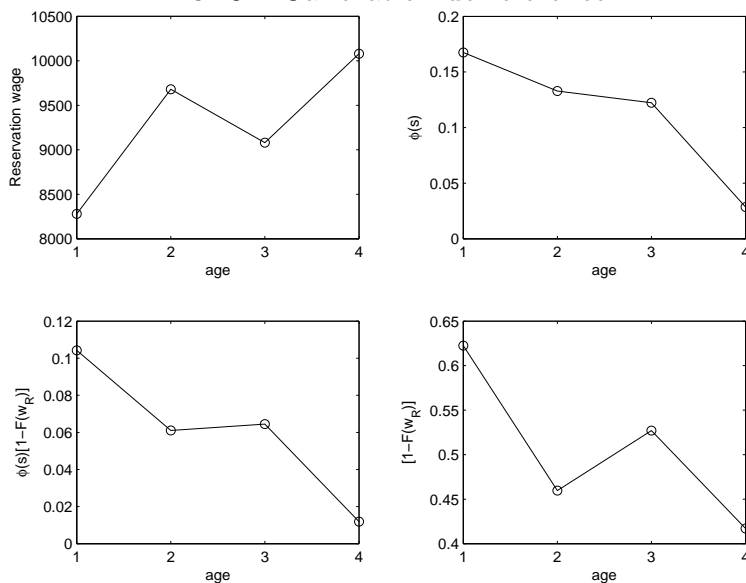
4.5.2 L'économie de référence

Les graphiques 3, 4 et 5 illustrent les principaux mécanismes économiques du modèle. D'une part, et ce de façon triviale, le niveau des allocations chômage joue un rôle important sur le salaire de réservation des individus aux âges extrêmes : les jeunes qui en sont moins bénéficiaires, ont des salaires de réservation faibles, alors que les seniors, qui bénéficient d'un système non-dégressif, ont un salaire de réservation élevé (voir graphique 3). La proportion des salaires acceptés est donc décroissante avec l'âge (voir $[1 - F(w_R)]$ sur le graphique 3). Comme l'effort de recherche décroît tout au long du cycle de vie, et par la même, la probabilité de contact (voir $\phi(s)$ sur le graphique 3), cette structure de l'assurance chômage conduit naturellement à de faible taux de reprise d'emploi pour les seniors (voir $\phi(s)[1 - F(w_R)]$ sur le graphique 3).

Cette structure de l'allocation chômage diminue le taux d'acceptation des seniors alors même que ceux-ci auraient tendance à accepter plus facilement des offres de salaire faibles car le nombre de tirage auquel ils ont droit diminue.

En serait-il de même si le système d'allocation chômage n'était pas plus généreux pour les seniors que pour les autres tranches d'âge ? Les graphiques 4 et 5 montrent que ce résultat est robuste : dans un premier scénario, on suppose que tous les agents sans emploi gagnent 6000 Francs, ce qui correspond à un ratio de remplacement de 60% du salaire moyen, puis dans un second cas, on suppose que l'allocation chômage est pour toutes les classes d'âge identique à celle des seniors, *i.e.* 75% du salaire moyen. La comparaison des graphiques 4 et 5 indique que l'élasticité des taux de reprise, et donc le taux d'emploi, dépend du ratio de remplacement. Toutefois, l'effet de l'horizon sur l'incitation à la recherche d'un nouvel emploi domine toujours dans nos simulations l'effet de décroissance du salaire de réservation. En effet, après 55 ans, les incitations à la recherche d'emploi sont faibles car l'horizon pendant lequel on profite du surplus de l'emploi se raccourcit. Etant donné nos

FIG. 3 – Calibration de référence



hypothèses sur les comportements, le choix optimal de recherche d'emploi est solution de¹⁴ :

