

CHOIX D'ÂGE DE DÉPART EN RETRAITE ET EMPLOI DES SENIORS EN FRANCE : QUE NOUS ONT APPRIS LES RÉFORMES PASSÉES ? FONDEMENTS MICROÉCONOMIQUES, BOUCLAGE MACROÉCONOMIQUE ET ÉVALUATIONS DES RÉFORMES

François Langot¹

Le Mans Université (GAINS-TEPP & IRA), Paris School of Economics, Observatoire macro du Cepremap (ENS-Paris), IZA, membre honoraire de l'Institut universitaire de France

Depuis plus de 30 ans, des réformes du système de retraite français ont permis d'assurer sa soutenabilité financière dans un environnement démographique changeant. En plus de la pérennité des retraites à la française, elles ont réduit l'exclusion prématurée des seniors de l'emploi. Cet article vise à remettre en perspective ces deux résultats, sur la base des réformes des retraites en France. Premièrement, le recul de l'âge du taux plein crée un premier dividende en réduisant le nombre de retraités et en augmentant le nombre de cotisants au-delà de l'âge du taux plein, diminuant une première fois les déficits des caisses de retraite. Deuxièmement, le recul de l'âge de la retraite « cause » un accroissement de l'emploi des seniors avant l'âge du taux plein et augmente donc le nombre de cotisants, ce qui génère alors un second dividende pour les caisses de retraite et pour l'ensemble de l'économie. Pour reculer l'âge effectif de départ en retraite, on montre que les mesures incitatives telles que des surcotes sont un instrument puissant pour un recul volontaire de l'âge de la retraite, et non imposé comme dans le cas du recul de l'âge légal. Les effets positifs du recul de l'âge de la retraite sur l'emploi des seniors sont fragiles car ils reposent sur l'absence de mesures qui viendraient briser l'anticipation d'un allongement de l'horizon de travail des seniors, telles que les différentes mesures spécifiques aidant au non-emploi en fin de cycle de vie.

Mots clés : Retraite, emploi des seniors.

1. Les résultats présentés dans cette synthèse sont issus des nombreux articles que j'ai publiés avec J.-O. Hairault, T. Sopraseuth et A. Chéron, entre autres. Ces travaux ont été menés au sein du Cepremap, sous l'impulsion initiale de P.-Y. Hémin, que je remercie pour l'opportunité qu'il m'a donnée de travailler sur ce sujet. Je remercie également les participants à la table ronde organisée par V. Touzé à l'OFCE : ces discussions m'ont permis d'écrire cette contribution. Je suis seul responsable des erreurs et omissions.

À l'issue de son élection en mai 1981, François Mitterrand a permis aux Français de faire passer l'âge de départ en retraite de 65 ans à 60 ans pour les personnes ayant cotisé 37,5 années² en expliquant : « Il faut donc permettre à ceux qui le souhaitent de partir en retraite plus tôt qu'ils ne partaient à 65 ans. Et il faut instituer une solidarité entre actifs et retraités face aux graves problèmes de l'emploi³. » Au-delà d'une pénibilité des tâches pouvant justifier certains départs précoces, l'idée de « partage du travail » entre les générations est également présente, les anciens partant pour donner leurs places aux jeunes dans une économie en pénurie d'emploi.

L'adoption (en 1982) de cette réforme paramétrique a pu faire penser aux Français qu'elle était soutenable, y voyant alors un « acquis social », même si aucun autre pays développé ne suivait ce chemin^{4,5}. Mais, l'équilibre d'un système de retraite par répartition est dépendant des évolutions démographiques, hélas incompatibles avec cette décision : si, en 1981, il y avait encore 2,6 cotisants pour un retraité, il n'y en avait plus que 1,6 en 1993, date de la première « contre-réforme » ! Au-delà du nombre effectif de cotisants par rapport au nombre de retraités, le nombre potentiel de cotisants, *i.e.*, le nombre de personnes en âge de travailler, par rapport au nombre potentiel de retraités, *i.e.*, le nombre de personnes trop âgées pour travailler⁶, a aussi fortement diminué. Mais ce rapport actifs/inactifs dépend de façon cruciale de

2. L'ordonnance du 19 novembre 1945 fixait l'âge de la retraite à taux plein, moyennant 37,5 années de cotisations, à 65 ans. Parmi les 110 propositions du candidat socialiste à l'élection présidentielle, la numéro 82 était : « Le droit à la retraite à taux plein sera ouvert aux hommes à partir de 60 ans et aux femmes à partir de 55 ans. » Cette proposition figurait déjà dans le programme commun du 27 juin 1972 des partis socialiste et communiste français. La différence homme/femme fut abandonnée dans l'ordonnance de 1982.

3. « Discours de M. François Mitterrand, Président de la République, à l'occasion de la journée mondiale des personnes âgées, Paris, Palais des congrès, jeudi 7 avril 1982 », <https://www.vie-publique.fr/discours/>.

4. Guillemard (1986) remarque aussi que cette réforme n'était pas soutenue par les syndicats, conscients que le fardeau de la charge des nombreux préretraités de l'époque financée par l'État devrait à l'avenir l'être par les caisses de retraite gérées par les partenaires sociaux. Cette réforme sera adoptée par ordonnance, en 1982, dispensant ainsi le gouvernement de tout débat parlementaire, même si l'Assemblée nationale avait voté le 11 décembre 1981 une loi d'orientation sociale qui entérinait le principe de l'abaissement à 60 ans de l'âge légal de départ à la retraite à taux plein.

5. Des chemins opposés ont même été pris dans d'autres pays. Aux États-Unis, où le *Social Security Act* de Reagan de 1983 a permis de réaliser d'importantes réserves financières qui contribuent aujourd'hui à soutenir l'équilibre financier (voir Touzé (2011)). En Suède, le régime de retraite principal profite d'une démographie favorable pour faire également d'importantes réserves, ce qui a permis d'adopter une réforme systémique de compte notionnel en 1999 dans un contexte financier favorable.

l'âge à partir duquel les personnes sont considérées comme étant trop âgées pour travailler : avec une norme sociale fixée à 60 ans comme frontière entre travail et retraite, le nombre d'actifs qui était de 2,99 pour un retraité en 1982, chute à 1,8 en 2022, alors que, si cette norme passait à 65 ans, on retrouverait aujourd'hui 2,62 actifs pour un retraité. Dans un système où l'équilibre financier se résume à⁷

$$\begin{aligned} \Rightarrow \text{nombre de cotisants} \times \text{taux de cotisation} &= \text{nombre de retraités} \\ &\times \text{ratio de remplacement des pensions} \\ \Rightarrow \text{ratio de remplacement des pensions} &= \\ &= \frac{(\text{nombre de cotisants})}{(\text{nombre de retraités})} \times \text{taux de cotisation} \end{aligned}$$

il est évident que sans changer la pression fiscale (cotisations constantes) et la générosité des pensions (ratio de remplacement constant), l'ajustement ne peut se faire que par l'âge de la retraite, *i.e.*, en changeant la norme sociale qui définit la frontière entre travail et retraite⁸. Comme aucun desserrement de cette très forte contrainte démographique n'était prévu après 1982, des correctifs successifs (en 2003, 2010, 2014 puis 2023) furent nécessaires pour rééquilibrer les comptes de la retraite par répartition⁹. Dans une certaine mesure, ces deux décennies de réformes peuvent être vues comme une implémentation d'une des recommandations du rapport Charpin de 1999 : « Le recul progressif de l'âge de la retraite pourrait favoriser le rééquilibrage des régimes par répartition sans peser ni sur les revenus des retraités ni sur ceux des actifs. Il est justifié à la fois par l'allongement de la vie, le recul de l'âge d'entrée dans la vie active, et l'amélioration de l'état de santé des plus de 60 ans » (Charpin, 1999, p. 15).

À la fin des années 1990, un partenariat entre le Commissariat général au Plan et le Centre pour la recherche économique et ses applications (Cepremap) vit le jour avec pour objectif de déterminer les

6. Ce rapport démographique, crucial pour l'équilibre d'une retraite par répartition, est différent du rapport cotisants/retraités, car il donne le rapport entre la capacité globale de financement (toutes les personnes en âge de travailler) et les besoins globaux (tous les éligibles à la retraite).

7. Le ratio de remplacement des pensions est le ratio entre la pension et le dernier salaire.

8. Cette relation indique clairement que, si le taux de cotisation est de 25 %, avec un rapport démographique actifs/retraités à 3, il est possible de financer un ratio de remplacement à 75 %. Avec un ratio démographique à 1,8, il n'est plus possible de financer qu'un ratio de remplacement de 45 % !

9. Le recours à une hausse du taux de cotisation a été souvent mobilisé depuis le début des années 1970. Une moindre générosité dans le calcul des pensions s'observe depuis la réforme de 1993, car 1) plus de trimestres pour une retraite à taux plein ont été progressivement nécessaires, 2) le calcul du salaire de référence est passé d'une moyenne sur 10 années à une moyenne sur 25 années, et 3) la valeur du point des pensions complémentaires s'est petit à petit dégradée, etc.

ajustements « socialement acceptables » de notre système de retraite afin qu'il soit financièrement viable. Ces recherches se sont également penchées sur l'emploi des seniors. En particulier, sur ce sujet, le débat public français fait souvent ressortir l'idée suivante : « [...] on [la France] est l'un des pays où le taux d'emploi des seniors est le plus bas. Il s'élevé à 60 % en Allemagne, 70 % en Suède et autour de 35 % chez nous. C'est une situation de schizophrénie : il faut faire travailler les gens plus longtemps mais on les met dehors plus tôt, avant l'âge de départ¹⁰ ! » Cet argument est souvent repris dans le débat français pour s'opposer au recul de l'âge de la retraite en demandant que soit d'abord augmenté le taux d'emploi des seniors. Pourtant, des recherches menées depuis le milieu des années 2000 ont montré que la causalité était inverse : c'est en reculant l'âge effectif de départ en retraite que le taux d'emploi des seniors augmentera, créant donc un second dividende au report de l'âge de départ en retraite. Depuis la première réforme reculant l'âge de départ en retraite (1993), force est de constater que le taux d'emploi des seniors a doublé, alors qu'il avait baissé de 25 points de pourcentage entre 1981 et 1993. L'ensemble de ces résultats de recherches sera résumé dans cet article, car ils contribuent à éclairer, encore aujourd'hui, le débat sur l'impact économique d'une réforme des retraites.

Si on se réfère à la théorie économique, l'acceptabilité sociale de l'adaptation du système de retraite français aux réalités démographiques et financières nécessite un élargissement des choix des individus, un accroissement des opportunités d'emploi et un resserrement des inégalités. Depuis les premiers travaux de Gruber et Wise (1998), ces préoccupations conduisent alors naturellement à modéliser les choix des individus et donc leur bien-être en tenant compte de leurs âges, des différentes opportunités qu'ils peuvent avoir au cours de leurs cycles de vie et des revenus autres que ceux du travail¹¹. C'est dans ce contexte qu'ils évaluent à quel âge l'option de retraite est préférable et donc choisie librement. Bien évidemment, ces choix dépendent aussi de l'éducation qui va rendre les carrières hétérogènes, ainsi que les espérances de vie et les revenus hors travail (patrimoine et autres). Ils sont

10. « "Il faut mettre la loi en suspens, temporiser", une conversation avec Laurent Berger », *Le Grand Continent*, 25 mars 2023, <https://legrandcontinent.eu/>. Le taux d'emploi des 55-64 ans est effectivement plus faible en France qu'en Allemagne et en Suède, mais il est de 57,3 % contre 73,7 % et 77,8 % (voir données OCDE, 2023, <https://data.oecd.org/>). Pour les femmes (les hommes), ce taux est 56,1 % (58,6 %) contre 70,1 % (77,3 %) et 74,3 % (81,3 %) pour respectivement l'Allemagne et la Suède.

11. Voir Coile *et al.* (2022) pour un descriptif complet du programme initié par Gruber et Wise.

aussi contraints par les règles que le système de retraite impose, de façon très différenciée, aux individus. Cette hétérogénéité multidimensionnelle est au cœur de la complexité de l'analyse des systèmes de retraite. À celle-ci, il est nécessaire d'ajouter les contraintes macro-économiques de financement qui permettent d'assurer la reproduction du système, *i.e.*, la pérennité de cette protection sociale pour les générations futures. Ainsi, pour analyser simultanément le bien-être, la diversité des trajectoires individuelles et la soutenabilité macroéconomique des retraites, un modèle d'équilibre général où les agents sont hétérogènes est le plus approprié¹². L'équilibre dépendra du design du système de retraite et donc toutes modifications de ce dernier conduira à un nouvel équilibre où les choix de chaque individu de l'économie seront adaptés en fonction de ses préférences et opportunités définissant son bien-être. Cette approche ne néglige pas que la production, et donc l'ensemble des revenus qu'il est possible de distribuer, résulte des choix individuels d'épargne et d'offre de travail, car les entreprises produisent grâce aux employés et au capital. Elle permet aussi de répondre aux questions importantes sur l'évolution des tensions sur l'équilibre entre épargne et investissement qui conduisent depuis longtemps à dériver vers des taux d'intérêt de plus en plus faibles¹³.

Comment corriger les déséquilibres induits par la réforme de 1981 (abaissement de l'âge de départ en retraite), dans un environnement qui n'a fait que les amplifier (progrès de l'espérance de vie) ? Entre 1981 et 1995, l'espérance de vie des hommes (des femmes) à 60 ans a gagné 2 ans et 3 mois (2 ans et 8 mois), alors que l'âge moyen de départ en retraite a baissé de 3 ans et 10 mois (3 ans et 3 mois), soit une durée de retraite augmentée de 6 ans et 1 mois (6 ans). Entre 1995 et 2020, l'espérance de vie des hommes (des femmes) à 60 ans a encore gagné 2 ans et 10 mois (2 ans et 2 mois), alors que l'âge moyen de départ en retraite a continué à baisser de 1 an et 6 mois (1 an et 4 mois), soit une durée de retraite encore augmentée de 4 ans et 4 mois (3 ans et 6 mois). Sur la période, cela fait donc approximativement 10 années supplémentaires passées en retraite et donc à

12. Voir les travaux précurseurs de Imrohroglu, Imrohroglu et Joines (1999), Fuster (1999), Conesa et Krueger (1999), Storesletten, Telmer et Yaron (1999), Gertler (1999) et Fuster, Imrohroglu et Imrohroglu (2003) où l'âge de départ en retraite est exogène, et ceux de Rust (1989), Stock et Wise (1990), Berkovic et Stern (1991) et Rust et Phelan (1997) où l'âge de départ en retraite est choisi par les individus. Voir également Borsch-Supan, Ludwig et Winter (2006), Galasso (2008) ou Díaz-Gimenez et Díaz-Saaveda (2009). Les méthodes de micro-simulation peuvent être une alternative, voir Blanchet *et al.* (2011).

13. Voir Blanchard (2023) pour une discussion sur l'évolution historique des taux d'intérêt.

financer¹⁴. Dans ce contexte, le solde du budget du système de retraite sera négatif d'en moyenne 0,5 point de PIB par an entre 2024 et 2044¹⁵. Il y aura donc trop de prestations versées par rapport aux cotisations perçues. Sans les « contre-réformes » entamées en 1993, les dépenses de retraite représenteraient 17 % du PIB en 2023, alors qu'elles ne sont effectivement que de 12,6 %, mais pour des recettes prévues qui ne dépasseront pas 12 % du PIB¹⁶.

Au-delà de ce problème récurrent de déficit, les départs précoces en retraite privent la France d'une force de travail et donc de richesses très importantes¹⁷. Aucun pays au monde ne peut se passer du travail des 60-65 ans¹⁸. Le graphique 1 montre à quel point l'emploi des seniors est affecté par les changements des paramètres du système de retraite : de 1981 à 1993, alors que la baisse de l'âge de départ en retraite se diffuse dans la population, le taux d'emploi des 55-64 ans chute fortement (-18 pp), puis après 1993, alors que l'âge de départ se stabilise puis augmente progressivement, le taux d'emploi des 55-64 ans progresse continûment (+25 pp)¹⁹. Comme le montre le graphique 2a, la hausse du taux d'emploi des seniors après 1995 est un phénomène très particulier qui ne s'observe pas sur le taux d'emploi des autres tranches d'âge de la population. Sans être la preuve d'un effet causal, ces figures suggèrent que les hausses de l'âge de départ en retraite ont permis de faire croître l'emploi des seniors. Enfin, le graphique 2b semble indiquer que ces seniors qui restent davantage en emploi ne

14. Les Français ont aujourd'hui le nombre d'années passées en retraite le plus important : 24 (27) ans pour les hommes (femmes) alors que cette durée est de 20 (23) ans en Allemagne et 19 (22) ans en Suède respectivement. Voir données du Conseil d'orientation des retraites (COR), 2022, <https://www.cor-retraites.fr/node/584>.

15. L'estimation de ce solde dépend des prévisions de croissance. Si la croissance était excessivement forte (1,6 %), ce solde ne serait déficitaire que de 0,16 % par an, alors que si elle était excessivement faible (0,7 %) le solde serait déficitaire de 6,3 % par an. Voir données du COR, 2022, <https://www.cor-retraites.fr/node/595>.

16. Voir données du COR, 2022, <https://www.cor-retraites.fr/node/595>.

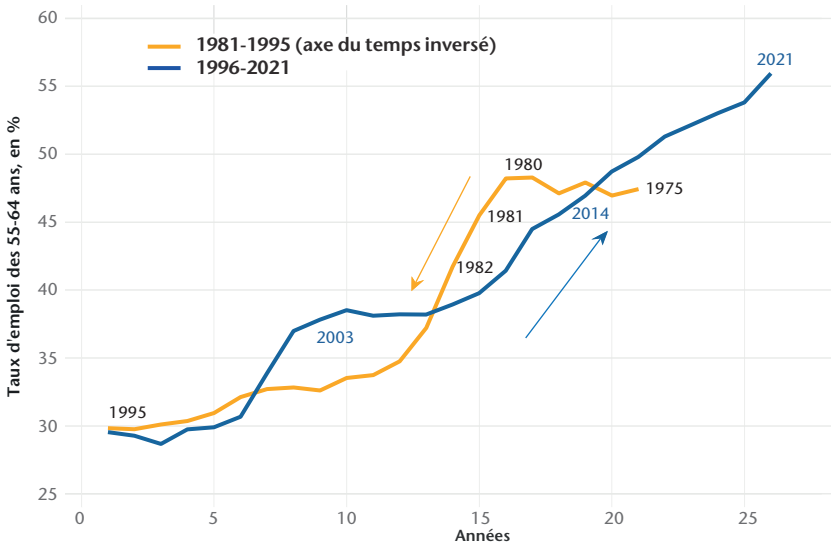
17. En 1981, l'âge moyen auquel les employés du secteur privé partaient en retraite était de 63 ans. Il a atteint son minimum en 2006 avec 61 ans. Il a ensuite progressé pour retrouver aujourd'hui son niveau « pré-réforme 1982 » (63 ans) pour un âge d'ouverture des droits à 62 ans (voir données du COR, 2022, <https://www.cor-retraites.fr/node/595>). Notons que cet âge d'ouverture des droits est 64 ans en Suède, 65 ans au Japon, et 67 ans en Allemagne, Belgique, Canada, Espagne et Pays-Bas, et 68 ans au Royaume-Uni (voir données du COR, 2022, <https://www.cor-retraites.fr/node/595>).

