



HAL
open science

Projeter l'impact des réformes des retraites sur les sorties d'activité: Une illustration par le modèle PROMESS

Patrick Aubert, Cindy Duc, Bruno Ducoudré

► To cite this version:

Patrick Aubert, Cindy Duc, Bruno Ducoudré. Projeter l'impact des réformes des retraites sur les sorties d'activité: Une illustration par le modèle PROMESS. *Revue française des affaires sociales*, 2012, L'âge dans les régimes de retraite, 2012/4 (4), pp.84-105. halshs-01435750

HAL Id: halshs-01435750

<https://shs.hal.science/halshs-01435750>

Submitted on 15 Jan 2017

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Projeter l'impact des réformes des retraites sur les sorties d'activité : Une illustration par le modèle PROMESS

Patrick Aubert, Cindy Duc et Bruno Ducoudré *

Résumé :

Projeter l'impact des réformes des retraites sur les sorties d'activité : Une illustration par le modèle PROMESS

Cet article présente le modèle de projection PROMESS, qui permet d'analyser, de manière quantitative et au niveau agrégé sur l'ensemble de la population, certaines conséquences des réformes des retraites. La conception du modèle est fondée sur l'utilisation des résultats d'études microéconométriques récentes sur les comportements de départ à la retraite, d'une part, et sur l'exploitation de données statistiques extrêmement riches sur la composition de la population (par sexe et par génération, mais aussi par nombre de trimestres validés et quartiles de niveau de salaire), d'autre part. Le modèle PROMESS peut être utilisé pour quantifier l'impact des réformes de 1993, 2003 et 2010 sur les taux d'emploi des seniors et sur les âges de sorties d'activité, différencié selon les sous-populations. Ces réformes auraient un impact significatif sur l'activité après 60 ans, mais aussi avant cet âge, puisqu'elles se traduiraient par un taux d'emploi des 55-59 ans d'environ 4 points de pourcentage plus élevé à long-terme sous l'effet des réformes de 1993 et 2003, et d'encore environ 5 points plus élevés sous celui de la réforme de 2010. L'impact serait par ailleurs globalement redistributif en termes d'âge de sortie d'activité (sans distinguer les effets propres à chacune des réformes), puisque le report moyen de la cessation d'emploi et de la liquidation des droits à la retraite serait d'autant plus élevé que le niveau de salaire l'est.

Pour citer cet article :

Aubert Patrick, Cindy Duc et Bruno Ducoudré, « Projeter l'impact des réformes des retraites sur les sorties d'activité : une illustration par le modèle PROMESS », *Revue française des affaires sociales*, 2012/4 n° 4, p. 84-105.

* DREES, sous-direction Observation de la solidarité, bureau Retraites au moment de la rédaction de l'article.

■ Introduction : De l'estimation microéconomique à l'analyse prospective agrégée¹

Plusieurs études récentes ont permis d'estimer, par le biais d'approches microéconométriques, les liens toutes choses égales par ailleurs entre emploi des seniors et dispositifs de retraite. Aubert (2012), dans ce numéro de la revue, en résume les principales conclusions. L'aspect « toutes choses égales par ailleurs » représente, dans les analyses présentées, l'apport principal de l'approche microéconométrique : l'effet estimé peut en effet bien être considéré comme réellement lié aux dispositifs des retraites, et non à d'autres caractéristiques des personnes².

De tels travaux prennent tout leur intérêt dans un contexte de réforme des dispositifs de retraite, dans lequel il est essentiel de pouvoir anticiper et quantifier les conséquences prévisibles d'une modification de ces dispositifs. Dans ce cadre d'analyse, néanmoins, c'est bien souvent une quantification de l'impact agrégé moyen qui s'avère nécessaire, parce qu'elle permet, notamment, de mieux prévoir les équilibres budgétaires. Or la principale limite des analyses microéconométriques est qu'elles ne permettent d'estimer que des impacts « locaux ». Les coefficients estimés portent en effet sur une population spécifique. De plus, le cadre « toutes choses égales par ailleurs » n'est bien évidemment pas représentatif du monde réel. Les coefficients estimés dans les études microéconomiques ne peuvent donc pas être simplement extrapolés comme des effets macroéconomiques moyens sur la population dans son ensemble : il faut pour cela, a minima, prendre en compte tous les autres facteurs de l'emploi des seniors, ainsi que les effets de composition.

Cette prise en compte, ou en d'autres termes la traduction des effets microéconomiques « locaux » en effets agrégés, demande donc un travail de modélisation spécifique, qui vient en aval des estimations micro. En pratique, ce travail est réalisé au moyen de modèles tels que le modèle DESTINIE développé par l'Insee (Blanchet et Chanut, 1998 ; Bardaji *et al.*, 2003 ; Blanchet *et al.*, 2010a et b) ou le modèle PRISME de la CNAV (Poubelle *et al.*, 2006), pour citer les deux principaux dans le cas français.