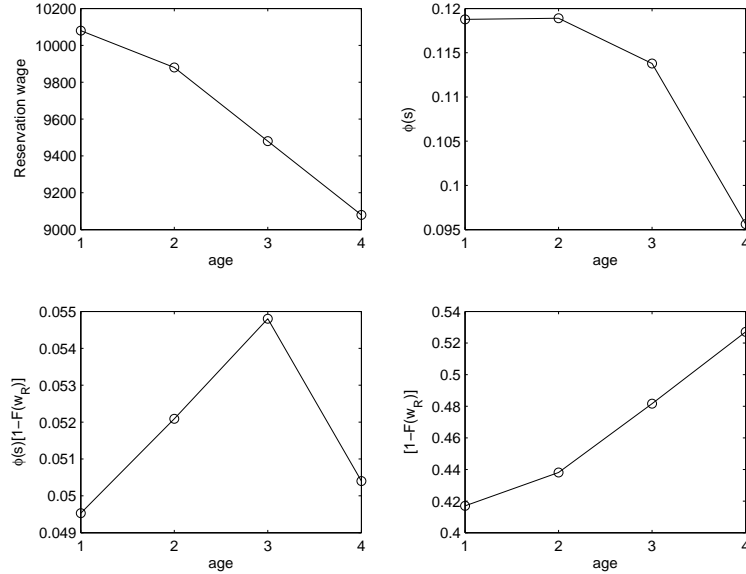
$$s_i = T - \left\{ \frac{\gamma\beta\mathcal{S}}{(1-\nu)(bH_i)^{\nu(1-\sigma)}} \right\}^{\frac{1}{(1-\nu)(1-\sigma)-1}} \quad \text{où :}$$

¹⁴On peut noter que notre fonction d'utilité implique que des gains salariaux issus de l'expérience ne changent pas le profil de l'effort de recherche sur le cycle de vie.

$$\mathcal{S} = \pi_i \left[\int \max[V_i^e(w), V_i^u] dF(w) - V_i^u \right]$$

L'écart entre la valeur de l'emploi et celle du chômage tend à se réduire car le

FIG. 4 – Revenus des sans-emplois sont constants sur leurs cycles de vie - $b = 6000$ Francs

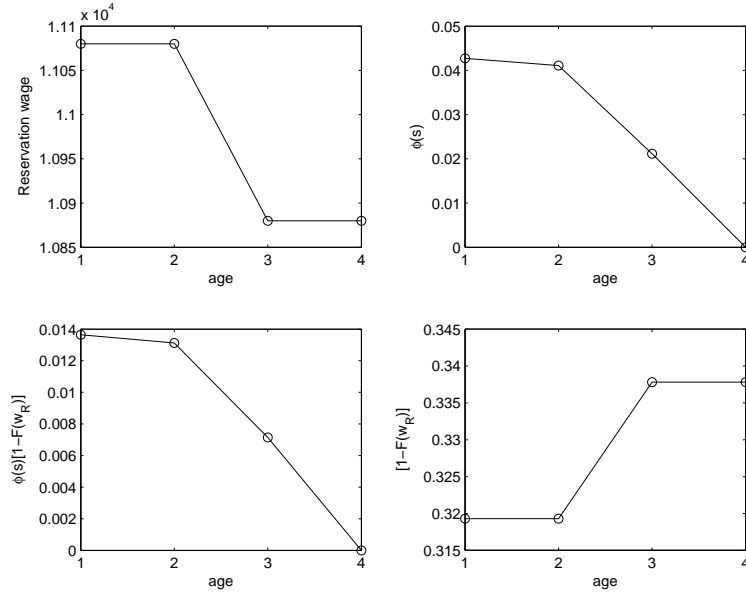


terme \mathcal{S} , mesurant le surplus de l'emploi, diminue lorsque l'on se rapproche de la fin de vie active représentée par l'âge de la retraite¹⁵. La raison principale vient du fait que les valeurs de l'emploi et du chômage convergent parce qu'elles dépendent toutes les deux de la même valeur de la retraite. En outre, l'horizon est raccourci par la proximité de la retraite.

Notons que l'incidence de l'allocation chômage sur l'effort de recherche dépend, quant à son signe, de la substituabilité entre consommation et loisir. Ici, une hausse des allocation chômage conduit à une baisse de l'effort de recherche (hausse du loisir), indiquant que loisir et consommation sont complémentaires. Ainsi, ces deux expériences où l'indemnité chômage est constante sur le cycle de vie mettent bien en évidence les deux forces agissant en sens opposé : (i) la décroissance du salaire de réservation, et (ii) la diminution de l'effort de recherche. Si la première force tend à accroître le taux d'emploi, la seconde tend quant à elle à le diminuer. Nos simulations montrent que l'effet de découragement transitant par l'effort de recherche domine l'effet de baisse du salaire de réservation. Evidemment, dans la calibration de référence

¹⁵Nous raisonnons en sachant que les agents préfèrent la retraite en période $C5$.