18. En 2023, cette tranche d'âge représente 11,2 % de la population en France en âge de travailler (20-65 ans). Voir données de l'Institut national des études démographiques (INED), 2022, <https://www.ined.fr>. La part des salaires dans la valeur ajoutée étant de 67 %, perdre *ad vitam* 11 % des employés revient à perdre 7,4 % de PIB chaque année avec une fonction de production Cobb-Douglas !

19. Même avec cette forte hausse, la France reste en retard avec un taux d'emploi en 2021 des 55-64 ans de 56 % alors qu'il est de 62 % aux États-Unis, de 64,5 % au Royaume-Uni, de 72 % en Allemagne et de 77 % en Suède (données OCDE).

« prennent » pas le travail des jeunes, l'écart entre ce dernier et celui de la population des 25-54 ans n'ayant cessé de croître, quelle que soit l'évolution de l'âge de départ en retraite (à la baisse jusqu'au début 2000 puis à la hausse ensuite²⁰). Même si l'augmentation du taux d'emploi des seniors peut être souhaitable pour la société, on ne peut évidemment pas remettre de force au travail des individus à qui le « droit » de ne pas travailler a été donné, même si nos capacités ne permettent pas de le financer. Il convient donc de mettre en place un système d'incitations et de sanctions conduisant les individus à choisir par eux-mêmes de reculer leur âge de départ en retraite. Ce système peut alors s'apparenter à un rachat de rente dans l'esprit de ceux proposés par Delpla et Wyplosz (2007), dont le coût doit être moindre que celui de perpétuer la rente afin d'assurer un bénéfice social.

Graphique 1. Évolution de l'emploi des seniors en France : réformes et « contre-réformes »

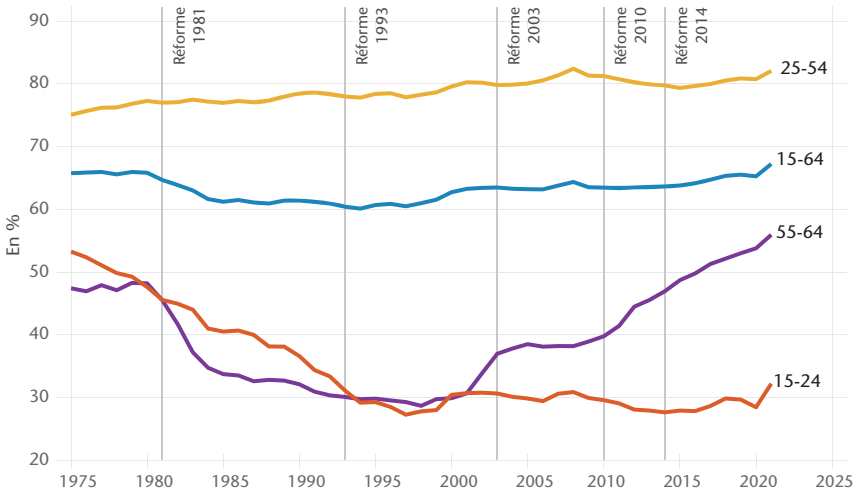


Données OCDE (<https://stats.oecd.org/>), hommes et femmes.

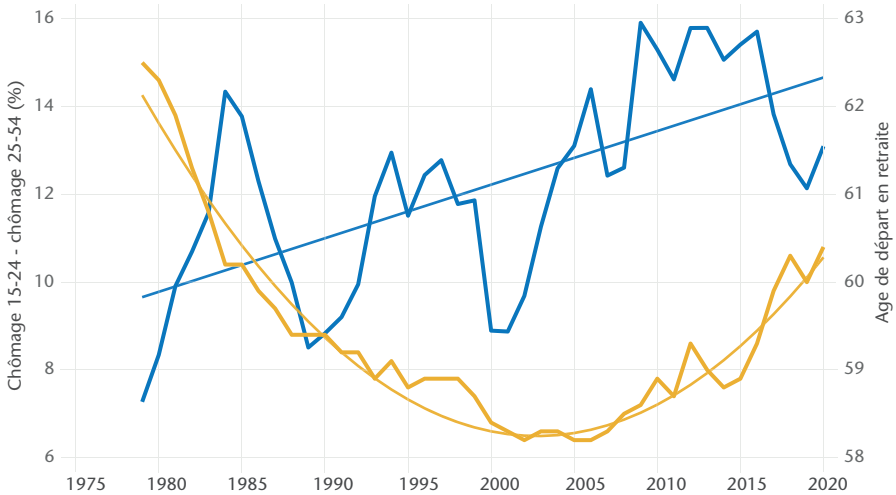
20. Rappelons que l'un des arguments en faveur de la retraite à 60 ans était l'idée que le départ des anciens allait permettre aux plus jeunes de trouver plus facilement un emploi. Voir citation de François Mitterrand au début de l'article.

Graphique 2. Emploi par âge, chômage des jeunes et âge de départ en retraite

a) Emploi par âge



b) Chômage des jeunes et âge de départ en retraite



Données OCDE (<https://stats.oecd.org/>), hommes et femmes.

b) Bleu : taux de chômage des 15-24 ans (axe de gauche). Orange : Âge moyen de départ en retraite (axe de droite). Pour chacune des deux séries, la tendance a été ajoutée : linéaire pour le taux de chômage des 15-24 ans et quadratique pour l'âge de départ en retraite.

Une première section de cette contribution sera consacrée à montrer comment des incitations financières, les surcotes, conduisent à un recul choisi de l'âge de départ à la retraite tout en résorbant les déficits des caisses de retraite. Cette section se base sur les résultats de Hairault, Langot et Sopraseuth (2008b)²¹. Mais au-delà de prolonger la durée d'activité entre 60 et 65 ans (premier dividende), le recul de l'âge de la retraite permet aussi d'accroître le taux d'emploi des 55-60 ans (second dividende). Cette relation causale, indiquant que la hausse de l'âge de départ en retraite augmente le taux d'emploi de la classe d'âge située avant cet âge de départ en retraite, sera analysée dans la première partie de la seconde section. Elle repose sur les travaux de Hairault, Langot et Sopraseuth (2007, 2010). C'est ce que nous avons nommé l'« effet horizon » : quand on peut prévoir que la relation d'emploi dure plus longtemps (allongement de l'horizon), alors employés et employeurs investissent davantage dans la relation d'emploi. Au niveau de la politique économique, il est donc fondamental d'avoir des modélisations permettant d'intégrer les réponses du taux d'emploi avant l'âge de la retraite pour évaluer l'impact du recul de l'âge de départ en retraite. Ces travaux, basés sur des extensions des théories de la recherche d'emploi et des modèles d'appariement, seront présentés dans la seconde partie de la seconde section et reposent, en particulier, sur les travaux de Hairault, Langot et Sopraseuth (2010), Chéron, Hairault et Langot (2013a) et Hairault, Langot et Zylberberg (2015). Cette synthèse remet donc en perspective ces 25 dernières années de recherche sur le système français de retraite. Elle éclaire le débat actuel sur la nécessité des réformes visant à reculer l'âge de départ en retraite et de leurs potentiels effets bénéfiques sur l'emploi. Elle présente ainsi les options socialement acceptables.

1. Choix de l'âge de départ en retraite et soutenabilité des régimes

Est-il possible de reculer l'âge de départ en retraite, dans le cadre d'un report choisi, tout en assurant l'équilibre des caisses de retraite ? La théorie économique indique qu'un système de retraite par répartition dont la structure des cotisations et des pensions serait « actuariellement neutre » permettrait de respecter les préférences des

21. Voir également Hairault, Langot et Sopraseuth (2004, 2005) pour des analyses des incitations à reculer l'âge de départ en retraite.

individus quant à leur arbitrage consommation-loisir. Mais ce système ne permet pas, par définition, de réduire un éventuel déficit. Il est alors nécessaire de déterminer le système de bonus-malus (surcotes) permettant de respecter les choix individuels d'âge de départ en retraite tout en équilibrant les comptes.

1.1. Choix de modélisation

L'approche choisie dans l'étude de Hairault, Langot et Sopraseuth (2008b) intègre les décisions de départ à la retraite dans le cadre d'un modèle à générations imbriquées, explicitant également les choix de consommation et d'épargne. L'interaction entre les choix de départ en retraite et d'épargne est essentielle : un patrimoine important peut offrir à certains agents l'opportunité de partir plus tôt en retraite pour profiter du loisir sans perte de pouvoir d'achat. Les principales étapes de la vie sont représentées par des variables aléatoires, généralisant ainsi les travaux de Yaari (1965), Blanchard (1985), Gertler (1999) ou Castañeda, Díaz-Gimenez et Ríos-Rull (2003). Au début de leur vie active, les agents ne connaissent pas avec certitude leur date de départ en retraite, leur date de promotion et leur date de mort. De plus, un motif de legs est pris en considération alors que le niveau d'éducation du descendant n'est pas connu de façon certaine (mobilité sociale intergénérationnelle liant le diplôme de l'enfant au diplôme du parent). Le statut social des enfants étant donc incertain (âge de fin d'étude, progression salariale et espérance de vie), les parents prudents épargnent alors pour leur léguer un patrimoine.

Les différentes histoires de vie font que les choix de l'âge de départ en retraite des individus sont conditionnés par 1) leurs actifs financiers et 2) leurs droits de retraite accumulés. Ce dernier élément nécessite donc une représentation fine du régime général (CNAV) et des deux principaux régimes de retraite complémentaire (ARRCO et AGIRC). Enfin, comme seule une fraction des retraités est salariée avant de partir en retraite, les décisions de départ en retraite tiennent compte de cette dégradation du taux d'emploi des seniors (prise en compte des risques de chômage et de préretraite en fin de vie active) qui est spécifique à chaque niveau de diplôme.

Au-delà de la cohérence des choix individuels, Hairault, Langot et Sopraseuth (2008b) proposent une analyse d'équilibre général : les prix, les salaires, les taux de taxation ainsi que la distribution de la richesse financière des agents et les choix de départ en retraite

deviennent endogènes²². Il est alors possible d'évaluer les réactions des différents agents aux modifications des règles du système de retraite²³.

1.2. Démographie et cycle de vie

Le type de l'individu $\gamma \in \{H, M, L\}$ indique le niveau d'étude auquel est abusivement associée une catégorie socioprofessionnelle (cadre, profession intermédiaire et employé-ouvrier). En fonction de ce type, les caractéristiques du cycle de vie diffèrent : âge d'entrée dans le vie active, probabilité de mourir après 60 ans, profil de l'évolution de carrière et risque de non-emploi entre 55 et 60 ans. Le tableau 1 donne les valeurs retenues pour ces différents paramètres, reflétant leurs niveaux en 1993²⁴. Chaque individu est donc caractérisé par un type (γ), un âge ($\xi \in \{Y, E, O, R, R + 1, \dots, R_m\}$) pour jeunes, expérimentés, seniors, 60, 61, ..., 65 ans) et un statut sur le marché du travail ($\phi \in \{e, u\}$ pour emploi et non-emploi). Plus le diplôme est élevé, plus le salaire de début de carrière est grand et plus la progression salariale est forte. Un diplôme élevé fait aussi débiter plus tard, retarde la mort et protège contre le risque de non-emploi en fin de carrière. Les transitions de type se font entre générations et sont données par la matrice du tableau 2. Il apparaît qu'un parent de type H a plus de 50 % de chance de voir son enfant avoir un type moins élevé, risque qui peut conduire à souhaiter léguer pour assurer le train de vie de la famille. La durée moyenne de l'âge « jeune » (Y) est de 10 ans, alors que, pour les travailleurs « expérimentés » (E), elle est fixée à 26,6 ans pour le type L , à 24,5 ans pour le type M et à 21,8 ans pour le type H . Tous les individus passent donc « seniors » (O) en moyenne à 55 ans. Entre 55 et 60 ans, ils subissent un risque de chômage/préretraite. La durée de la dernière étape du cycle de vie dépend de l'âge de départ en retraite choisi par chaque individu. Entre 60 et 65 ans, chaque individu peut choisir son âge de départ en retraite, en fonction de ses préférences, de ses droits à la retraite et de son épargne personnelle. Les individus ne peuvent mourir qu'après 60 ans. La probabilité de décès dépend du type de

22. Cette contribution se place donc dans le courant du renouvellement de la macroéconomie intégrant les aspects distributionnels et traitant des arbitrages efficacité-inegalité. Voir Heathcote, Storesletten et Violante (2009) et Quadrini et Ríos-Rull (2015) pour des revues de littérature.

23. L'accumulation d'actif financier affecte les décisions de départ en retraite par deux effets opposés : 1) les individus riches peuvent partir en retraite plus tôt, substituant aux revenus de la pension des revenus financiers, et 2) le désir d'accumuler un patrimoine financier incite certains individus à différer leur départ en retraite.

24. Voir Hairault, Langot et Sopraseuth (2008b) pour plus de détails sur les choix de calibration.

l'individu. Les espérances de vie à 60 ans sont respectivement de 24,4, 20,7 et 18,6 ans pour les individus de type H , M et L (voir tableau 1).

Tableau 1. Caractéristiques des individus en fonction du diplôme

	H	M	L
Âge de fin d'étude	22,2	19,5	17,4
Probabilité de mort (π_m)	0,0410 ^a	0,0483	0,0538
Productivité des jeunes (Y)	2,14	1,40	1 ^b
Productivité des expérimentés (E)	3,25	1,86	1,24
Productivité des seniors (O)	3,91	2,25	1,26
Ratio de remplacement en non-emploi avant 60 ans	0,60 ^c	0,61	0,65
Probabilité de non-emploi avant 60 ans	0,063 ^d	0,083	0,086

a. Chaque année, un individu de type L de plus de 60 ans a une probabilité de mort de 4,10 % ;

b. La productivité d'un jeune de type L est normalisée à 1 ;

c. Un chômeur de type H reçoit 60 % de son dernier salaire net ;

d. Un individu de type H a une probabilité de 6,3 % de devenir chômeur/préretreité.

Tableau 2. Mobilité sociale intergénérationnelle

	Diplôme de l'enfant ($t + 1$)		
	H	M	L
H	0,4077 ^a	0,3187	0,2736
M	0,2191	0,3507	0,4302
L	0,0929	0,1952	0,7119

a. Un parent de type H a 40,77 % de chance d'avoir un enfant de type H .

1.3. Pensions

Le régime général. La pension du régime général peut être demandée à partir de 60 ans. Elle dépend du salaire de référence w^{ref} , du ratio de remplacement ρ et du nombre de trimestres cotisés d , selon la formule suivante :

$$\omega_{GR} = \min\left(1, \frac{d}{150}\right) \times w^{ref} \times \rho \quad (1)$$

Le ratio de remplacement ρ est au plus égal à 50 %. Le salaire de référence est $w^{ref} = 1/N \sum_{n=1}^N \min(w_n, Cap^{SS})$ où w_n sont des salaires²⁵ parmi les N meilleures années et Cap^{SS} est le plafond de la Sécurité sociale.

Un individu est éligible à percevoir ce « taux plein » ($\rho = 0,5$) dès lors qu'il a cotisé un nombre minimum de trimestres au régime général

25. Les salaires portés au compte sont revalorisés en fonction des taux d'inflation observés.

(d^n) ou s'il travaille jusqu'à 65 ans. Si la retraite intervient avant que l'une de ces conditions ne soit remplie, l'individu a un ratio de remplacement réduit suivant la formule suivante :

$$\rho = 0,5 - 0,0125 \times \max \{0, \min [(65 - z) \times 4, d^n - d]\}$$

avec z l'âge de l'agent en années. Aucun ajustement de pension²⁶ n'est proposé pour tout trimestre cotisant supplémentaire au-delà de d^n . En 1993, la réforme Balladur fait passer le nombre normal d'années de cotisation pour obtenir le taux plein de 150 trimestres à 160 trimestres sans affecter le terme de proratisation $d/150$. L'âge de 65 ans reste celui à partir duquel il est possible de récupérer le taux plein²⁷.

Les complémentaires. La pension versée par les régimes complémentaires (ARRCO et AGIRC) convertit un nombre de points en euros. Chaque année, une proportion fixe c_C du salaire w est consacrée à l'achat de ces points. Un euro de salaire rapporte c_C/p_C points. À l'âge de la retraite z , les points sont convertis en euros de pension en multipliant le nombre de points accumulés par un coefficient noté v_C (valeur liquidative du point). La retraite complémentaire est alors :

$$\omega_C(z) = \text{points}(z) \times v_C \times \text{malus}(z) \text{ avec } \text{points}(z) = \sum_{i=1}^z \frac{c_C(i)w(i)}{p_C(i)} \quad (2)$$

où $\text{points}(z)$ désigne le nombre total de points accumulés au fil des années. Si l'individu choisit de partir à la retraite avant d'avoir cotisé le nombre normal de trimestres d^n ou avant l'âge de 65 ans, des pénalités ($\text{malus}(z)$) sont appliquées à la pension (voir tableau 3). Pour les non-cadres (travailleurs de type L et M), les cotisations sont perçues par l'ARRCO alors que pour les cadres (travailleurs de type H), l'ARRCO (l'AGIRC) perçoit la cotisation pour la partie du salaire inférieure (respectivement supérieure) au plafond de la Sécurité sociale. Pour tous les individus, des taux de cotisation différents s'appliquent à la partie du salaire en dessous et au-dessus du plafond de la Sécurité Sociale. Les taux de cotisation c_C dépendent donc non linéairement du salaire et

Tableau 3. Pénalités appliquées aux retraites complémentaires en cas de départ précoce

θ	-10	-9	-8	-7	-6	-5	-4	-3	-2	-1
malus ($z = \text{âge de réf.} + \theta$)	0,43	0,50	0,57	0,64	0,71	0,78	0,83	0,88	0,92	0,96

26. Le modèle est calibré avant l'introduction de la réforme de 2003 qui introduit des surcotes de 3 % pour toute année supplémentaire de cotisation.

27. 65 ans était l'âge dit du « taux plein automatique », c'est-à-dire l'âge à partir duquel la décote est supprimée.

sont choisis de façon à équilibrer les caisses de l'ARRCO et de l'AGIRC, étant donné les valeurs de points $\{p_C, v_C\}$ de l'ARRCO et l'AGIRC de $\{22,4 ; 2,455\}$ et $\{19,52 ; 2,303\}$ respectivement.