La DREES a également développé récemment un modèle de projection des systèmes de retraite : le modèle PROMESS. Contrairement aux deux modèles cités précédemment, qui sont des modèles de microsimulation, PROMESS se range dans la catégorie des modèles « de cellules » (dits encore « matriciels »). Nous présentons dans cet article ses principales caractéristiques. La partie suivante décrit la structure et le paramétrage du modèle PROMESS. La troisième partie approfondit ensuite quelques questions structurantes, qui éclairent ce qui est modélisé explicitement et ce qui ne l'est pas dans un modèle de ce type. La quatrième partie illustre, enfin, l'apport d'un tel modèle, à travers l'exemple de diverses conséquences de l'allongement de la durée requise pour le taux plein, mise en œuvre dans le cadre des réformes de 1993 et 2003, et du relèvement des bornes d'âge du système de retraite, mise en œuvre par la réforme de 2010.

Une remarque importante doit dès à présent être faite en ce qui concerne les résultats quantitatifs présentés dans cette étude. Comme pour toute projection, celle réalisée à partir du

¹ Les auteurs remercient Didier Blanchet pour ses suggestions lors du séminaire 3S du 29 novembre 2010.

² Si tant est, bien évidemment, que les résultats ne sont pas biaisés du fait de variables omises, non disponibles dans les données utilisées.

modèle PROMESS repose sur un certain nombre d'hypothèses –explicitées dans la suite de cet article. Elle est donc soumise à une certaine incertitude, qui est directement liée à la vraisemblance des hypothèses réalisées. Ces dernières concernent notamment la modélisation des comportements de départ à la retraite sous-jacents ainsi que le calibrage des paramètres associés à ces comportements. L'apport du modèle, par rapport à d'autres modèles déjà existants, se situe dans la manière dont ces calibrages ont été réalisés : elle repose d'une part sur de nouveaux résultats d'études économétriques récentes sur les processus de départ à la retraite, et elle se fonde d'autre part sur l'utilisation de données administratives extrêmement riches sur les droits acquis dans la quasi-totalité des régimes de retraite français.

1) Le modèle PROMESS

Le modèle PROMESS (PROjection MESo du Système de retraite) est un modèle de projection développé par la DREES au cours du premier semestre 2010, dans le cadre de la préparation de la réforme de 2010 (*cf.* Aubert, Duc et Ducoudré, 2010 pour une présentation technique). Il vise à estimer les distributions d'âge de cessation d'emploi, de cessation de validation de trimestres et de première liquidation d'un droit à la retraite pour les générations actuellement présentes sur le marché du travail. Il permet de projeter jusqu'à l'horizon de l'année 2030 différents indicateurs qui se déduisent de ces distributions : effectifs de retraités, taux d'emploi des seniors, etc. PROMESS est un modèle « tous régimes et toute population » : il porte sur l'ensemble de la population, née en France ou à l'étranger, sans distinguer les personnes selon leurs régimes d'affiliation au cours de la carrière. Il se fonde sur deux sources de données statistiques interrégimes issues de fichiers administratifs : l'échantillon interrégimes de retraités (EIR) et l'échantillon interrégimes de cotisants (EIC).

Le modèle est conçu pour étudier et modéliser les trajectoires de sortie d'emploi et de départ à la retraite à partir de 54 ans, compte tenu des droits déjà accumulés jusqu'à l'année de base du modèle et de la législation qui est appliquée à chaque génération. Cette année de base est définie par le millésime de l'EIC utilisé, soit actuellement l'EIC 2005, qui couvre les générations nées jusqu'en 1974. Pour les générations nées en 1949 ou avant, on ne considère les droits accumulés réellement observés que jusqu'à l'âge de 54 ans (entièrement observé dans l'EIC 2005), et on modélise la fin de carrière après 54 ans. Celle-ci peut donc différer de ce qui a déjà été observé dans la réalité pour ces générations.

Le modèle PROMESS est qualifié de « méso »³ au sens où ses briques de base élémentaires sont des catégories de personnes, définies par leur génération, leur sexe, leur pays de naissance (France / étranger), leur durée validée à 54 ans, leur quartile de niveau de salaire et leur régime de fin de carrière⁴. Il se distingue donc d'un modèle « macro », car les catégories sont très fines et très nombreuses (plusieurs milliers pour chaque génération). Il se distingue également d'un modèle « micro » puisqu'il agrège dans des catégories homogènes tous les individus dont les caractéristiques pertinentes pour le comportement de départ à la retraite sont similaires. Par ailleurs, PROMESS se distingue d'un modèle de simulation (ou de

³ Il s'inscrit donc dans la catégorie des modèles dits « de cellule » ou « matriciels ».