FIG. 5 – Revenus des sans-emplois sont constants sur leurs cycles de vie - $b(C_4) = 7296,3$ Francs



où les allocations chômage sont plus élevées en fin de cycle de vie active, l'effet découragement est relayé par la hausse du salaire de réservation.

4.5.3 L'introduction d'incitations au prolongement de l'activité

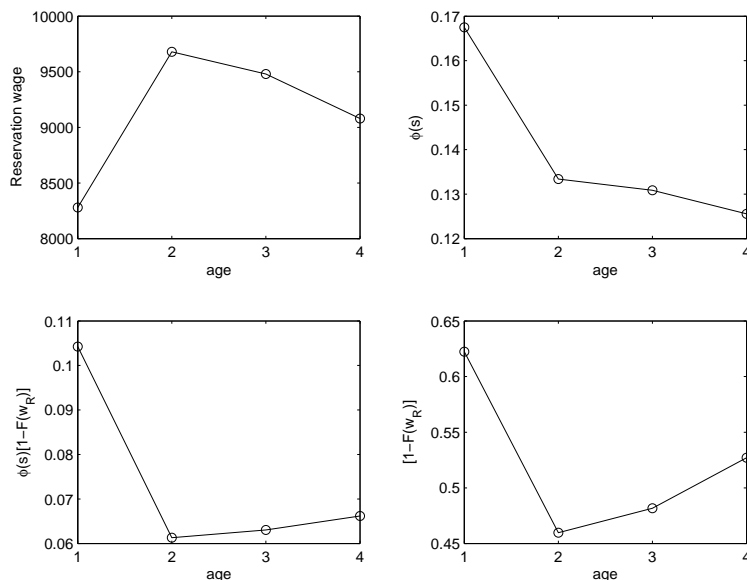
Afin de lutter contre la baisse du taux d'emploi en fin de cycle de vie, on propose de baisser la taxe implicite sur le prolongement de l'activité. La pension des individus qui partent en retraite à 65 ans (début de période C_6) est augmentée de 50%. Cette calibration de la "surcote" est basée sur une précédente étude de Hairault, Langot et Sopraseuth [2004], où, à l'âge de 65 ans, les surcotes actuariellement neutres sont de 21,58% pour les cadres, 52,55% pour les professions intermédiaires et 55,70% pour les ouvriers-employés. Conformément aux institutions en place sur le marché du travail français, lorsque l'agent arrive à 60 ans et qu'il est chômeur, il est obligé de partir à la retraite. En revanche, les individus en emploi âgés de 60 ans peuvent conserver leur position jusqu'à l'âge de 65 ans.

Introduire un accroissement de la pension pour les individus qui choisissent de travailler en moyenne cinq ans de plus, accroît la valeur de l'emploi, qui est la seule option qui permet d'avoir accès à cette surcote.

Ainsi, pour les chômeurs âgés de plus 55 ans, les incitations à la reprise d'emploi sont plus grandes, et donc potentiellement le taux d'emploi des se-

niers peut croître. Cette anticipation de suppléments de gains futurs domine-t-elle l'effet désincitatif du système d'indemnisation généreux ? Le graphique

FIG. 6 – Calibration de référence



6 montre que, pour notre calibration, les incitations sont suffisantes pour lutter contre la baisse du taux d'emploi de seniors. En effet, la comparaison des graphiques 6 et 3 montre que la baisse du salaire de réservation est plus grande avec la mise en place d'incitations. En effet, la transition vers l'emploi est une meilleure opportunité. Pour avoir accès à la position d'emploi permettant d'avoir des pensions futures élevées, les agents sans emploi sont prêts à renoncer à des gains salariaux aujourd'hui. Cette baisse des exigences tend à améliorer le taux d'emploi. Même si certains emplois acceptés sont moins bien rémunérés, l'effort de recherche s'accroît en période $C4$. Les graphiques 7 et 8 montrent que cet effet est encore plus important lorsque l'on élimine le différentiel d'indemnisation en faveur des seniors. Ce résultat est donc robuste, quel que soit le niveau de l'allocation chômage.