1.4. Décisions des individus

Afin de tenir compte de la croissance qui est un facteur important dans l'équilibre d'un régime par répartition, les préférences sont compatibles avec un sentier de croissance équilibrée. Toutes les décisions sont présentées à partir des variables intensives, *i.e.*, déflatées par le taux de croissance g de long terme. Avant d'avoir l'option de partir en retraite (avant 60 ans), les comportements des agents sont décrits par :

$$V_w(a, \phi, \gamma, \xi) = \max_{c \geq 0} \left\{ \begin{array}{l} u(c, 1 - l(\phi)) \\ + \tilde{\beta} \sum_{\phi'} \sum_{\xi'} P(\phi' | \phi, \gamma, \xi) P(\xi' | \gamma, \xi) V_w(a', \phi', \gamma, \xi') \end{array} \right\} \quad (3)$$

sous les contraintes

$$\left\{ \begin{array}{l} (1 + g)a' = (1 + r)a + y(\phi, \gamma, \xi)[1 - \Theta_w(y(\phi, \gamma, \xi))] - c - I_e T_u \\ a' \geq 0 \end{array} \right.$$

où V_w est la fonction valeur d'un individu, a le montant de sa richesse financière, $P(\phi' | \phi, \gamma, \xi)$ la probabilité pour un individu, ayant le statut ϕ sur la marché du travail, le type γ et l'âge ξ , d'avoir le statut ϕ' à la période suivante, $P(\xi' | \gamma, \xi)$ est la probabilité qu'un individu de type γ et d'âge ξ passe à l'âge ξ' à la période suivante, $\Theta_w(y(\phi, \gamma, \xi))$ captent l'ensemble des cotisations aux caisses de retraite, T_u sont les transferts payés par les employés pour financer les allocations chômage avec $I_e = 1$ si $\phi = \text{emploi}$, et 0 sinon. Les marchés financiers sont imparfaits : un seul actif sert de support à l'épargne et l'endettement est limité. Lorsque l'individu a entre 60 et 65 ans, ces décisions sont solutions du programme suivant :

$$V_w(a, \phi, \gamma, \xi) = \max_{c \geq 0} \left\{ \begin{array}{l} u(c, 1 - l(\phi)) \\ + \tilde{\beta} \left[(1 - \pi_M(\gamma)) \max[V_w(a', \phi, \gamma, \xi + 1), V_r(a', \phi, \gamma, \xi + 1)] \right] \\ + \pi_M(\gamma) \eta \sum_{\gamma'} P(\gamma' | \gamma) V_w(a', e, \gamma', Y) \end{array} \right\} \quad (4)$$

sous les contraintes

$$\left\{ \begin{array}{l} (1 + g)a' = (1 + r)a + y(\phi, \gamma, \xi)[1 - \Theta_w(y(\phi, \gamma, \xi))] - c - I_e T_u \\ a' \geq 0 \end{array} \right.$$

où, conditionnellement à rester en vie $(1 - \pi_M(\gamma))$, l'individu vieillit d'un an $\xi' = \xi + 1$, $V_r(a', \phi, \gamma, \xi + 1)$ est la fonction valeur d'un retraité, $V_w(a', e, \gamma', Y)$ est la fonction valeur d'un nouvel entrant sur le marché du travail ($\xi = Y$), enfant de cet individu qui sera employé ($\phi = e$) et de type γ' venant de la transmission stochastique du type γ du parent donnée par $P(\gamma' | \gamma)$. Le nouvel entrant hérite de la richesse de ses parents décédés. $\eta \in [0,1]$ est le paramètre qui gouverne l'altruisme au sein des familles. Enfin, lorsque l'individu est à la retraite, ses décisions sont les solutions du programme suivant :

$$V_r(a, \phi, \gamma, \xi) = \max_{c \geq 0} \left\{ u(c, 1) + \bar{\beta} \left(\begin{array}{l} (1 - \pi_M(\gamma)) V_r(a', \phi, \gamma, \xi) \\ + \pi_M(\gamma) \eta \sum_{\gamma'} P(\gamma' | \gamma) V_w(a', e, \gamma', Y) \end{array} \right) \right\} \quad (5)$$

$$\text{sous les contraintes } \begin{cases} l(1 + g)a' = (1 + r)a + \omega(\phi, \gamma, \xi) - c \\ a' \geq 0 \end{cases}$$

où l'individu à la retraite reçoit une pension $\omega(\phi, \gamma, \xi)$ qui additionne sa retraite du régime général et sa complémentaire. Le retraité peut épargner s'il souhaite faire un legs. L'incertitude sur le type de son enfant est donnée par la matrice $P(\gamma' | \gamma)$.

1.5. Entreprises

Les entreprises utilisent du capital et du travail pour produire un bien homogène grâce à la fonction de production suivante : $Y = K^\alpha (XL)^{1-\alpha}$, avec $\alpha \in [0,1]$ la part du capital dans la production, le capital agrégé qui se déprécie à un taux constant δ et L le travail obtenu en agrégeant les unités de travail efficient. X est une tendance de productivité exogène déterministe qui croît à un taux de g .

Les entreprises produisent dans un environnement concurrentiel et maximisent leurs profits en embauchant la main-d'œuvre et en louant le capital aux particuliers. Les conditions d'optimalité sont alors :

$$w(\gamma, \xi)(1 + \Theta_f(w(\gamma, \xi))) = (1 + x_{\gamma, \xi})(1 - \alpha) \frac{Y}{L} \quad (6)$$

$$r + \delta = \alpha \frac{Y}{K} \quad (7)$$

avec r le taux d'intérêt et $\Theta_f(w(\gamma, \xi))$ le taux de cotisations versées par l'entreprise pour financer le régime général et les régimes complémentaires²⁸ et $(1 + x_{\gamma, \xi})$ un indicateur global d'efficacité combinant le type de l'employé (γ) et son ancienneté (ξ) où $x_{L,Y}$ est normalisé à 0.

28. Les cotisations dépendent non linéairement du salaire du fait des régimes complémentaires. Voir Hairault, Langot et Sopraseuth (2008b) pour plus de détails.

1.6. Équilibre

À l'équilibre, les revenus instantanés des individus sont

$$\begin{aligned}
 & y(\phi = e, \gamma, \xi)[1 - \Theta_w(y(\phi = e, \gamma, \xi))] \\
 &= \frac{(1 + x_{\gamma, \xi})}{1 + \Theta_f(y(\phi = e, \gamma, \xi))} (1 - \alpha) \frac{Y}{L} \quad \text{si employé} \\
 & y(\phi = u, \gamma, \xi = O)[1 - \Theta_w(y(\phi = e, \gamma, \xi))] \\
 &= \rho_{u, \gamma} \frac{(1 + x_{\gamma, \xi})}{1 + \Theta_f(y(\phi = e, \gamma, \xi))} (1 - \alpha) \frac{Y}{L} \quad \text{si chômeur} \\
 & \omega(\phi, \gamma, \xi = R, R + 1, \dots, R_m) \\
 &= \begin{cases} \omega_{GR}(\phi, \gamma, \xi = R, R + 1, \dots, R_m) \\ + \omega_C(\phi, \gamma, \xi = R, R + 1, \dots, R_m) \end{cases} \quad \text{si retraité}
 \end{aligned}$$

où ω_{GR} et ω_C dépendent de la productivité du travail $(1 - \alpha)Y/L$ via les règles d'indexation des pensions données par les équations (1) et (2). Le ratio de remplacement en non-emploi avant 60 ans est noté $\rho_{u, \gamma}$

On note le vecteur des états exogènes $s = \{\phi, \gamma, \xi\}$. L'équilibre sur la trajectoire de croissance équilibrée est caractérisé par les choix des individus en matière de consommation, d'épargne et de retraite $\{c(a, s), a'(a, s), \Psi(a, s)\}$, des fonctions de valeur $V_j(a, s)$, $j = w, r$, un vecteur de prix $(r, w(s))$, des règles du système de retraite $(\Theta(y(s)), \omega(s))$, une distribution stationnaire des individus $\lambda(a, s)$ et un ensemble de variables agrégées (\tilde{K}/L) qui représentent respectivement le stock de capital stationnaire et le travail efficace. L'équilibre stationnaire est tel que :

- 1) Les règles de décision des individus sont des solutions aux programmes (3), (4) et (5).
- 2) Les prix des facteurs vérifient les équations (6) et (7).
- 3) La distribution stationnaire $\lambda(a, s)$ associée à $\{\mathcal{A}(a, s), \pi(s')\}$

$$\lambda(a', s') = \sum_s \sum_{\{a: a' = \mathcal{A}(a, s)\}} \lambda(a, s) \pi(s'|s)$$

avec $a' \equiv \mathcal{A}(a, s)$ les règles de décision des individus qui englobent les choix de retraite et les décisions d'épargne. $\mathcal{A}(a, s)$ est tel que $\mathcal{A}(a, s) = \Psi(a, s) a'(a, s_e) + [1 - \Psi(a, s)] a'(a, s_r)$, où $s_e (s_r)$ désigne tous les états possibles lorsque l'on est dans la population active (retraité).

Les facteurs de production disponibles résultent de l'agrégation de tous les individus.

4) La taxe θ s'ajuste pour équilibrer le budget des caisses de retraite²⁹ :

$$\sum_s \sum_a \Psi(a, s) \theta(y(s)) = \sum_s \sum_a (1 - \Psi(a, s)) \omega^{GR}(s).$$

Compte tenu de la spécification des préférences et des différentes contraintes, il n'est pas possible de résoudre analytiquement cet équilibre. Une méthode numérique basée sur une discrétisation des variables d'état est alors utilisée³⁰.

Le taux de croissance du progrès technologique g est fixé à 2 % par an. La part des revenus du capital est égale à $\alpha = 0,36$. Le taux de dépréciation est $\delta = 10$ %. La fonction d'utilité prend la forme suivante

$$\frac{c^{1-\sigma}}{1-\sigma} \vartheta(l) = \frac{(c^{1-\nu}(1-l)^\nu)^{1-\tilde{\sigma}}}{1-\tilde{\sigma}}.$$

Ainsi, on a $(1-\nu)(1-\tilde{\sigma}) = 1-\sigma$. La littérature fournit des valeurs pour le coefficient d'aversion au risque σ qui est fixé à 2, valeur moyenne de différentes études. Suivant Castañeda, Díaz-Gimenez et Ríos-Rull (2003), nous imposons $l = 1/3$. Les chômeurs ainsi que les retraités profitent de loisirs à temps plein ($l = 0$). Comme les préférences mesurent le bien-être d'un individu, tous les revenus (salaires et pensions) sont déflatés par des « unités de consommation » (UC) afin de prendre en compte la structure familiale sur le cycle de vie.

Tableau 4. Unités de consommation par type et âge

	Jeune	Expérimenté	Senior	Retraité
H	1,40	1,85	1,50	1,30
M	1,40	1,85	1,50	1,30
L	1,52	2,02	1,63	1,42

Alors que les paramètres précédents étaient calibrés sur des informations externes, les paramètres suivants sont choisis de manière à ce que les données générées par le modèle correspondent à un ensemble donné de cibles empiriques.

29. Les budgets des régimes complémentaires et de l'assurance chômage sont équilibrés. Leurs taux de cotisation s'ajustent avec les réformes.

30. Voir Ljungqvist et Sargent (2000) pour une présentation détaillée de la méthodologie.

— Le taux d'intérêt réel est à 5 % et le facteur d'actualisation à 0,9631 afin de répliquer le ratio capital/production observé (2,6 dans Caballaro et Hammour (1999)) et d'équilibrer le marché financier.

— Le paramètre d'altruisme est fixé à $\eta = 0,9$ afin de reproduire un ratio legs/actifs financiers de 2,2 %, tel qu'observé dans les données françaises (Arrondel et Laferrère, 1996).

— Le paramètre X du progrès technologique permet de satisfaire la frontière des prix des facteurs.

— La part des loisirs v dans l'utilité, en jouant sur la volonté de travailler, est l'un des paramètres clés du modèle. Cependant, le système de retraite avant la réforme de 1993 imposait une telle taxe sur la poursuite de l'activité après l'âge de la retraite à taux plein qu'il ne révèle guère les préférences en matière de loisirs en fin de vie active. Toutefois, un intervalle de valeurs admissibles pour ce paramètre serait tel que pour la valeur minimale de la préférence pour les loisirs, les individus repousseraient leur retraite au-delà de leur âge du taux plein, tandis qu'au-dessus d'une valeur maximale admissible, ils partiraient en retraite avant le taux plein. Par simulation, les valeurs admissibles pour v sont alors comprises dans l'intervalle $[0,61 ; 0,65]$ et 0,63 sera alors considérée comme la valeur de référence. Pour ces valeurs, le modèle prédit que 100 % des individus partiront à la retraite à l'âge du taux plein. Seules les personnes de type H travaillent au-delà de 60 ans puisqu'elles atteignent 160 trimestres de cotisations à 63 ans. Les travailleurs de types L et M, qui atteignent le nombre de cotisations requis pour obtenir une retraite à taux plein à l'âge de 58 et 60 ans respectivement, cessent de travailler à 60 ans.

À l'équilibre, le ratio de dépendance³¹ est égal à 44,85 % dans le modèle, ce qui est proche des 44 % observés (Belhaj, 2004 ; Bardaji, Sédillot et Walraet, 2004). Le taux de cotisation d'équilibre des salariés au régime général est égal à 8,35 % contre 6,55 % dans les données. Pour les régimes complémentaires, les taux d'équilibre payés par les salariés sont respectivement de 3,32 % et 8,30 % dans le modèle, contre 3 % et 8 % dans les données.

31. Le ratio de dépendance est défini comme le nombre de retraités divisé par le nombre d'individus dans la population active (employés et chômeurs).

1.7. Performances empiriques du modèle et évaluation des réformes

Les performances empiriques du modèle sont évaluées sur sa capacité à reproduire les décisions d'accumulation de patrimoine et les choix d'âge de départ en retraite.

Distribution des richesses : quelles sont les inégalités expliquées par le modèle ?

Le tableau 5 (colonnes 1 et 3) indique que le modèle réussit à capturer des caractéristiques essentielles de la répartition de la richesse telles que l'inégalité globale mesurée par le coefficient de Gini, le pourcentage d'individus contraints financièrement ainsi que le bas de la distribution des richesses. Les 80 % d'individus les plus pauvres détiennent 22 % du patrimoine en France, ce qui est cohérent avec le pourcentage prédit par le modèle (23 %). Ces résultats montrent que notre modèle prédit mieux la distribution des richesses que ne le ferait un modèle plus simple à la Aiyagari (1994)³². Les raisons expliquant ces bons résultats sont bien identifiées dans la littérature (DeNardi, 2004 ; Castañeda, Díaz-Gimenez et Ríos-Rull, 2003 ; Fuster, 1999) : l'existence de risques sur le niveau d'éducation à l'entrée dans la vie active, les legs volontaires pour les assurer, mais également la générosité du système de retraite par répartition, qui, en permettant cette épargne de précaution assurant la descendance contre une éventuelle mobilité sociale descendante, contribuent à la répliation des inégalités de

Tableau 5. Distribution des richesses : modèle vs données

	Données France		Modèle	
	Tous (1)	60-64 (2)	Tous (3)	60-64 (4)
Gini	0,73	0,86	0,74	0,89
Top 1 %	0,30	0,28	0,10	0,08
Top 5 %	0,51	0,49	0,34	0,27
Top 20 %	0,78	0,75	0,77	0,67
Top 40 %	0,92	0,90	0,96	0,90
Top 60 %	0,96	0,97	0,98	0,99
Agents contraints financièrement	0,22	—	0,23	—

32. Dans Aiyagari (1994) les prédictions des inégalités de richesse sont les suivantes : Gini = 0,38, Top 1 % = 3,2 %, Top 5 % = 13,1 % et Top 60 % = 85,1 %.

richesse³³. Le tableau 5 (colonnes 2 et 4) montre que le modèle est capable de répliquer la répartition des richesses des personnes qui sont potentiellement en train de décider de prendre ou non leur retraite. Cette distribution est très similaire à celle mesurée sur tous les âges. Ces résultats indiquent donc que le modèle peut constituer un outil pertinent pour analyser l'interaction entre retraite et épargne.

Distribution prédite et observée des départs en retraite à la suite de la réforme de 1993

Après la réforme de 1993, allongeant la durée de cotisation de 37,5 années à 40 années, la distribution des départs en retraite doit se déformer. Comment le modèle rend-il compte de ces changements ? Étant donné que nous écartons l'hétérogénéité venant des durées de cotisation au même âge et pour un type donné, le modèle ne peut pas capturer la distribution complète de l'âge de la retraite³⁴. Cependant, nous reproduisons le fait que les agents partent à la retraite dès que le taux plein est atteint³⁵. Ainsi, avant la réforme de 1993, tous les individus partent en retraite à 60 ans, car avec un âge de fin d'étude égal à 22,2 ans, même un cadre atteint le taux plein à 60 ans. Après la réforme de 1993, le pic des départs en retraite des hommes cadres s'est déplacé de manière cohérente avec l'augmentation du nombre de trimestres nécessaires pour obtenir le taux plein. Le modèle permet de répliquer cette déformation de la distribution des départs en retraite à la suite de la réforme : les ouvriers-employés et les professions intermédiaires partent toujours à 60 ans car leurs âges d'entrée dans la vie active sont respectivement 17,4 et 19,5 ans, alors que les cadres partent eux à 63 ans. Ainsi, les départs à la retraite sont repoussés par l'allongement de la durée de cotisation nécessaire pour atteindre le taux plein.

Prendre en considération les ajustements jusqu'à la réforme de 2012

Fonseca et Sopraseuth (2019) utilisent ce même modèle pour prédire l'impact de l'augmentation de l'espérance de vie prévue à

33. Le sommet de la distribution des richesses est relativement mal prédit : les 1 % (5 %) de personnes les plus riches détiennent 10 % (34 %) de la richesse totale contre 30 % (51 %) dans les données. Quadrini (2000) et Cagetti et DeNardi (2006) montrent que les modèles n'incluant que des risques liés à l'emploi ne parviennent pas à expliquer la création de « grandes fortunes », et doivent introduire un choix d'entrepreneuriat.

34. L'inclusion de sources supplémentaires d'hétérogénéité (état de santé, participation spécifique des femmes, carrières incomplètes...) aurait rendu le modèle difficilement exploitable.

35. Nos résultats sont donc en accord avec l'étude empirique de Bozio (2011) qui montre que la réforme de 1993 a effectivement conduit les individus en emploi à retarder fortement leurs départs en retraite.

l'horizon 2040. Sans aucune réforme – 1) un âge minimal pour obtenir le taux plein à 60 ans, 2) 40 années de cotisation pour obtenir le taux plein et 3) pas de surcote –, la hausse nécessaire des taux de cotisation équilibrant les caisses de retraite serait de 6 points et conduirait à une très forte réduction du bien-être en moyenne équivalente à une baisse de la consommation de 4 % chaque année. En revanche, avec 1) un âge minimal d'obtention du taux plein à 62 ans, 2) une durée de cotisation de 43 années pour obtenir le taux plein et 3) des surcotes uniformes sur toute la population de 5 % par an (situation après la réforme de 2012), le taux de cotisation équilibrant les caisses de retraite n'augmenterait que de 2,5 points et les pertes de bien-être ne seraient plus équivalentes qu'à une réduction de la consommation de 1,5 % chaque année. Cette analyse montre que l'augmentation de l'âge minimal pour obtenir le taux plein permet d'atteindre de meilleures performances de l'économie qu'en l'absence de tout ajustement. En effet, les individus de type L se voient tous contraints à prendre leur retraite à 62 ans alors qu'ils constituent 56 % de la population, ce qui explique la plus faible augmentation du taux de cotisation. Ces individus sont obligés de reculer de deux années leur âge de départ en retraite alors qu'ils ont cotisé en moyenne 44,5 années, tandis que les individus de type M (L) partent à 63 (66) ans en ayant cotisé 43 années³⁶. Cet ajustement par l'âge légal fait donc supporter aux plus modestes (le type L) les plus fortes pertes de bien-être, car ils souffrent d'une perte subie de loisir (-1,74 % de consommation perdue pour les individus de type L contre -0,42 % pour les individus de type H). Ces résultats soulignent que l'efficacité de telles réformes est bien moindre que celles utilisant les mesures incitatives pour reculer l'âge de départ en retraite.

1.8. Inciter à retarder l'âge de départ en retraite : la retraite choisie

Comment faire évoluer, de façon socialement « acceptable », le système de retraite français pour qu'il soit financièrement soutenable ? Un changement ambitieux consisterait à inciter, plutôt qu'à « forcer », les Français à travailler plus longtemps, comme le font les réformes de 2012 et de 2023. Que se passerait-il si les pensions versées par le régime général comportaient des incitations à travailler au-delà du taux plein³⁷ ? Peut-on financer des incitations tout en résorbant les déficits ?

36. Les surcotes calées sur la législation française sont très faibles et donc pas suffisamment incitatives pour faire reculer volontairement l'âge de départ en retraite.

37. Les règles relatives aux retraites versées par les régimes complémentaires restent inchangées. De plus, la réforme de 2003 n'intègre pas de surcotes pour les chômeurs : leurs pensions du régime général ne changent donc pas.

Les incitations : les surcotes actuariellement neutres

Soit $\lambda^*(\gamma, \xi)$ la surcote actuariellement neutre accordée à un individu de type γ âgé de $\xi \geq 60$ ans qui est prêt à travailler au-delà des 40 années de cotisations (règle pour obtenir le taux plein après 1993). Un individu a deux options : soit il part dès l'obtention du taux plein et reçoit sa pension de base jusqu'à son décès, soit il travaille une année supplémentaire (prend sa retraite à l'âge de $\xi + 1$) et perçoit jusqu'à sa mort une pension plus élevée via une surcote. La surcote actuariellement neutre $\lambda^*(\gamma, \xi)$ est telle que les deux options sont équivalentes :

$$\underbrace{\sum_{i=0}^1 \frac{\pi_M(\gamma)}{(1+r)^i} (\lambda^*(\gamma, \xi) + 0,5) w^{ref}(\gamma, \xi)}_{\text{Retraite en cas de départ à la retraite à l'âge } \xi}$$

$$= (1 - \pi_M(\gamma)) \underbrace{\sum_{i=1}^1 \frac{\pi_M(\gamma)}{(1+r)^i} (\lambda^*(\gamma, \xi + 1) + 0,5) w^{ref}(\gamma, \xi + 1)}_{\text{Retraite en cas de départ à la retraite à l'âge } \xi + 1} - \underbrace{\theta w(\gamma, \xi)}_{\substack{\text{Cotisation} \\ \text{sur les salaires} \\ \text{de l'année } \xi}}$$

Cette équation implique que, à mesure que l'individu vieillit, il doit bénéficier d'une surcote croissante pour qu'il travaille plus longtemps. Cette surcote doit aussi être différenciée en fonction du type γ de l'individu, les risques de mort étant différenciés. Le tableau 6 montre que les travailleurs de type L qui ont une espérance de vie inférieure à celle des individus de type H, doivent recevoir les incitations les plus élevées, à tous les âges. Si ces surcotes sont mises en place, alors le ratio de remplacement du régime général devient, pour un individu d'âge $z \geq 60$ ans avec au moins 40 ans de cotisation : $\phi = 0,5 + \lambda^*(z)$.

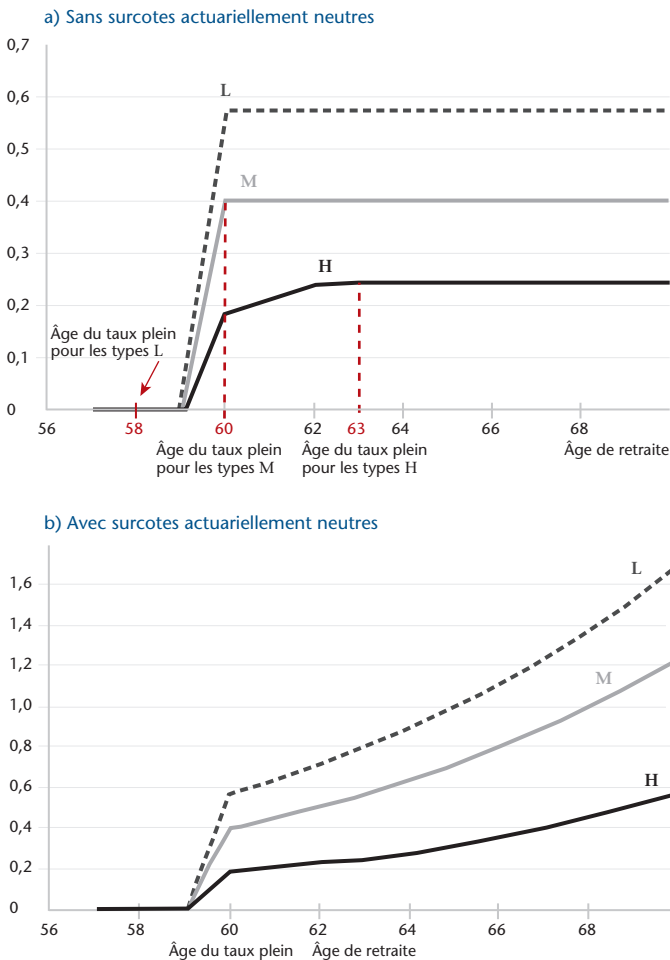
Tableau 6. Surcotes actuariellement neutres (%)

	$\lambda^*(\gamma, \xi + 1) - \lambda^*(\gamma, \xi)$									
$\xi + 1$	61	62	63	64	65	66	67	68	69	70
H	0	0	0	5,99	6,53	7,11	7,76	8,46	9,22	10,05
M	5,87	6,45	7,08	7,78	8,55	9,39	10,32	11,34	12,46	13,69
L	5,90	6,52	7,2	7,95	8,83	9,76	10,78	11,92	13,17	14,55

Le graphique 3 donne les ratios de remplacement de la pension versée par le régime général, avant et après l'introduction des surcotes actuariellement neutres. Le graphique 3a montre que les individus de type L ont le taux de remplacement le plus élevé, du fait de la présence

du plafond de la Sécurité sociale qui limite le taux de remplacement des individus de type H dont le salaire est supérieur à ce plafond. De plus, les individus de type H (respectivement M et L) atteignent le nombre requis de trimestres à 63 ans (respectivement 60 et 58 ans). Or, l'âge minimal pour partir au taux plein est fixé à 60 ans avant 2010, et constitue donc une contrainte pour les individus de type L qui doivent surcotiser deux années et atteindre 60 ans pour bénéficier d'une retraite au taux plein. Le graphique 3b illustre comment l'introduction de surcotes affecterait les taux de remplacement du régime général : en cas de retraite différée, les individus obtiendraient une

Graphique 3. Ratio de remplacement : pension/dernier salaire



augmentation significative des taux de remplacement à mesure qu'ils vieillissent, puisque la hausse de leurs retraites les compense des cotisations supplémentaires qu'ils ont payées en acceptant de travailler plus longtemps. Quel est l'impact d'un tel système sur les choix de départ en retraite ?

Vers un recul souhaité de l'âge de départ en retraite pour tous

Avec les surcotes, le taux de dépendance passe de 44,85 % à 37,85 %. La majorité des employés est sensible aux surcotes (les chômeurs ne peuvent pas en bénéficier) : les pics de départ en retraite se situent à 60 et 62 ans pour les individus de type L, 60 et 67 ans pour ceux de type M, 63 et 69 ans pour ceux de type H. Les pics aux âges les plus faibles résultent du comportement des chômeurs. En revanche, les salariés sont disposés à profiter des surcotes et à retarder leur départ à la retraite. Avec des surcotes actuariellement neutres (spécifiques à chaque type), les âges choisis de retraite sont donc :

- ouvriers-employés (L) : 62 ans (en emploi), 60 ans (sans emploi) ;
- professions intermédiaires (M) : 67 ans (en emploi), 60 ans (sans emploi) ;
- cadres (H) : 69 ans (en emploi), 63 ans (sans emploi).

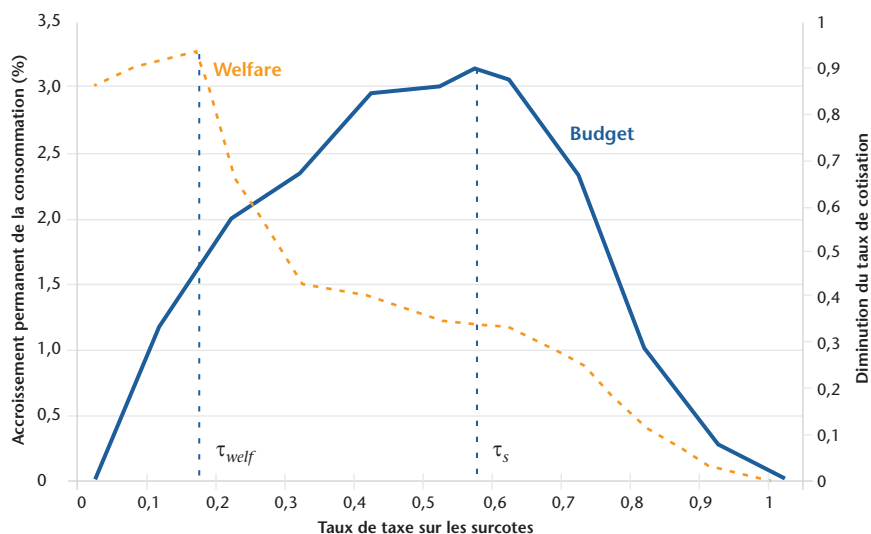
Bien entendu, il existe une hétérogénéité des choix d'âge de départ en retraite à l'intérieur de chaque type. Les employés qui prennent leur retraite avant 62 ans (pour ceux de type L) ou avant 67 ans (pour ceux de type M) ont hérité d'un patrimoine d'un parent plus favorisé (type H), ce qui leur procure suffisamment d'argent pour écarter les surcotes. Les individus de type H sont les plus disposés à travailler plus longtemps car leur salaire est élevé par rapport 1) à leur pension (leur taux de remplacement est le plus faible) et 2) au salaire espéré de leur enfant, compte tenu de la transmission intergénérationnelle incomplète du capital humain. Ce dernier motif d'épargne n'existe pas pour les individus de type L, car la mobilité sociale ne peut être qu'ascendante. La mobilité sociale est donc centrale pour comprendre les différences d'élasticité aux surcotes des différents types d'individus³⁸.

38. Si on supprime l'altruisme ($\eta = 0$), alors les pics des âges de départ en retraite passent de 62 à 60 ans pour les individus de type L, de 67 à 64 ans pour les individus de type M et de 69 à 67 ans pour les individus de type H. Le taux de dépendance passe de 37,85 % avec $\eta = 0,9$ à 41,22 % avec $\eta = 0$.

Régler le problème de déficit des caisses de retraite

Le système de retraite par répartition fait face à deux défis : assurer la pérennité financière du système tout en préservant le bien-être des retraités et des actifs. Si seulement une fraction de la surcote actuariellement neutre est donnée, alors il est possible d'inciter les individus à travailler plus longtemps en réduisant le coût du volet incitatif. Cependant, la CNAV doit choisir avec soin cette « taxe » sur les surcotes actuariellement neutres, car les incitations doivent rester suffisamment importantes pour inciter les gens à retarder leur départ en retraite. Cet arbitrage est capté par une courbe de Laffer. Le graphique 4 montre qu'il est alors optimal de taxer à $\tau_s = 55\%$ les surcotes afin de réduire au maximum le taux de cotisation de 0,897 point de pourcentage.

Graphique 4. Taxe optimale sur les surcotes



Mais, plutôt que de maximiser le surplus de l'État, il peut paraître plus juste de chercher à maximiser les surplus des individus, c'est-à-dire de maximiser le bien-être d'un individu avant son entrée sur le marché du travail et ne connaissant pas encore son type. En effet, toutes les variations du surplus de l'État se traduisent, à l'équilibre général, par des variations du taux de cotisation qui sont maintenant effectivement mises en place dans les contraintes budgétaires des employés. Ainsi, en baissant la taxe sur la poursuite d'activité (fortes surcotes), la CNAV améliore le bien-être des travailleurs âgés qui peuvent alors choisir de

reporter leur âge de départ à la retraite, mais elle perçoit moins de cotisations liées à la poursuite de l'activité, ce qui se traduit par des taux de cotisation plus élevés pour les employés dont les liquidités sont limitées. Tant que l'économie est du côté droit de la courbe de Laffer (de $\tau = 1$ à $\tau = 0,55$), comme l'était l'économie française avant la réforme de 2003, la baisse de la taxe implicite sur la poursuite d'activité améliore nécessairement le bien-être. Partant du cas sans ajustements de pension ($\tau = 1$, la France avant 2003), les travailleurs, qui choisissent librement de retarder leur départ à la retraite, bénéficient de la réforme au même titre que les plus jeunes, puisque ces derniers voient leur taux de cotisation baisser. Les gains permanents en termes de consommation sont importants, mais le maximum de la courbe de Laffer τ_s n'est pas nécessairement optimal du point de vue du bien-être. Du maximum de la courbe de Laffer ($\tau = \tau_s$) à l'ajustement actuariel parfait ($\tau = 0$), il y a potentiellement un arbitrage en termes de bien-être entre les gains des retraités et ceux des actifs. En effet, dans cet intervalle, augmenter la générosité des surcotes apporte une satisfaction en fin de vie active lorsque les travailleurs bénéficient de la réduction de l'impôt marginal sur la poursuite d'activité. Cependant, des surcotes généreuses rapportent moins de revenus à la CNAV. L'ampleur de la baisse du taux de cotisation est de première importance pour le bien-être des individus, souvent les plus jeunes, qui sont contraints financièrement. Ce transfert intergénérationnel (réduction des cotisations pour les plus jeunes si les retraités acceptent de plus faibles surcotes) assuré par la CNAV permet en effet aux agents contraints financièrement d'obtenir (comme s'ils pouvaient emprunter) de recevoir une fraction des surcotes des retraités. En faisant baisser τ de $\tau = \tau_s$ à $\tau = 0$, les gains pour les retraités sont d'abord plus importants que les pertes pour les jeunes. Cependant, de $\tau = \tau_{welf}$ à $\tau = 0$, les pertes pour les jeunes dominent les gains pour les retraités. Par rapport à la courbe de Laffer, le maximum est décalé vers la gauche (graphique 4, ligne brisée, partie gauche) et atteint lorsque $\tau - \tau_{welf} = 85\%$ de la valeur de la surcote actuariellement neutre. Si cette politique était mise en œuvre, alors les pics des âges choisis de départ en retraite seraient :

- ouvriers-employés (L) : 62 ans (en emploi), 60 ans (sans emploi) ;
- professions intermédiaires (M) : 67 ans (en emploi), 60 ans (sans emploi) ;
- cadres (H) : 69 ans (en emploi), 63 ans (sans emploi).

Ces pics seraient identiques à ceux obtenus lorsque la surcote actuarielle est versée, mais ils représentent des fractions légèrement inférieures de population.

1.9. Les limites

Inciter les individus à choisir volontairement de reculer leur âge de départ en retraite est possible et peut même permettre de réduire la charge financière d'un système de retraite par répartition, charge mesurée ici par la pression fiscale qu'il génère³⁹.

Les surcotes aujourd'hui : quel bilan ? Aujourd'hui en France, il y a 16,6 % des assurés du régime général (salariés, commerçants et artisans), respectivement 16,3 % et 34,1 % des salariés et des non-salariés assurés à la MSA, respectivement 24,5 %, 15,3 % et 35,8 % des fonctionnaires territoriaux, hospitaliers et d'État qui partent à la retraite avec une surcote⁴⁰. Ce dispositif fonctionne donc. Les effectifs trop faibles de personnes choisissant ce dispositif s'expliquent en partie par le barème des surcotes mises en place en France. La réforme de 2003 a instauré des surcotes qui, pour chaque trimestre supplémentaire travaillé, augmentent le montant de la retraite de base de 0,75 % du 1^{er} au 4^e trimestre supplémentaire, soit une hausse de 3 % de la retraite pour la première année supplémentaire travaillée, de 1 % au-delà du 4^e trimestre supplémentaire, soit une hausse supplémentaire de 4 % de la retraite par année supplémentaire travaillée, et de 1,25 % par trimestre travaillé après 65 ans, soit une hausse supplémentaire de 5 % de la retraite par année supplémentaire travaillée au-delà de 65 ans. Depuis 2009, le barème a été simplifié : chaque trimestre de travail au-delà du taux plein augmente la retraite de 1,25 %, ce qui implique une hausse de 5 % de la retraite par année supplémentaire travaillée. Si on compare ces chiffres à ceux du tableau 6, on voit que la faiblesse des surcotes proposées aux Français correspond à l'imposition d'une taxe sur les surcotes actuariellement neutres se situant entre 25 et 65 %. Cela met le système en vigueur actuellement en France très à droite de la courbe de Laffer du graphique 4 et donc très en dessous de ce qui maximise l'espérance de bien-être d'un nouvel entrant sur la

39. D'autres types de transferts peuvent, comme les surcotes, inciter à reculer l'âge de départ en retraite, tels que des sorties en capital ou des dispositifs de cumul emploi-retraite, comme cela est discuté dans Hairault, Langot et Sopraseuth (2008a). Des analyses sur la perception de ces mécanismes alternatifs seraient très utiles pour juger de leur efficacité (voir à ce sujet Michaud et Saint Amour (2023)).