Cela se traduit par une augmentation de l'emploi des travailleurs âgés. Même dans le cas d'une générosité inchangée de l'inactivité, la perspective de profiter d'une retraite plus élevée conditionnellement à travailler plus longtemps implique même maintenant un taux d'emploi supérieur aux autres catégories d'âge. Par ailleurs, le taux d'emploi augmente entre 60 et 64 ans : il passe à 52%. Cette augmentation est la combinaison du double dividende attendu : plus d'individus sont encore en activité à 60 ans et plus d'individus choisissent de continuer à travailler jusqu'à 65 ans. Pour analyser les effets des

FIG. 7 – Revenus des sans-emplois sont constants sur leurs cycles de vie - $b = 6000$ Francs

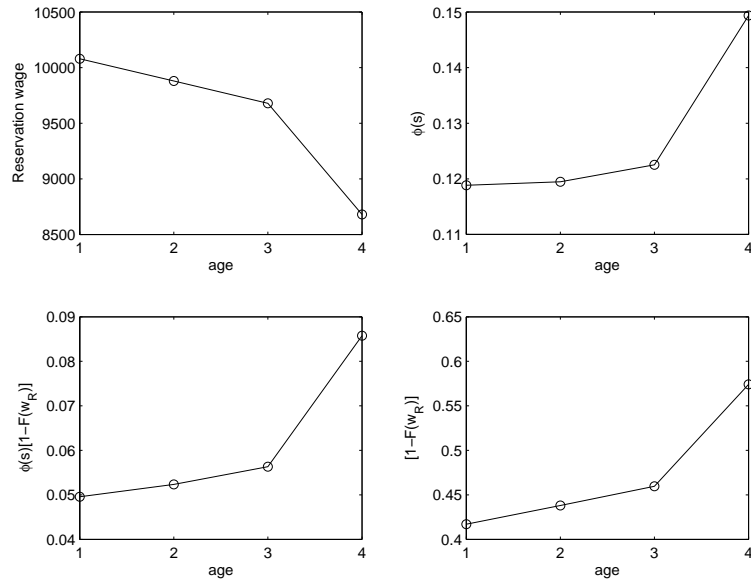
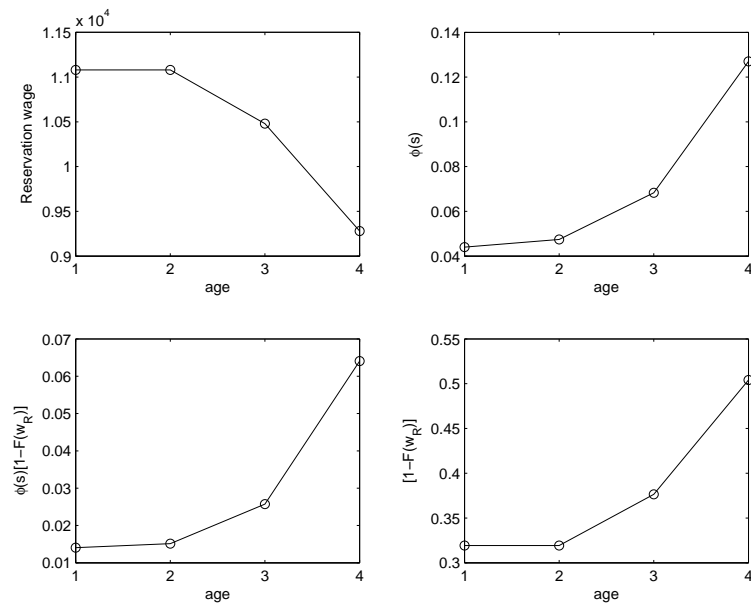


FIG. 8 – Revenus des sans-emplois sont constants sur leurs cycles de vie - $b(C_4) = 7296,3$ Francs



TAB. 8 – TAUX D’EMPLOI

âges	C_1	C_2	C_3	C_4	C_5
modèle de référence	0.8424	0.8307	0.8492	0.6035	0.2911
modèle avec incitations	0.8424	0.8312	0.8469	0.8547	0.5166

incitations sur les comportements des agents, le tableau 9 donne l’évolution des salaires de réservation en fin de cycle de vie.