40. Données de la Sécurité sociale, 2023, <https://evaluation.securite-sociale.fr/>.

marché du travail. De plus, le barème de la surcote est homogène pour toute la population, contrairement à ce qui est proposé dans le tableau 6. C'est évidemment un défaut majeur, car les surcotes doivent être plus fortes pour ceux dont le risque de mort est le plus élevé⁴¹ : chez les ouvriers (ouvrières) l'espérance de vie à 60 ans est 21 ans (26,5 ans) alors que chez les hommes (femmes) cadres, elle est de 25,5 ans (29,1 ans)⁴² : de faibles surcotes homogènes pour toute la population ne peuvent qu'inciter certains cadres à reculer leur âge de départ en retraite, mais ne sont aucunement incitatives pour les individus dont le risque de mort est plus élevé. Malgré cette « sous-calibration » des surcotes en France, Benallah (2011) montre que les surcotes françaises ont eu un effet causal sur l'âge moyen de départ en retraite et sur la probabilité de poursuivre une activité : l'âge moyen de départ en retraite de la génération 1944 est reculé de 2 mois et la probabilité de poursuivre sa carrière après l'âge d'obtention du taux plein est augmentée de 12,5 points de pourcentage⁴³.

Le marché du travail des seniors. Les incitations via les surcotes font choisir un recul de l'âge de la retraite, ce qui provoque mécaniquement une hausse du taux d'emploi des 60-65 ans. Mais le modèle précédent fait l'hypothèse naïve (et très pessimiste sur l'ampleur positive de toute réforme parvenant à reculer l'âge de départ en retraite) que, même si le pic des départs en retraite se produisait à 65 ans, la probabilité de passer au chômage entre 55 et 60 ans ne serait pas affectée. Si l'on peut convenir qu'une relation d'emploi d'une personne de 57 ans peut être fragilisée si le pic des départs en retraite est à 60 ans, en va-t-il de même lorsque ce pic est à 65 ans ? N'y a-t-il pas des différences entre la valorisation d'un contrat de 3 ans et un autre de 8 ans ? Il est *a priori* intuitif qu'il doit y avoir des ajustements sur le marché du travail des 55-60 ans lorsque le taux d'emploi des 60-65 ans change. Cela est confirmé par le graphique 5 : les 25-49 ans ne semblent aucunement affectés par les réformes des retraites, alors que les 60-64 ans le sont naturellement, puisque ce sont eux qui vivent les changements de l'âge de départ en retraite. Mais le groupe des 55-59 ans l'est aussi fortement, victime d'un « effet de bord ». Il apparaît

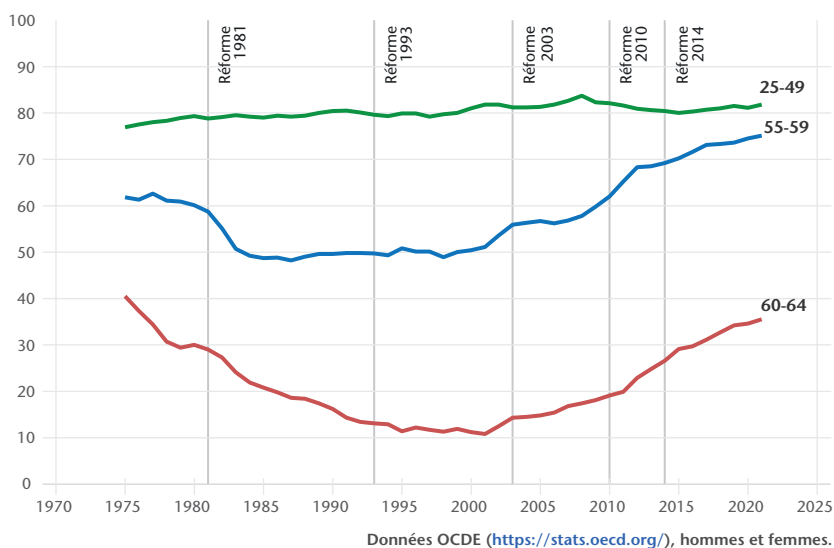
41. Le loisir est pour eux structurellement plus rare (ils meurent plus tôt), donc une incitation supérieure doit leur être versée pour qu'ils renoncent à un trimestre de retraite.

42. Données de l'INSEE, <https://www.insee.fr/>.

43. Cette évaluation est conduite à l'aide d'une méthode d'appariement sur le score de propension et en partant des données de l'échantillon des assurés de la CNAV, et porte sur les générations 1944 à 1947.

que la baisse de l'âge de la retraite annoncée en 1981 a fait diminuer le taux d'emploi des 55-59 ans (-13 points), puis les hausses annoncées en 1993, 2003, 2010 et 2024 l'ont fait croître (+25 points). Si ces variations étaient intégrées dans l'évaluation précédente, les résultats pourraient être encore plus favorables aux politiques incitant à reculer l'âge de départ en retraite : demander moins d'effort à ceux qui travaillent pourrait être nécessaire, car ayant repris une activité avant 60 ans ils seraient plus nombreux à être concernés par les surcotes. La partie suivante est donc consacrée aux choix emploi/non-emploi avant l'âge de départ en retraite.

Graphique 5. Taux d'emploi par âge : 55-59 ans vs 60-64 ans



2. L'effet horizon

Cette section est consacrée à montrer que ce n'est pas l'âge « biologique » (âge absolu) qui compte lorsque des individus prennent des décisions sur le marché du travail, mais l'âge « social » (âge relatif), défini comme la distance qui sépare l'âge d'un individu à l'âge auquel il obtiendra le taux plein. Cette distance est ce que l'on a appelé l'« effet horizon » (Hairault, Langot et Sopraseuth, 2008a). Le corollaire de cette vision des décisions individuelles est que tout recul de l'âge de départ en retraite aura pour effet d'accroître la chance d'un senior

d'être en emploi, car ses relations de travail ont un horizon plus long, ce qui incite à davantage investir sur ces contrats.

2.1. Analyse causale de l'impact de l'âge de retraite sur l'emploi des seniors

Hairault, Langot et Sopraseuth (2007) présentent pour la première fois des estimations montrant que la proximité de l'âge d'obtention du taux plein baisse la probabilité d'être en emploi. Les données utilisées sont celles de l'enquête Emploi, de 1990 à 2002, pour les salariés masculins du secteur privé qui ont renseigné leur situation sur le marché du travail (emploi ou non-emploi). Plutôt que l'âge effectif de départ à la retraite, c'est l'âge d'obtention du taux plein qui est retenu pour calculer la distance à la retraite⁴⁴. L'échantillon est restreint aux hommes car la durée de cotisation, non disponible, est approximée par l'écart entre l'âge d'entrée sur le marché du travail et l'âge courant⁴⁵. L'âge du taux plein est alors obtenu en ajoutant à l'âge du premier emploi le nombre d'années nécessaire pour obtenir le taux plein. Cet âge du taux plein peut alors être assimilé à l'âge de retraite uniquement s'il est supérieur à 60 ans ; sinon il est égal à 60 ans si la durée de cotisation minimale est satisfaite à cet âge. Par ailleurs, tous les individus ont droit au taux plein à l'âge de 65 ans⁴⁶. Enfin, il existe une hétérogénéité entre les individus du fait de la réforme de 1993 qui, pour certains, a allongé la durée de cotisation nécessaire pour avoir le taux plein.

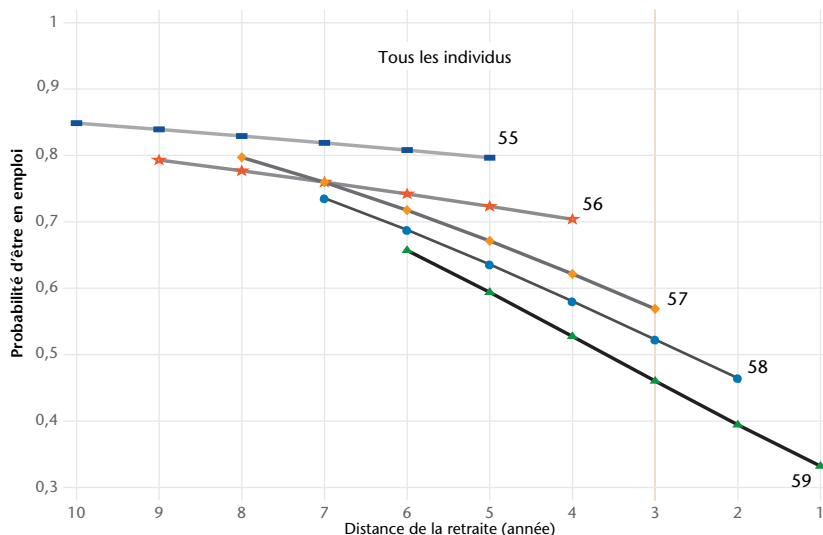
La probabilité d'être en emploi est alors expliquée par 1) des variables classiques (genre, âge, niveau d'éducation, secteur d'activité, structure familiale, taille de la ville du domicile...), 2) des variables indicatrices spécifiques à chaque âge, entre 50 et 59 ans (capturant les mesures spécifiques à cette tranche d'âge), et 3) des variables d'interaction entre âge et distance à la retraite pour tous les âges entre 50 et 59 ans (10 variables de distance à la retraite à chaque âge). Ces variables d'interaction permettent de mesurer l'effet différencié de la proximité à la retraite en fonction de l'âge et exploitent la dispersion de

44. Les informations détaillées sur l'âge de retraite et la situation précédente sur le marché du travail ne sont pas disponibles dans cette enquête. L'âge d'obtention du taux plein peut être considéré comme un prédicteur quasi parfait de l'âge de la retraite à cette époque : les hommes partaient dès qu'ils atteignaient la durée de cotisation minimale, à condition d'avoir 60 ans (voir Blanchet et Pelé (1997)).

45. Cette approximation n'est pas bonne pour les femmes aux carrières plus souvent incomplètes. La plupart des périodes de chômage sont comptabilisées dans les années de cotisation.

46. L'échantillon ne contient que les individus entrés sur le marché du travail avant 30 ans. Les bonifications accordées à 65 ans font que tous les individus obtiennent le taux plein à cet âge.

Graphique 6. Âge biologique vs âge social : l'effet horizon



Hairault, Langot et Sopraseuth (2007).

la distance à la retraite observée à chaque âge pour les individus entre 50 et 59 ans. Les résultats reportés dans le graphique 6 montrent qu'au-delà de l'effet « âge » proprement dit, plus la distance à l'âge de retraite est courte, plus le taux d'emploi est faible. Les programmes de retrait anticipé de l'activité ou la dégradation de l'employabilité des seniors ne seraient donc pas seuls responsables du faible taux d'emploi des seniors^{47,48}.

Afin d'identifier plus « correctement » l'effet horizon⁴⁹, la variation exogène dans la durée de cotisation créée par la réforme Balladur peut être utilisée pour isoler l'effet spécifique de la distance à la retraite⁵⁰. La stratégie consiste donc à comparer le taux d'emploi d'individus touchés par la réforme (groupe de traitement) à celui d'individus dont

47. Les estimations indiquent aussi que l'effet de la proximité de l'âge de retraite n'est significatif qu'après 57 ans, suggérant que les sorties de l'emploi sont favorisées par la générosité des programmes de retrait anticipé d'activité (préretraite, chômage et inactivité) accessibles plus facilement après cet âge.

48. À partir des données de l'enquête Emploi et de l'enquête complémentaire « Formation continue 2000 », Khaskhoussi et Langot (2008) montrent qu'une faible distance à la retraite réduit aussi la probabilité d'être en formation, *i.e.*, réduit les investissements en capital humain, ce qui crée des pertes de productivité.

49. Voir les discussions sur la robustesse de cet effet dans Benallah, Duc et Legendre (2009) et Hairault, Langot et Sopraseuth (2009).

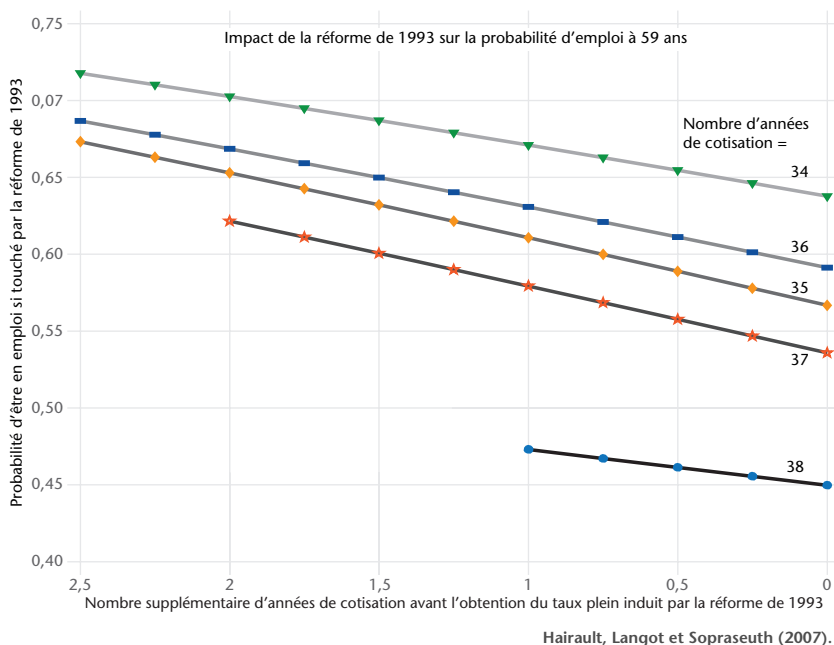
l'âge du taux plein n'a pas été affecté (groupe de contrôle). Puisque les individus de ces deux groupes peuvent différer par ailleurs, il faut alors montrer que leur différence a évolué dans le temps du fait de la réforme (approche en doubles différences) : l'impact de la variation de la distance à la retraite uniquement imputable à la mise en place de la réforme est ainsi isolé. Le graphique 7 montre que les individus de 59 ans ayant déjà cotisé 38 années ont une probabilité d'être en emploi de 45 % pour ceux qui ne sont pas touchés par la réforme de 1993 (aucun trimestre supplémentaire), alors que cette probabilité s'élève à 47,5 % pour ceux, ayant le même âge et la même expérience, mais qui doivent cotiser un an de plus du fait de la réforme. Pour les individus de 59 ans avec une expérience de 35 années, la probabilité d'être en emploi est de 57 % pour ceux qui ne sont pas touchés par la réforme, alors qu'elle s'élève à 62 % pour ceux qui doivent cotiser un an de plus du fait de la réforme, soit 5 points de pourcentage gagnés pour une année de cotisation supplémentaire. Plus généralement, les estimations montrent que quel que soit le niveau d'expérience considéré à 59 ans, les individus dont la durée de cotisation a le plus augmenté (dont la distance à la retraite a le plus augmenté) du fait de la réforme ont bien une probabilité d'être en emploi significativement plus élevée.

L'« effet horizon » dans la littérature. Sur la base d'un échantillon plus précis et plus large (données administratives fournies par les régimes de retraite), Aubert (2016) montre qu'une courte durée restante jusqu'à l'âge de la retraite à taux plein est associée à une probabilité significativement plus élevée de quitter définitivement le marché du travail, validant donc la robustesse de l'« effet horizon ». Dans Blanchet, Bachelet et Befy (2011), un effet horizon est introduit dans le modèle de micro-simulation Destinie pour évaluer l'impact des réformes des

50. Les individus de 59 ans ayant une expérience de 38 années sur le marché du travail, ont à 60 ans une durée de cotisation de 39 années. Avant la réforme de 1993, où l'obtention du taux plein nécessitait d'avoir 60 ans et au moins 37,5 années de cotisation, ces individus avaient un horizon d'une année avant la retraite. La réforme de 1993 introduit une hétérogénéité dans ce groupe d'individus de par son implémentation graduelle qui rend alors le nombre de trimestres supplémentaires hétérogène. Ainsi, les individus de la génération 1940 de 59 ans et ayant 38 années d'expérience voient leur distance à la retraite augmenter : la durée de cotisation passe à 39,25 années, à 39,5 pour ceux de la génération 1941, à 39,75 pour ceux de la génération 1942, à 40 pour ceux de la génération 1943. En fonction de leurs années de naissance, l'horizon de ces individus d'âge identique est alors respectivement de 1,25, 1,5, 1,75 et 2 années. En revanche, ceux nés avant 1939 restent à un an de la retraite. Ce type d'hétérogénéité se retrouve pour les individus de 59 ans ayant une expérience de 37, 36, 35, 34 ou 33 années, mais pour des générations différentes.

retraites sur l'emploi des seniors : sans cet effet, l'impact des réformes est largement sous-évalué, en particulier pour les 55-59 ans.

Graphique 7. Identifier l'effet horizon grâce à la réforme de 1993



2.2. Modélisation du marché du travail par âge

Afin de capturer l'impact de l'âge et de l'option de retraite sur les choix d'occupation sur le marché du travail, une version étendue du modèle de McCall (1970) est proposée dans Hairault, Langot et Sopraseuth (2010). Comme dans tous les modèles de recherche d'emploi, les chômeurs recherchent un emploi et choisissent une intensité de recherche qui influencera la durée moyenne des périodes de chômage. Au-delà de l'hétérogénéité résultant de la distribution de l'offre salariale, les caractéristiques du cycle de vie sont également prises en compte. Comme dans la section 1, et comme le font Ljungqvist et Sargent (2008), les individus vieillissent de manière stochastique. Le choix de l'âge de la retraite est endogène. Après leur décès, les individus sont remplacés par d'autres afin que la population soit constante dans le temps. Enfin, afin de simplifier l'analyse, la consommation est

égale au revenu à toutes les périodes de la vie (pas d'épargne). Les caractéristiques du modèle sont les suivantes :

- Âge : six classes d'âge (i), 20-29 ans, 30-49 ans, 50-54 ans, 55-59 ans, 60-64 ans et 65 ans et plus ;
- Les distributions des salaires (w) sont spécifiques à chaque âge ;
- Les taux de séparation (λ) sont spécifiques à chaque âge ;
- Les allocations chômage (b) sont spécifiques à chaque âge ;
- L'âge de départ en retraite est choisi.

Avec ce type de modèle, plus l'horizon sera long, plus la somme actualisée des gains espérés de la relation de travail sera importante : ainsi, un horizon long peut accroître l'intérêt d'investir dans la recherche d'un emploi. De fait, inciter à reculer l'âge de départ en retraite réduit l'exclusion de l'emploi avant 60 ans et peut-être au-delà.