TAB. 9 – SALAIRES DE RÉSERVATION EN FRANCS

	C_4	C_5
modèle de référence	10080	11080
modèle avec incitation	9080	5280

Pour chaque tranche d’âge, les incitations conduisent à une baisse du salaire de réservation qui se traduit pour les agents d’âge différents de la manière suivante :

- Sans incitations, pour un âge compris entre 60 et 64 ans (C_5), seuls les agents gagnant plus de 11080 Francs restent en emploi, alors qu’avec les incitations, tous les employés souhaitent rester en emploi¹⁶. Ce premier résultat montre que la probabilité d’une prolongation d’activité est accrue avec les incitations.
- les incitations augmentent également le taux de retour vers l’emploi (réduction du salaire de réservation et hausse de l’effort de recherche) des agents ayant un âge compris entre 55 et 59 ans (C_4) : la position d’employé de par la prime qu’elle rapportera à terme rend acceptable des pertes de salaire et de loisir aujourd’hui. Sans incitations le salaire de réservation des 55-59 est de 10080 Francs, alors qu’il n’est que de 9080 Francs lorsque l’on introduit les incitations. Plus d’emplois sont donc acceptés en C_4 .

Ainsi, les incitations permettent d’accroître le taux d’emploi en C_4 , et augmente la fraction de agents incités à travailler en C_5 . Ces deux effets se multiplient pour finalement conduire à un accroissement significatif du taux d’emploi en C_5 .

¹⁶Tous ceux qui gagnent plus de 5280 Francs restent en emploi. Or, ce montant correspond au salaire minimum de la distribution : tous les salaires offerts précédemment sont donc acceptables.

5 Conclusion

S'appuyant sur des estimations en coupe sur un panel de pays et sur l'enquête Emploi en France, il semble que l'âge de la retraite en déterminant l'horizon de fin de vie active influe sur le taux d'emplois des seniors. C'est pourquoi les pays ayant un âge de départ en retraite relativement reculé présentent des taux d'emplois des 55-59 ans relativement élevés. A un niveau individuel, la distance à la retraite conditionne la probabilité d'être en emploi. Ces faits nous ont incité à construire un modèle permettant de fonder théoriquement cet effet et ensuite d'évaluer de façon quantitative les implications sur le taux d'emploi des seniors de la mise en place de surcote pour ceux qui décident de retarder leur retraite. En donnant plus de valeur à l'emploi, ces politiques incitatives apparaissent efficaces, non seulement pour augmenter la proportion des individus qui prolongent leur activité, mais aussi le nombre d'individu en position de le faire, grâce au retour vers l'emploi de travailleurs auparavant inactifs. En redonnant une valeur à l'emploi en fin de vie active, cette politique révèle que le système des pré-retraites ou du chômage dispensé de recherche n'a un impact négatif particulièrement important sur le taux d'emploi que dans la mesure où les agents n'ont aucune incitation positive à rester en emploi.

Il reste à prendre en compte la demande de travail pour s'assurer de l'employabilité des travailleurs âgés. Nous pensons que le taux de recrutement particulièrement faible de travailleurs âgés tient également en partie d'un horizon trop court pour rentabiliser les coûts de recherche et les dépenses de formation. C'est pourquoi nous anticipons que les incitations à la prolongation d'activité peuvent également jouer un rôle positif sur l'emploi des seniors, même et surtout si l'on prend en compte le côté demande de travail. Il reste naturellement à vérifier cette conjecture.

Bibliographie

Attanasio, O.P., Banks, J., Meghir, C. et Weber, G., "Humps and bumps in lifetime consumption", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 17", p.22-35, 1999.

Castaneda, A., Diaz-Gimenez, J. et Rios-Rull, V., "Earnings and wealth inequality and income taxation : quantifying the trade-offs of switching the U.S. to a proportional income tax system", miméo PEN University, 1998.

Charpin, "Rapport au Premier Ministre : l'avenir de nos retraites", Documentation française, 1999.

Chéron, A., Hairault, J.O. et Langot, F., "Labor market Institutions and the employment-productivity trade-off : a Wage posting approach", working paper Cepremap, 2004.

Garibaldi, P. et Wasmer, E., "Labor market flows and equilibrium search unemployment", working paper IZA, 406, 2001.

Hairault, J.O., Langot, F et Sopraseuth, T., "A quantitative investigation of the Laffer curve on the continued work tax. The French case", working paper Cepremap, 2004.

Legendre, N., "Evolution des niveaux de vie de 1996 à 2001", *INSEE Première*, vol.947, 2004.

Ljungqvist, L. et Sargent, T., "The European Employment Experience", working paper Stanford University, 2002.

McCall, J., "Economics of information and job search", *Quarterly Journal of Economics*, vol.84, p.113-126, 1970.