2.3. Comportements

Lorsque l'agent est encore en âge de travailler, il choisit sa meilleure option entre emploi et chômage : $V_i(w) = \max\{V_i^e(w), V_i^u\}$, $\forall i = 1, \dots, 5$. Avant d'avoir l'option de prendre sa retraite ($i = 1, 2, 3$), les choix des individus sont solutions du programme suivant :

$$V_i^e(w) = u\left((1 - \tau_p - \tau_b)w, T - h\right) + \beta \left\{ \begin{array}{l} \pi_i [(1 - \lambda_i)V_i(w) + \lambda_i V_i^u] \\ + (1 - \pi_i) [(1 - \lambda_{i+1})V_{i+1}(w) + \lambda_{i+1} V_{i+1}^u] \end{array} \right\}$$

$$V_i^u = \max_{s_i} \left\{ \begin{array}{l} u\left((1 - \tau_p)b_i, T - s_i\right) \\ + \beta \left\{ \begin{array}{l} \pi_i \left[\phi(s_i) \int V_i(w) dF_i(w) + (1 - \phi(s_i))V_i^u \right] \\ + (1 - \pi_i) \left[\phi(s_{i+1}) \int V_{i+1}(w) dF_{i+1}(w) + (1 - \phi(s_{i+1}))V_{i+1}^u \right] \end{array} \right\} \end{array} \right\}$$

où $V_i^e(w)$ est la valeur du problème d'optimisation pour un travailleur d'âge i payé w , V_i^u la valeur du problème d'optimisation pour un chômeur d'âge i touchant l'allocation b_i , $u(\cdot)$ la fonction d'utilité, $T - h$ le temps de loisir d'un employé une fois effectuées les h heures de travail, $T - s_i$ le temps de loisir d'un chômeur une fois effectuées les s_i heures de recherche d'emploi, $\phi(s_i)$ la probabilité de trouver un emploi

pour un chômeur, dépendant de l'effort de recherche s_i , et $\{\tau_p, \tau_b\}$ les taux de cotisation nécessaires pour équilibrer respectivement les assurances retraite et chômage. Lorsque l'agent est employé, il paie les deux cotisations, alors que les chômeurs ne sont imposés que pour financer le système de retraite. Lorsque l'individu approche de la retraite ($i = 4, 55-59$ ans), les choix des individus sont solutions du programme suivant :

$$V_4^e(w) = u((1 - \tau_p - \tau_b)w, T - h) + \beta \left\{ \begin{array}{l} \pi_4 [(1 - \lambda_4)V_4(w) + \lambda_4 V_4^u] \\ + (1 - \pi_4) [(1 - \lambda_5)\max\{V_5(w), V_5^r\} + \lambda_5 \max\{V_5^u, V_5^r\}] \end{array} \right\}$$

$$V_4^u = \max_{s_4} \left\{ \begin{array}{l} u((1 - \tau_p)b_4, T - s_4) \\ + \beta \left\{ \begin{array}{l} \pi_4 \left[\phi(s_4) \int V_4(w) dF_4(w) + (1 - \phi(s_4))V_4^u \right] \\ + (1 - \pi_4) \left[\phi(s_5) \int \max\{V_5(w), V_5^r\} dF_5(w) \right. \\ \left. + (1 - \phi(s_5))\max\{V_5^u, V_5^r\} \right] \end{array} \right\} \end{array} \right\}.$$

Quand l'option de partir en retraite est ouverte ($i = 5, 60-64$ ans), les choix des individus sont solutions du programme suivant :

$$V_5^e(w) = u((1 - \tau_p - \tau_b)w, T - h) + \beta \left\{ \begin{array}{l} \pi_5 [(1 - \lambda_5)\max\{V_5(w), V_5^r\} + \lambda_5 \max\{V_5^u, V_5^r\}] \\ + (1 - \pi_5)V_6^{r6} \end{array} \right\}$$

$$V_5^u = \max_{s_5} \left\{ \begin{array}{l} u((1 - \tau_p)b_5, T - s_5) \\ + \beta \left\{ \begin{array}{l} \pi_5 \left[\phi(s_5) \int \max\{V_5(w), V_5^r\} dF_5(w) \right. \\ \left. + (1 - \phi(s_5))\max\{V_5^u, V_5^r\} \right] + (1 - \pi_5)V_6^{r6} \end{array} \right\} \end{array} \right\}$$

$$V_5^r = u(p_5, T) + \beta \{\pi_5 V_5^r + (1 - \pi_5)V_6^{r5}\}$$

où p_5 est la pension si l'individu choisit de partir en retraite à l'âge 5 (60 ans), V_6^{r5} la valeur de la retraite à l'âge 5 si elle a été prise à l'âge 5 et V_6^r la valeur de la retraite à l'âge 6 si elle a été prise à l'âge 5. Les fonctions valeurs des retraités ($i = 6, 65$ ans et plus) sont :

$$V_6^{r5} = u(p_5, T) + \beta \{\pi_6 V_6^{r5}\}$$

$$V_6^{r6} = u(p_6, T) + \beta \{\pi_6 V_6^{r6}\}$$

où p_6 est la pension si l'individu choisit de partir en retraite à l'âge 6 (65 ans), $V_6^{r_6}$ la valeur de la retraite à l'âge 6 si elle a été prise à l'âge 6. Dans le cas de référence, *i.e.*, sans surcotes, la pension n'est pas augmentée par des années supplémentaires de travail au-delà du taux plein : $p_6 = p_5$.

La fonction d'utilité des individus est de la forme

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

et la probabilité pour un chômeur de trouver un emploi est de la forme $\phi(s) = \gamma s$, avec un effort de recherche satisfaisant $s \in [0 ; 1]$ pour T normalisé à l'unité.

2.4. Calibration

Les différents paramètres nécessaires à la résolution numérique du modèle sont donnés dans les tableaux 7, 8 et 9. Les références et les sources sont indiquées dans ces tableaux⁵¹. La distribution des offres de salaires est supposée être une distribution log-normale. Afin de répliquer l'augmentation des salaires avec l'âge, la distribution des offres de salaires dépend de l'âge du travailleur. Compte tenu de la législation en vigueur au début des années 1990 en France, les travailleurs âgés de plus de 50 ans bénéficient d'indemnités du chômage plus généreuses, en particulier les chômeurs âgés de 55 à 59 ans qui sont dans des programmes spécifiques caractérisés par une baisse moindre de leurs allocations avec la période de chômage. Conformément à cette législation, nous ajoutons une prime de 11,5 % (5 %) sur les allocations de chômage pour les travailleurs de plus de 55 ans (entre 50 et 55), par rapport à la tranche d'âge médiane $i = 2$. La pension est fixée de telle sorte que le taux de remplacement soit équivalent à celui observé, qui est de 85 % (Hairault, Langot et Sopraseduth, 2008b).

Tableau 7. Calibration : paramètres de préférences

Paramètre	Valeur	Référence
Escompte	0,9967	Taux d'intérêt de 4 %
Part de la consommation dans l'utilité	0,33	Prescott (1986)
Aversion au risque	1,33	Prescott (1986)

51. Voir Hairault, Langot et Sopraseduth (2010) pour plus de détails sur ces calibrations.

Tableau 8. Calibration : distribution des salaires et taux de séparation

Paramètre	Valeur	Source
Âge des individus 20-29		
Salaire moyen, francs	6 817	Enquête Emploi 1993
Écart type des salaires	0,1723	Enquête Emploi 1993
Taux de séparation	0,018	Enquête Emploi 1993
Âge des individus 30-49		
Salaire moyen, francs	7 538	Enquête Emploi 1993
Écart type des salaires	0,2095	Enquête Emploi 1993
Taux de séparation	0,0055	Enquête Emploi 1993
Âge des individus 50-54		
Salaire moyen, francs	7 600	Enquête Emploi 1993
Écart type des salaires	0,2046	Enquête Emploi 1993
Taux de séparation ?3	0,0055	Enquête Emploi 1993
Âge des individus 55-59		
Salaire moyen, francs	8 081	Enquête Emploi 1993
Écart type des salaires	0,2596	Enquête Emploi 1993
Taux de séparation	0,011	Enquête Emploi 1993
Âge des individus 60-64		
Salaire moyen, francs	8 081	Enquête Emploi 1993
Écart type des salaires	0,2596	Enquête Emploi 1993
Taux de séparation	0,011	Enquête Emploi 1993

Tableau 9. Calibration : allocations chômage

Paramètre	Valeur	Source
b1 20-29, francs	2387	0,83 : taux d'emploi des 20-29 ans
b2 30-49, francs	3098	0,37 : moyenne du taux de remplacement des allocations chômage
b3 50-54, francs	3294	1,06 : hausse de l'allocation chômage liée à l'âge
b4 55-59, francs	3703	1,115 : hausse de l'allocation chômage liée à l'âge
p5 pension, francs	8000	0,85 : moyenne du taux de remplacement des pensions
Efficacité de la recherche d'emploi ?	0,80	15 : durée moyenne du chômage (Enquête Emploi 1993)

2.5. Accroître l'emploi des senior via l'incitation à reculer l'âge de la retraite

Les résultats des simulations reportés dans le tableau 10 indiquent que le modèle est en mesure de reproduire la chute du taux d'emploi avec l'âge. Plus particulièrement, l'emploi commence à légèrement décroître dès 50 ans et plus fortement à 55 ans, pour être nul à 60 ans

(âge du taux plein)⁵². La baisse du taux d'emploi des 55 à 59 ans résulte de la combinaison de deux effets : 1) les profils croissants avec l'âge de l'indemnisation du chômage et des taux de séparation et 2) la réduction avec l'âge de la distance à la retraite. Dans Hairault, Langot et Sopraseduth (2010), il est montré que la hausse des allocations chômage et des taux de séparation n'explique à elle seule qu'un tiers de la baisse du taux d'emploi des seniors. Ces résultats suggèrent que deux options sont possibles pour accroître le taux d'emploi des seniors : diminuer la générosité des allocations chômage, ou atténuer l'effet horizon en reculant l'âge de la retraite.

Tableau 10. Taux d'emploi par âge (données et modèle) et impact des surcotes

Groupes d'âge	20-29	30-49	50-54	55-59	60-64
Données (Enquête Emploi 1993)	0,830	0,883	0,847	0,559	0,024
Modèle : sans surcotes	82,8	86,7	87,4	54,9	0
Baisse du taux d'emploi entre 2 classes d'âge				-32,5 pp	-54,9 pp
Modèles : avec surcotes	83,0	86,7	87,4	71,4	20,1
Baisse du taux d'emploi entre 2 classes d'âge				-16 pp	-51,3 pp

Afin que ce recul de l'âge de la retraite soit « acceptable socialement », il faut qu'il soit choisi. Comme dans la section 1, une surcote actuarielle est alors introduite. L'impact de cette réforme des retraites sur l'emploi est donné dans la dernière ligne du tableau 10. Avec les surcotes, la taxe implicite sur la prolongation de l'activité est supprimée : davantage d'individus restent en emploi (20,1 % des travailleurs choisissent de reporter leur retraite jusqu'à l'âge de 65 ans). Si ce premier effet est attendu (le même que celui discuté dans la section 1), il apparaît que les surcotes non seulement encouragent les individus à conserver leurs emplois après 60 ans, mais rendent l'emploi plus attractif pour les chômeurs de moins de 60 ans, car la distance à la retraite augmente (effet horizon). Entre 55 et 59 ans, l'effort de recherche d'emploi est plus intense par rapport au cas de référence, ce qui favorise les reprises d'emploi faisant passer le taux d'emploi des 55-59 ans de 55 % à 71 %, malgré des allocations chômage et des taux de séparation élevés en fin de cycle de vie.

52. Le taux d'emploi égal à zéro pour les 60-65 ans est cohérent avec le fait que les salariés français partent à la retraite lorsqu'ils atteignent le taux plein : Blanchet et Pelé (1997) montrent que 97,6 % des hommes partent à la retraite à taux plein dans les années 1990.

Ces grandeurs correspondent à 984 700 emplois supplémentaires en France, soit une hausse de 4,25 points du taux d'emploi de 1993 ! Bien entendu, ces hausses des taux d'emploi des seniors (avant et après 60 ans) ne sont pas envisageables avec les surcotes actuelles qui permettent un accroissement de la pension de 25 % pour un allongement de 5 ans de la durée de cotisation, contre 45 % dans la simulation (1,8 fois plus). Toutefois, ils indiquent que, même si les surcotes actuarielles ne permettent pas de générer des excédents financiers pour les caisses de retraite, elles permettent, via les très fortes hausses de l'emploi, de créer de nouvelles marges budgétaires pour les comptes de l'État.

Cette sensibilité de l'offre de travail en fin de cycle de vie, et plus particulièrement l'impact que peut jouer le système de retraite sur l'équilibre du marché du travail, ont été étudiés par Ljungqvist et Sargent (2014), Hairault, Langot et Zylberberg (2015) ou encore Menzio, Telyukova et Visschers (2014). Que cela soit pour la dynamique des carrières, pour les écarts entre employés et chômeurs quant à leurs décisions de départ en retraite ou bien encore pour les inégalités de salaire, la valeur de l'option de retraite est un facteur explicatif déterminant, en particulier pour les individus avant l'âge d'obtention de leur taux plein⁵³.

2.6. Résultats additionnels : attention aux politiques ciblées sur les seniors

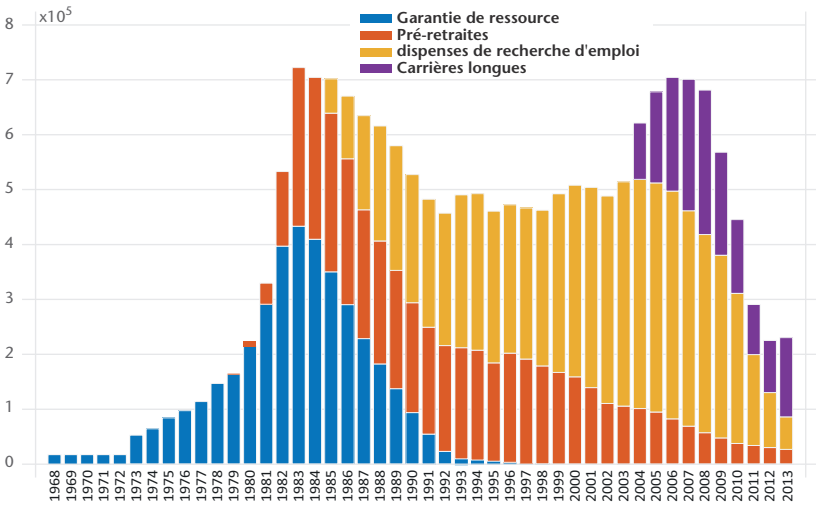
Comme cela a déjà été évoqué plus haut, nos résultats empiriques (Enquête Emploi) et théoriques (simulation de modèles calibrés sur données françaises) indiquent que la décroissance du taux d'emploi des 55-60 ans est d'autant plus forte que les alternatives de ressources (préretraites, allocations chômage spécifiques...) sont généreuses. Avant les ordonnances de 1982, des dispositifs publics, la garantie de ressource⁵⁴ et les préretraites avaient déjà contribué à faire baisser de façon permanente le taux d'emploi des seniors. Comme le montre le graphique 8, les masses de personnes concernées ont fortement augmenté. Lorsqu'un dispositif disparaissait, il était remplacé par un

53. Voir également Langot (2019) pour une synthèse sur les modèles de recherche d'emploi avec cycle de vie et décisions de départ en retraite.

54. La garantie de ressources, mise en place en 1972 pour les salariés âgés de 60 ans ou plus, donnait aux licenciés un revenu (70 % du salaire) avant la retraite (65 ans), puis à partir de 1977, elle fut étendue aux salariés démissionnaires de même âge (dispositif supprimé à l'occasion du passage à la retraite à 60 ans).

autre : la « dispense de recherche d'emploi » (DRE) remplaçant les préretraites, puis les départs anticipés pour carrières longues prenant le relais. Les travaux de la section précédente plaident en faveur de la suppression des dispositifs spécifiques aux seniors qui contribueront à la hausse de l'emploi des seniors.

Graphique 8. Ressources alternatives à l'emploi spécifiques aux seniors



Marioni et Merlier (2015).

Il existe encore aujourd'hui des dispositifs qui favorisent la sortie de l'emploi des seniors, et qui sont financés par l'État. Ainsi, le graphique 9a montre que les licenciements et les ruptures conventionnelles sont davantage utilisés lorsqu'ils concernent des individus pour lesquels la durée de chômage induite correspondra à la distance qui les sépare de l'obtention du taux plein. En effet, avant la réforme faisant passer l'âge minimal de départ en retraite de 60 à 62 ans (données 2007), le pic des licenciements et ruptures conventionnelles se situait entre 56 et 58 ans, *i.e.*, à des âges pour lesquels la durée de l'assurance chômage permettait de rester couvert jusqu'à l'obtention du taux plein (60 ans). Après la réforme des retraites (données 2012), le pic des licenciements et ruptures conventionnelles se décale de deux années, passant à 58-60 ans (voir graphique 9b)⁵⁵. Ces faits indiquent que

55. Pour plus de détails, voir l'analyse de Minni (2013).

l'effet horizon est bien présent dans les décisions, même si ici il est utilisé pour « profiter » de la générosité de l'indemnisation de l'État. Avec le recul de l'âge de départ en retraite et les dispositifs assurant plus généreusement les seniors contre les licenciements et ruptures conventionnelles, le nombre d'entrées dans l'assurance chômage augmente fortement à 59 ans, pour des durées de chômage correspondant aux nombres d'années nécessaires pour rejoindre l'âge d'obtention du taux plein (avant le passage à 62 ans, le pic des entrées au chômage était à 57 ans)⁵⁶. Il convient donc de réfléchir au design des indemnisations chômage des plus de 55 ans qui ne doivent pas être orthogonales à l'âge et à la distance au taux plein.

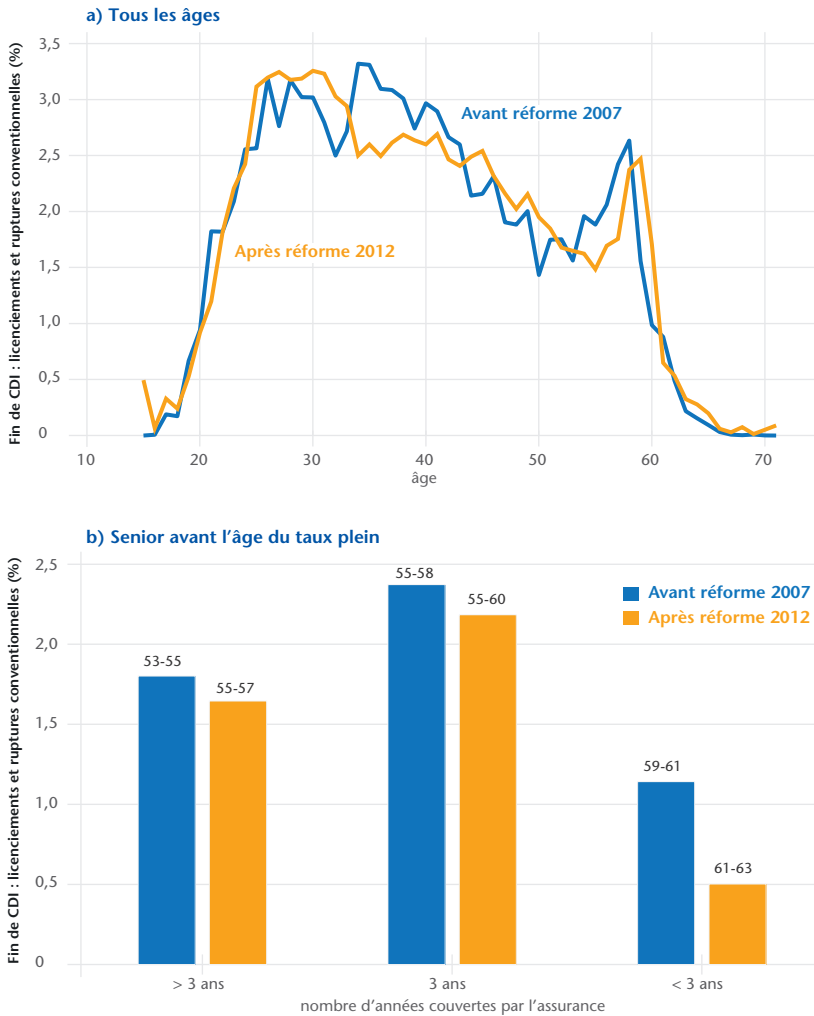
Avant le 1^{er} février 2023, les indemnités des seniors étaient beaucoup plus généreuses pour les seniors que pour le reste de la population : alors que la durée d'indemnisation était de 24 mois avant 53 ans, elle était de 30 mois pour les 53-54 ans et de 36 mois pour les plus de 55 ans⁵⁷. De plus, pour les plus de 62 ans ayant épuisé leurs droits à l'indemnisation, les allocations peuvent être maintenues jusqu'à ce qu'ils puissent faire valoir une retraite à taux plein. Cette spécificité amplifie l'impact néfaste de l'effet horizon sur l'emploi des seniors. La réforme de l'allocation chômage mise en place en 2023 réduira ces durées d'indemnisation à 18, 22,5 et 27 mois respectivement, ce qui augmente l'incitation à rester dans l'emploi jusqu'à la retraite sans passer une période de chômage indemnisé, même si des écarts entre les seniors et les plus jeunes persistent. Toutefois, l'indemnisation chômage des seniors doit garder des spécificités. Cette assurance n'est pas en mesure d'inciter les seniors à rechercher un emploi uniquement via la dégressivité des allocations de chômage comme le recommandent Shavell et Weiss (1979) pour les plus jeunes actifs. Face au court horizon des seniors une fois réembauchés, Hairault *et al.* (2012) proposent que l'assurance chômage impose les pensions à un taux qui dépend de la durée de la dernière période de chômage avant la retraite. Plutôt qu'une éventuelle taxe payée sur les salaires après le réemploi, taxer les pensions rend les emplois plus attractifs (ils sont exonérés d'impôts) et permet de lisser l'impôt sur une plus longue période, procurant alors des gains fiscaux plus substantiels à l'assurance chômage. Pour les travailleurs proches de la retraite qui

56. Pour plus de détails sur les interactions entre le recul de l'âge de départ en retraite et les entrées au chômage, voir Unédic (2023).

57. Remarquons qu'au sein des pays de l'OCDE, il n'existe pas de différences entre les seniors et les autres travailleurs concernant les règles de l'assurance chômage.

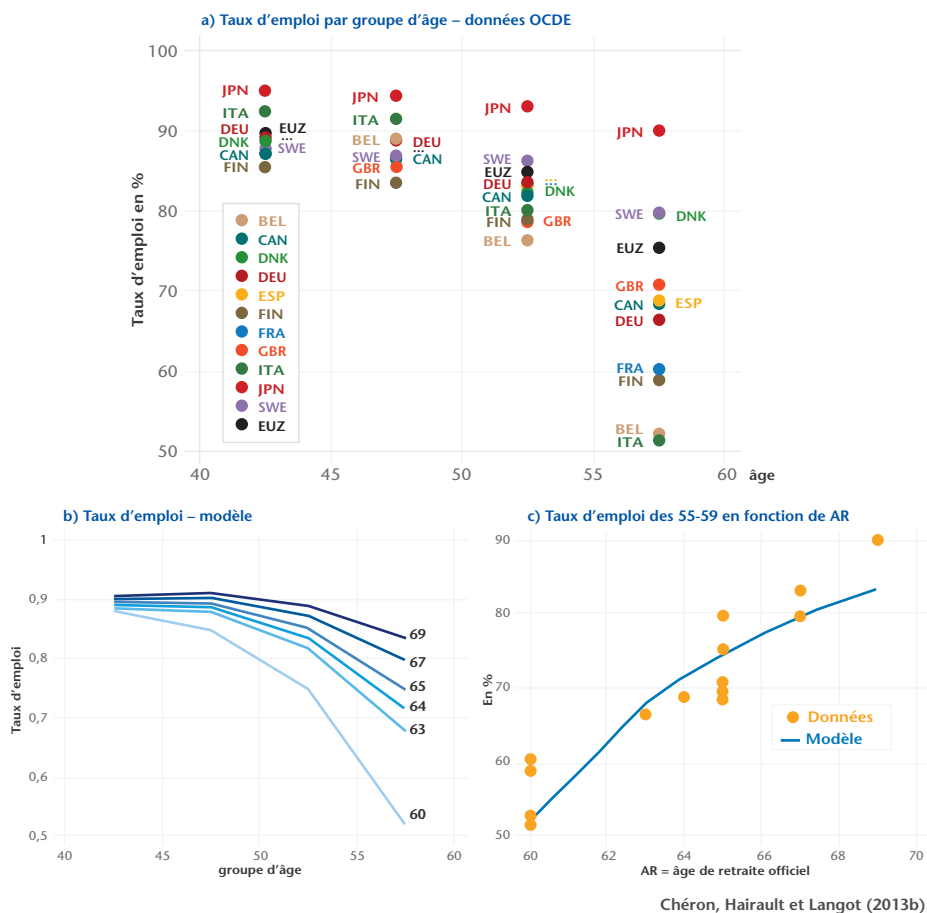
n'effectuent plus encore de recherche d'emploi, cette future taxe sur leurs pensions permet de lisser leur consommation pendant la période de chômage, comme s'ils pouvaient emprunter sur leur future pension.

Graphique 9. Recul de l'âge de la retraite et licenciement-ruptures conventionnelles : l'effet horizon



Minni (2013).

Graphique 10. Équilibre sur le marché du travail : impact de l'âge de retraite



Dans la sous-section 2.5, les implications théoriques de l'effet horizon ont été présentées dans le cadre d'un modèle d'équilibre partiel du marché centré sur l'offre de travail. Il va de soi que, comme cet effet horizon vient de l'amputation de la valeur anticipée du travail par la réduction de l'horizon de capitalisation des gains instantanés perçus sur toute la durée du contrat, il s'applique également à la demande de travail. Face à des coûts de recrutement et de formation pour toute nouvelle embauche, le senior peut être moins valorisé par l'employeur car sa retraite potentielle est un motif de plus pour quitter la relation de travail avant que celle-ci n'ait au moins pu couvrir ses frais de mise en route. Dans les modèles d'équilibre du marché du travail où

le surplus créé par l'emploi est partagé lors d'une négociation salariale à la Mortensen et Pissarides (1994), ces mêmes arguments persistent. C'est ce qui est montré dans Chéron, Hairault et Langot (2011, 2013b). Chéron, Hairault et Langot (2013b) montrent que ce type de modèle permet de prédire correctement l'impact de l'âge de la retraite sur la dynamique des taux d'emploi par âge (voir graphique 10, où les données se réfèrent à l'année 2000) : reculer l'âge de départ en retraite⁵⁸ rend les emplois profitables plus longtemps, ce qui accroît les embauches des plus de 55 ans mais réduit également les séparations des plus de 55 ans, car un horizon long permet d'anticiper que des périodes de bonne conjoncture pourront compenser des périodes difficiles. C'est ainsi qu'entre 55 et 60 ans, un recul de 5 ans de l'âge de départ en retraite (passage de 60 à 65 ans) fait progresser le taux d'emploi de 27 points (voir graphique 10b). Cette élasticité semble correspondre à ce que l'on observe dans les données (voir graphique 10c). Dans ce cadre, les taxes sur les licenciements des seniors (contribution « Delalande », créée en 1987 et abrogée en 2008) fragilisent davantage les seniors qu'elles ne les protègent, les entreprises licenciant avant l'âge à partir duquel la taxe s'applique et n'embauchant pas de seniors car ils sont potentiellement porteurs de taxes futures en cas de baisse d'activité.

Le Duigou et Messe (2023) proposent une extension du modèle de Hairault, Langot et Sopraseduth (2010) où il est possible d'étudier l'impact sur les séparations des réformes des allocations chômage spécifiques aux seniors, adoptées entre 2009 et 2012 en France. Ils montrent que l'impact sur l'emploi du recul d'une année de l'âge légal de départ en retraite est d'autant plus fort que les allocations chômage sont généreuses : avec un régime généreux d'assurance chômage (3 ans d'indemnisation non dégressive, sans obligation de recherche d'emploi⁵⁹), les taux d'emploi aux âges de 58 et 59 ans croissent chacun de 5 pp, alors qu'avec un système d'assurance chômage moins généreux (1,5 an d'indemnisation non dégressive et des exigences strictes de recherche d'emploi), ce même relèvement d'une année de l'âge légal de retraite ne fait croître que de 1 pp le taux d'emploi des 58 ans et de 3 pp celui des 59 ans. Le Duigou et Messe (2023)

58. Quelle que soit la méthode permettant ce recul de l'âge de départ en retraite (âge légal, incitations, etc.), l'important est d'allonger la durée anticipée d'une relation d'emploi.

59. Cette situation correspond à celle de la France avant la suppression de la « dispense de recherche d'emploi ».

montrent également que pour les travailleurs nés en 1951, concernés uniquement par le relèvement de l'âge légal de départ à la retraite après la réforme de 2010, le pic des cessations d'activité apparaît trois ans avant leur nouvel âge légal de départ en retraite⁶⁰, alors que pour les cohortes nées en 1952 ou en 1953, concernées à la fois par un relèvement de l'âge de la retraite et par des conditions de recherche d'emploi plus strictes pour bénéficier de l'assurance chômage, le resserrement des conditions d'admissibilité à l'assurance chômage a réduit la valeur d'être au chômage pour ces seniors en emploi, ce qui les a conduits à être plus réticents à accepter des licenciements convenus avec l'employeur et donc à être davantage en emploi. Cette étude met donc en lumière les fortes interactions entre les réformes des retraites et des allocations chômage, en mettant en évidence les complémentarités des mesures visant à accroître la valeur de l'emploi.

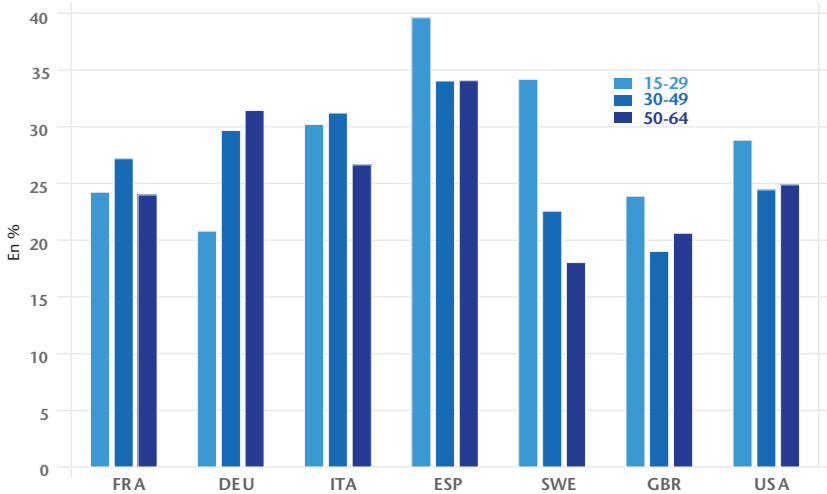
Enfin, l'allongement de la durée d'activité conduit les entreprises à financer davantage de formations pour les 55-60 ans, comme le montrent Khaskhoussi et Langot (2008, 2014). Ces différences entre les horizons des travailleurs européens et américains sont déterminantes pour comprendre les écarts de performance des marchés du travail des deux côtés de l'Atlantique, en particulier lorsque l'on prend en considération les décisions d'emploi et de formation du capital humain (voir Chéron, Hairault et Langot (2010) et Kitao, Ljungqvist et Sargent (2017)). Ainsi, reculer l'âge de départ en retraite n'a pas pour seul effet de faire croître l'emploi des seniors, mais aussi leur productivité, ce qui ne peut que faciliter les éventuelles reconversions.

Ces résultats en faveur du recul de l'âge de la retraite pour favoriser l'emploi des seniors seraient-ils bloqués par une pénibilité particulièrement plus élevée en France que dans les autres pays de l'OCDE ? Les conditions de travail des seniors sont-elles plus mauvaises en France ? Le graphique 11 indique que seuls la Suède et le Royaume-Uni offrent des conditions de travail meilleures aux seniors que la France, tous les autres pays ayant une fraction de leurs seniors davantage soumis à diverses pressions⁶¹. Il faut aussi remarquer que le pourcentage d'emplois pénibles pour les seniors en France est passé de 28 % en 2005 à 24 % en 2015. Enfin, comme dans tous les pays de l'OCDE (à l'exception de l'Allemagne), les emplois occupés par des seniors sont moins pénibles que ceux occupés par des employés de 30-49 ans. De

60. Ces trois années correspondent exactement à la durée de la « dispense de recherche d'emploi ».

fait, les emplois des seniors en France ne sont ainsi pas plus pénibles que ceux des autres pays de l'OCDE, ne justifiant donc pas un départ plus tôt en retraite⁶².

Graphique 11. Pénibilité du travail dans l'OCDE



Données OCDE, 2015, <https://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=JOBQ>

Enfin, les estimations de Bozio, Garrouste et Perdrix (2021) montrent que le recul exogène de l'âge de départ en retraite, induit par la réforme de 1993, n'a pas eu d'impact significatif sur la probabilité de décéder, mesurée entre 61 et 79 ans. Cela suggère donc que le recul de l'âge de départ en retraite ne réduira pas l'un des principaux déterminants du bien-être, l'espérance de vie.

61. La qualité de l'environnement de travail est mesurée par la part des emplois où les employés sont confrontés à des exigences surpassant les ressources dont ils disposent. Deux types d'exigences sont identifiés : 1) les pressions temporelles qui englobent de longues heures de travail, une forte intensité de travail et des rigidités dans le temps de travail ; 2) les facteurs de risque pour la santé physique, tels que le travail dangereux (exposition au bruit, aux vibrations, aux températures élevées et basses) et le travail pénible (port et déplacement de charges lourdes, positions douloureuses et fatigantes). Deux types de ressources sont pris en compte : 1) l'autonomie au travail et les opportunités d'apprentissage (liberté de choisir et de modifier la tâche et la méthode de travail, opportunités d'apprentissage formelles et informelles) et 2) le soutien social au travail (soutien de la part de collègues et de superviseurs). L'indice de stress au travail fait donc référence aux emplois où les employés font face à une demande mais n'ont pas les ressources pour la satisfaire.

62. Ce résultat n'est pas surprenant car la France a des emplois davantage concentrés dans les services, certainement moins pénibles que ceux de l'industrie.

3. Conclusion

Cette contribution a cherché à analyser la logique des différentes réformes visant à corriger l'impact des ordonnances de 1982 sur les déséquilibres structurels du système de retraite français et sur le faible taux d'emploi des seniors. Comme le montre le graphique 12a, même si les hommes en France avaient déjà entre 1975 et 1980 un âge moyen de départ plus faible que leurs voisins (+1,5 ans avec les États-Unis par exemple), du fait d'un plus fort recours aux préretraites, la rupture de 1982 a accru la différence (+3,5 ans en 1988 avec les États-Unis)⁶³. Cela a évidemment permis aux hommes en France d'avoir une plus longue durée espérée de retraite que leurs voisins (même durée de retraite qu'aux États-Unis en 1975, mais +4 ans en 1988, voir graphique 12b)⁶⁴. Depuis le début des années 1970, tous les grands pays ont connu une baisse de l'âge de départ des hommes, mais elle s'est arrêtée aux alentours de 1995, soit environ 10 années avant qu'elle ne s'arrête en France (2005). Après ce retournement de tendance dans la dynamique de l'âge de départ en retraite, répondant à l'adaptation des systèmes de retraite par répartition aux évolutions démographiques (forte hausse de l'espérance de vie et recul de l'âge de fin d'étude), les réformes successives n'ont que faiblement augmenté l'âge de départ des hommes en France par rapport à ce que l'on observe dans les autres pays de l'OCDE. Ces phénomènes s'observent aussi chez les femmes, mais de façon beaucoup moins marquée, car l'existence de nombreuses carrières incomplètes à l'âge minimal de départ en retraite a obligé nombre d'entre elles à poursuivre leurs activités professionnelles jusqu'à 65 ans (voir graphiques 12c et 12d). La France a donc été plus lente et moins ambitieuse que ses voisins dans l'adaptation de sa retraite par répartition, ce handicap tenant certainement au poids social des ordonnances de 1982.

Si le graphique 1 indique, de façon rassurante, que le taux d'emploi des seniors (55-64 ans) a retrouvé son niveau d'avant 1982 en 2015, le graphique 13 montre qu'en tenant compte des inégalités de genre, le chemin est encore long pour que les seniors retrouvent leur place sur le

63. L'âge effectif moyen de sortie du marché du travail est défini comme l'âge moyen de sortie du marché du travail pour les travailleurs âgés de 40 ans et plus. Afin de faire abstraction des effets de composition de la structure par âge de la population, les sorties de la population active sont estimées à l'aide des variations des taux d'activité plutôt que des niveaux de la population active. Ces évolutions sont calculées pour chaque cohorte, divisée en tranches d'âge quinquennales.

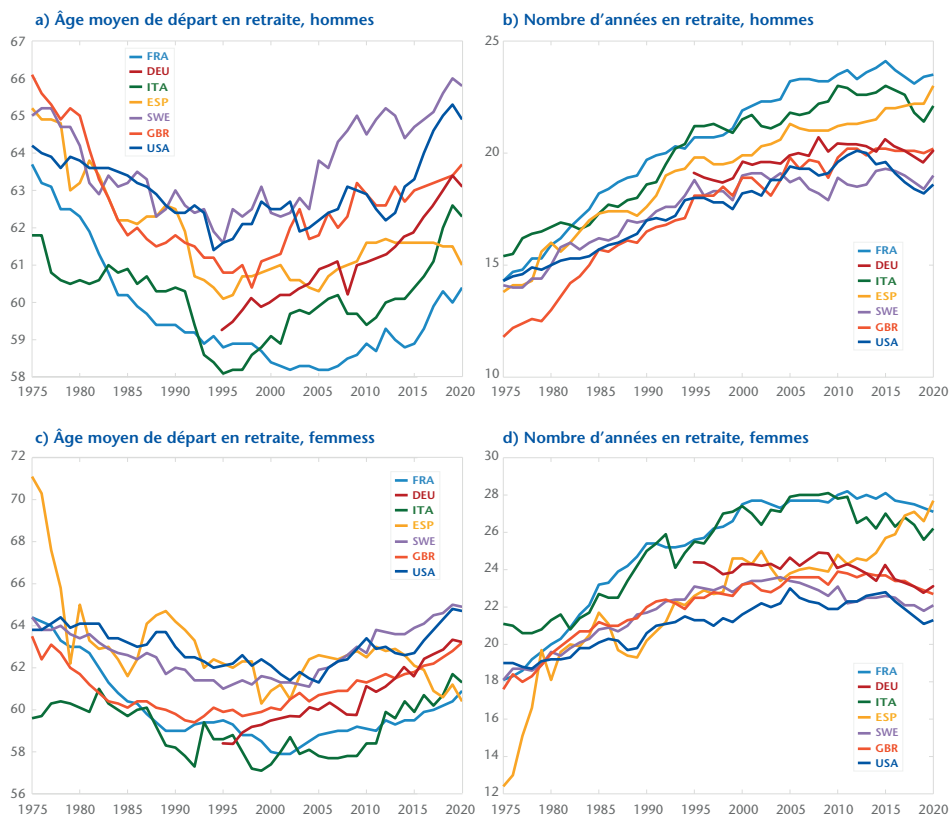
64. L'espérance de vie à la retraite correspond à l'espérance de vie mesurée à l'âge de sortie effective du marché du travail pour les hommes et les femmes.

marché du travail : encore aujourd'hui, le déficit d'emploi est de 6 points de pourcentage chez les hommes par rapport à 1981. Les études expérimentales montrent qu'il existe en France de multiples raisons de discrimination statistique à l'encontre des seniors, mais également des motifs de pure discrimination (voir Challe *et al.* (2023)). De plus, ce déficit d'emploi chez les hommes est masqué sur les données agrégées par la forte hausse du taux d'emploi des femmes âgées de 55-64 ans qui retrouve, dès 2004, son niveau d'avant 1982. Il est clair que l'émancipation des femmes a permis une plus juste intégration au marché du travail, et ce, en dehors de toute réforme des retraites. En revanche, les faibles performances des hommes concernant leurs taux d'emploi après 55 ans témoignent de la présence d'un effet horizon (effet causal montré dans la section 2), très fort pendant 15 ans (1981-1995) et lié à la baisse de l'âge de départ en retraite, puis d'un desserrement de cet effet horizon de 1995 à 2021, toutefois insuffisant pour rattraper les pertes de la première période, car l'âge de départ n'a pas augmenté suffisamment vite.

Le recul de l'âge de la retraite par des incitations suffisamment puissantes pour augmenter de façon significative l'âge moyen de départ à la retraite peut donc permettre de coordonner les décisions sur le marché du travail sur l'anticipation d'horizon long même à 55 ans, garantissant alors des investissements sur les relations d'emploi impliquant un senior. Les incitations seraient certainement « socialement » mieux acceptées que les mesures d'âge proposées lors des dernières réformes, car elles permettent de mieux tenir compte des différences d'espérance de vie qui sont au cœur de l'équité d'un système de retraite. Même si la réforme de 2023 est moins « brutale » que celle de 2010, car elle corrige indirectement une partie des écarts d'espérance de vie via l'élargissement des dispositifs dits de « carrières longues », elle ne rend hélas pas explicite la prise en compte de ces différences d'espérance de vie, ce qui peut expliquer une partie de son impopularité. De plus, en n'intégrant pas de règle d'indexation de l'âge de départ en retraite explicitement basée sur les espérances de vie, elle ne rend pas prévisibles les évolutions à venir⁶⁵.

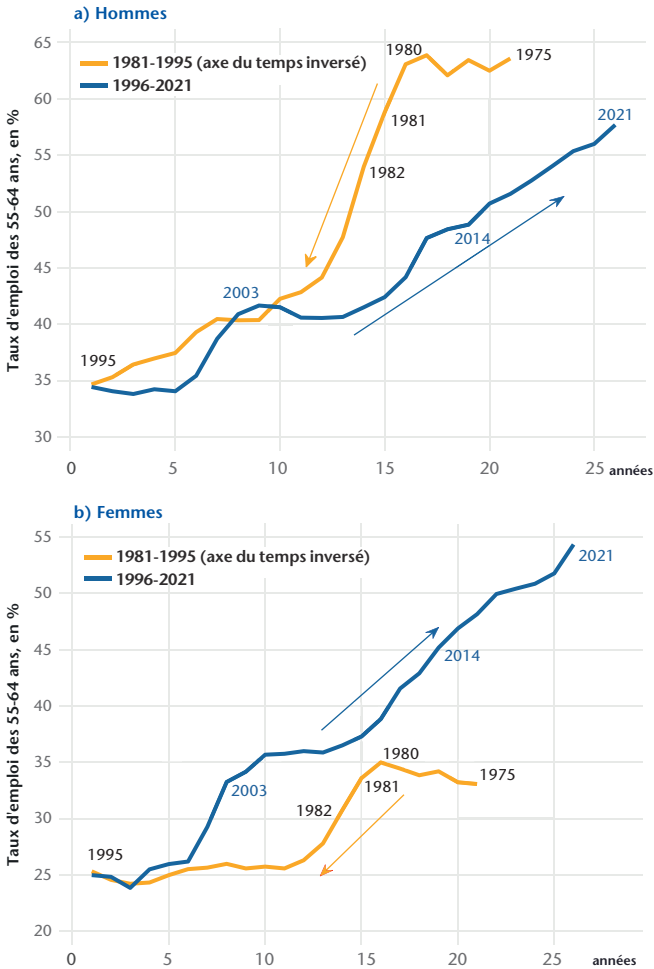
65. Rappelons que le rapport du COR, 2022, <https://www.cor-retraites.fr/node/614>, intégrant la réforme de 2023, prédit encore des déficits jusqu'en 2070.

Graphique 12. Âge de départ en retraite et durée de la retraite



Données OCDE (<https://stats.oecd.org/>), incluant les fonctionnaires.

Graphique 13. Taux d'emploi des 55-64 ans par genre



Données OCDE (<https://stats.oecd.org/>).

Références

- Aiyagari S. R., 1994, « Uninsured idiosyncratic risk and aggregate saving », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 109, n° 3, pp. 659-684.
- Arrondel L. et A. Laferrère, 1996, « Successions et héritiers à travers les données fiscales », *Économie et Prévisions*, vol. 100, n° 4, pp. 137-149.
- Aubert P., 2016, « The indirect impact of pension systems on employment prior to the minimal retirement age: a new estimation » in : J.-O. Hairault et F. Langot (eds), *Labour market and retirement interactions: A new perspective on employment for older workers*, Oxford, Oxford University Press, chap. 3, pp. 29-38.
- Bardaji J., B. Sédillot et E. Walraet, 2004, « Les retraites du secteur public. Projections à l'horizon 2040 à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE », *Document de travail de la Direction des études et synthèses économiques*, n° G 2004 / 14.
- Belhaj H., 2004, « Les indicateurs de suivi des pensions. L'annexe statistique présentée par la France dans le rapport de stratégie nationale sur les pensions », *Dossiers Solidarité et Santé*, n° 2, pp. 29-52.
- Benallah S., 2011, « La surcote : premiers éléments de bilan d'une mesure emblématique de la réforme des retraites de 2003 », *Retraite et société*, vol. 60, n° 1, pp. 43-67.
- Benallah S., S. Duc et F. Legendre, 2009, « Faut-il reculer l'âge légal du départ à la retraite ? », *Revue de l'OFCE*, n° 109, pp. 101-108.
- Berkovic J. et S. Stern, 1991, « Job exit of older men », *Econometrica*, vol. 59, n° 1, pp. 189-210.
- Blanchard O., 1985, « Debt, deficits and finite horizon », *Journal of Political Economy*, vol. 93, n° 2, pp. 223-247.
- Blanchard O., 2023, *Fiscal policy under low interest rates*, Cambridge (Mass.), MIT Press.
- Blanchet B., D. Bachelet et M. Beffy, 2011, « Projeter l'impact des réformes des retraites sur l'activité des 55 ans et plus : une comparaison de trois modèles », *Économie et Statistique*, vol. 441, n° 1, pp. 123-143.
- Blanchet D., S. Buffeteau, E. Crenner et S. Sylvie Le Minez, 2011, « Le modèle de microsimulation Destinie 2 : principales caractéristiques et premiers résultats », *Économie et Statistique*, vol. 441, n° 1, pp. 101-121.
- Blanchet D. et G. Pelé, 1997, « Social security and retirement in France », *NBER Working Paper*, n° 6214.
- Borsch-Supan A., A. Ludwig et J. Winter, 2006, « Aging, pension reform and capital flows: a multi-country simulation model », *Economica*, vol. 73, n° 292, pp. 625-658.
- Bozio A., 2011, « La réforme des retraites de 1993 : l'impact de l'augmentation de la durée d'assurance », *Économie et Statistique*, vol. 441, n° 1, pp. 39-53.

- Bozio A., C. Garrouste et E. Perdrix, 2021, « Impact of later retirement on mortality: evidence from France », *Health Economics*, vol. 30, n° 5, pp. 1178-1199.
- Caballaro R. J. et M. Hammour, 1999, « The limits of special interest: what caused three decades of high unemployment in Europe? », *mimeo*, MIT.
- Cagetti M. et M. DeNardi, 2006, « Entrepreneurship, frictions, and wealth », *Journal of Political Economy*, vol. 114, n° 5, pp. 835-870.
- Castañeda A., J. Díaz-Gimenez et J.-V. Ríos-Rull, 2003, « Accounting for the US earnings and wealth inequality », *Journal of Political Economy*, vol. 111, n° 4, pp. 818-857.
- Challe L., E. Duguet, F. Langot, Y. L'Horty, L. Du Parquet et P. Petit, 2023, « Why are the older workers discriminated in hirings? », *working paper*, halshs-04061727.
- Charpin J.-M., 1999, *L'avenir de nos retraites. Rapport au Premier ministre*, Paris, La Documentation française.
- Chéron A., J.-O. Hairault et F. Langot, 2010, « The role of institutions in transatlantic employment differences: a life-cycle view », *Annals of Economics and Statistics*, n° 95/96, pp. 121-138.
- Chéron A., J.-O. Hairault et F. Langot, 2011, « Age-dependent employment protection », *The Economic Journal*, vol. 121, n° 557, pp. 1477-1504.
- Chéron A., J.-O. Hairault et F. Langot, 2013a, « Life-cycle equilibrium unemployment », *Journal of Labor Economics*, vol. 31, n° 4, pp. 843-882.
- Chéron A., J.-O. Hairault et F. Langot, 2013b, « Life-cycle equilibrium unemployment », *IZA Discussion Paper*, n° 3396.
- Coile C., D. Wise, A. Borsch-Supan *et al.*, 2022, « Social security and retirement around the world: lessons from a long-term collaboration », *FEDEA Working Paper*, n° 2022-02.
- Conesa J. et D. Krueger, 1999, « Social security reform with heterogeneous agents », *Review of Economic Dynamics*, vol. 2, n° 4, pp. 757-795.
- Delpla J. et C. Wyplosz, 2007, *La fin des privilèges*, Vanves, Hachette Littérature.
- DeNardi M., 2004, « Wealth inequality and intergenerational links », *The Review of Economic Studies*, vol. 71, n° 3, pp. 743-768.
- Díaz-Gimenez J. et J. Díaz-Saaveda, 2009, « Delaying retirement in Spain », *Review of Economic Dynamics*, vol. 12, n° 1, pp. 147-167.
- Fonseca R. et T. Sopraseduth, 2019, « Distributional effects of social security reforms: the case of France », *Canadian Journal of Economics*, vol. 52, n° 3, pp. 1289-1320.
- Fuster L., 1999, « Is altruism important for understanding the long-run effects of social security? », *Review of Economic Dynamics*, vol. 2, n° 3, pp. 616-637.

- Fuster L., A. Imrohoroglu et S. Imrohoroglu, 2003, « A welfare analysis of social security in a dynastic framework », *International Economic Review*, vol. 44, n° 4, pp. 1247-1273.
- Galasso V., 2008, « Postponing retirement: the political effect of aging », *Journal of Public Economics*, vol. 92, n° 10-11, pp. 2157-2169.
- Gertler M., 1999, « Government debt and social security in a life-cycle economy », *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 50, pp. 61-110.
- Gruber J. et D. Wise, 1998, « Social security and retirement: an international comparison », *The American Economic Review*, vol. 88, n° 2, pp. 158-163.
- Guillemard A.-M., 1986, *Le déclin du social. Formation et crise des politiques de la vieillesse*, Paris, PUF.
- Hairault J.-O., F. Langot, S. Ménard et T. Sopraseuth, 2012, « Optimal unemployment insurance for older workers », *Journal of Public Economics*, vol. 96, n° 5-6, pp. 509-519.
- Hairault J.-O., F. Langot et T. Sopraseuth, 2004, « Retraite choisie et réduction des déficits : quelles surcotes proposer ? », *Revue Française d'Économie*, vol. 18, n° 3, pp. 75-136.
- Hairault J.-O., F. Langot et T. Sopraseuth, 2005, « Inciter à différer le départ en retraite : une analyse en termes de courbe de Laffer », *Revue d'Économie politique*, vol. 115, n° 2, pp. 241-263.
- Hairault J.-O., F. Langot et T. Sopraseuth, 2007, « Les effets à rebours de l'âge de la retraite sur le taux d'emploi des seniors », *Économie et Statistique*, n° 397, pp. 51-68.
- Hairault J.-O., F. Langot et T. Sopraseuth, 2008a, *Pour une retraite choisie*, Paris, Éditions Rue d'Ulm.
- Hairault J.-O., F. Langot et T. Sopraseuth, 2008b, « Quantifying the Laffer curve on the continued activity tax in a dynastic framework », *International Economic Review*, vol. 49, n° 3, pp. 755-797.
- Hairault J.-O., F. Langot et T. Sopraseuth, 2009, « Le faible taux d'emploi des seniors. Distance à l'entrée dans la vie active ou distance à la retraite ? », *Revue de l'OFCE*, vol. 109, n° 2, pp. 63-84.
- Hairault J.-O., F. Langot et T. Sopraseuth, 2010, « The pre-retirement job search: a basic explanation of the older worker employment », *Journal of European Economic Association*, vol. 8, n° 5, pp. 1034-1076.
- Hairault J.-O., F. Langot et A. Zylberberg, 2015, « Equilibrium unemployment and retirement », *European Economic Review*, vol. 79, pp. 35-58.
- Heathcote J., K. Storesletten et G.-L. Violante, 2009, « Quantitative macroeconomics with heterogeneous households », *Annual Review of Economics*, vol. 1, n° 1, pp. 319-354.
- Imrohoroglu A., S. Imrohoroglu et D. H. Joines, 1999, « Computational models of social security: a survey », in : R. Marimon et A. Scott (eds),

- Computational methods for the study of dynamic economies*, Oxford, Oxford University Press, pp. 221-237.
- Khaskhoussi T. et F. Langot, 2008, « La proximité de l'âge de retraite : quels effets sur l'accumulation du capital humain et sur la recherche d'emploi ? », *Revue Économique*, vol. 59, n° 3, pp. 641-652.
- Khaskhoussi T. et F. Langot, 2014, « Réformer le système de retraite pour accroître l'emploi et la productivité des seniors », *Revue d'Économie Politique*, vol. 124, n° 5, pp. 755-788.
- Kitao S., L. Ljungqvist et T. Sargent, 2017, « A life-cycle model of trans-Atlantic employment experiences », *Review of Economic Dynamics*, vol. 25, pp. 320-349.
- Langot F., 2019, « Recherche d'emploi et cycle de vie », *Revue d'Économie Politique*, vol. 129, n° 5, pp. 741-776.
- Le Duigou S. et P.-J. Messe, 2023, « The influence of unemployment insurance rules on employment effects of pension reforms: evidence from France », *technical report*, IAE Savoie Mont-Blanc.
- Ljungqvist L. et T. Sargent, 2000, *Recursive macroeconomic theory*, Cambridge (Mass.), MIT Press.
- Ljungqvist L. et T. Sargent, 2008, « Two questions about European unemployment », *Econometrica*, vol. 76, n° 1, pp. 1-30.
- Ljungqvist L. et T. Sargent, 2014, « Career length: effects of curvature of earnings profiles, earnings shocks, taxes, and social security », *Review of Economic Dynamics*, vol. 17, n° 1, pp. 1-20.
- McCall J., 1970, « Economics of information and job search », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 84, n° 1, pp. 113-126.
- Marioni P. et R. Merlier, 2015, « Les cessations anticipées d'activité en 2013 », *Dares Analyses*, n° 042.
- Menzio L., I. Telyukova et L. Visschers, 2014, « Directed search over the life cycle », *Review of Economic Dynamics*, vol. 19, pp. 38-62.
- Michaud P.-C. et P. Saint Amour, 2023, « Longevity, health and housing risks management in retirement », *NBER Working Paper*, n° 31038.
- Minni C., 2013, « Les ruptures conventionnelles de 2008 à 2012 », *Dares Analyses*, n° 031.
- Mortensen D. et C. Pissarides, 1994, « Job creation and job destruction in the theory of unemployment », *The Review of Economic Studies*, vol. 61, pp. 397-415.
- Prescott E., 1986, « Theory ahead of business-cycle measurement », *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 25, pp. 11-44.
- Quadrini V., 2000, « Entrepreneurship, saving and social mobility », *Review of Economic Dynamics*, vol. 3, n° 1, pp. 1-40.
- Quadrini V. et J.-V. Ríos-Rull, 2015, « Inequality in macroeconomics », in : A. Atkinson et F. Bourguignon (eds), *Handbook of income distribution*, Amsterdam, Elsevier, chap. 14, pp. 1229-1302.

- Rust J., 1989, « A dynamic programming model of retirement behavior », in : D. Wise (ed.), *The economics of aging*, Chicago, The University of Chicago Press, pp. 359-398.
- Rust J. et C. Phelan, 1997, « How social security and medicare affect retirement behavior in a world of incomplete markets », *Econometrica*, vol. 65, n° 4, pp. 781-831.
- Shavell S. et L. Weiss, 1979, « The optimal payment of unemployment benefits over time », *Journal of Political Economy*, vol. 87, pp. 1347-1362.
- Stock J. et D. Wise, 1990, « Pensions, the option value of work, and retirement », *Econometrica*, vol. 58, n° 5, pp. 1151-1180.
- Storesletten K., C. I. Telmer et A. Yaron, 1999, « The risk-sharing implications of alternative social security arrangements », *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 50, pp. 213-259.
- Touzé V., 2011, « Le financement des retraites aux États-Unis. Impact de la crise et tendances de long terme », *Revue de l'OFCE*, vol. 118, n° 3, pp. 63-112.
- Unédic, 2023, *Articulation entre assurance chômage et retraites*, Paris, Unédic.
- Yaari M., 1965, « Uncertain lifetime, life insurance, and the theory of the consumer », *The Review of Economic Studies*, vol. 32, n° 2, pp. 137-158.