⁴ C'est-à-dire le dernier régime dans lequel des droits sont validés juste avant 54 ans, regroupé en trois catégories : « public » (fonction publique d'État et CNRACL), « spéciaux » (SNCF, RATP, CNIEG, ENIM et CANSSM) et « privé » (régime général, régimes alignés MSA et RSI, et régimes des professions libérales CNAVPL, CAVIMAC et CNBF). On fait l'hypothèse que c'est dans ce régime que la personne terminera sa carrière.

« mésosimulation ») par le fait qu'il ne vise pas à simuler un âge de départ à la retraite déterminé pour chacune des briques de base du modèle, par tirage d'un aléa⁵, mais qu'il modélise au contraire la distribution complète des probabilités associées à chacun des âges de départ à la retraite possibles pour chacune de ces briques de base. Ce choix de modélisation implique des résultats plus lisses que ceux de la plupart des modèles de microsimulation, puisqu'il n'y a pas ici de bruit lié à un aléa de simulation⁶.

Deux spécificités du modèle méritent d'être soulignées. D'une part, PROMESS est paramétré par la législation qui s'applique à chaque génération en ce qui concerne la durée requise pour le taux plein, l'âge minimal d'ouverture des droits et l'âge d'acquisition automatique du taux plein. Le paramétrage permet donc de modéliser très facilement les conséquences, en termes d'âge, de réformes touchant une ou plusieurs de ces dimensions. D'autre part, PROMESS modélise séparément l'âge de liquidation et l'âge de cessation d'emploi, en prenant en compte certains effets spécifiques jouant sur l'emploi des seniors avant l'âge minimal d'ouverture des droits à la retraite (*cf.* encadré). Cela permet de quantifier un impact éventuellement différent des réformes des retraites sur le départ à la retraite, et par conséquent sur le nombre de retraités, et sur la cessation d'emploi, et par conséquent sur le nombre de seniors en emploi.

En pratique, la modélisation résulte de l'articulation de trois étapes indépendantes. Une première étape vise à compléter les distributions de durée de carrière observées dans l'EIC 2005 de manière à modéliser la répartition de la population selon les catégories définies, outre par la génération, le sexe, et le pays de naissance (France / étranger), par la durée validée jusqu'à l'âge de 54 ans, le quartile de niveau de salaire et le régime de fin de carrière.

Une seconde étape (*cf.* encadré) vise à modéliser les distributions d'âge de cessation d'emploi, de cessation de validation et de liquidation, pour chaque âge trimestriel entre 54 et 66 ans, compte tenu des caractéristiques connues à l'issue de l'étape 1 et de la législation qui s'applique à chaque génération. Cette étape articule en réalité plusieurs sous-étapes distinctes, selon le régime de fin de carrière (public ou privé) et selon les tranches d'âges (avant ou après l'âge minimal d'ouverture des droits).

Une troisième étape permet enfin de passer des distributions d'âge, génération par génération, aux effectifs de retraités et de seniors en emploi ou en dispositifs validant. Cette étape articule donc les résultats de la seconde étape avec des données sur la démographie (mortalité, migrations après la date d'observation de l'EIC, etc.).

LA MODELISATION DE LA CESSATION D'EMPLOI ET DU DEPART A LA RETRAITE [ENCADRE]

Dans le modèle PROMESS, l'âge de 54 ans a été retenu comme « âge pivot » à partir duquel on modélise la sortie d'activité, c'est-à-dire à la fois la cessation d'emploi et la première liquidation d'un droit à la retraite. Ce choix est fondé sur l'observation des taux d'emploi par âge. Ces derniers restent en effet quasi-stables et à un niveau élevé jusqu'à l'âge de 54 ans,

⁵ C'est-à-dire une réalisation aléatoire des probabilités qui ont été modélisées pour chacune des décisions fondant le comportement de départ à la retraite. Dans un cas comme dans l'autre, les modèles définissent en effet des lois de probabilités associées à ces décisions –souvent conditionnelles aux caractéristiques des individus. La différence vient ensuite de ce que, dans les modèles de microsimulation, on tire un aléa conforme à ces lois, alors que dans le cas du modèle PROMESS on s'intéresse à leurs distributions sur l'ensemble de la population.

⁶ Il reste néanmoins un aléa d'échantillonnage, lié au fait que les paramètres de PROMESS sont fondés sur les données statistiques de l'EIR de 2004 et de l'EIC de 2005, qui sont des échantillons tirés dans l'ensemble de la population des retraités et futurs retraités.

puis commencent à décroître à partir de l'âge de 55 ans, pour les hommes comme pour les femmes. Cette observation corrobore donc l'idée que c'est essentiellement pendant les 5 années précédant l'âge minimal d'ouverture des droits à la retraite qu'a lieu la période de transition de l'emploi à la retraite.

Trois modèles différents sont appliqués :

- un modèle « public » pour les individus qui terminent leur carrière dans un régime de la fonction publique ou dans un régime spécial de salariés ;
- un modèle « privé » pour les autres individus, qui terminent leur carrière au régime général, dans un régime aligné, ou bien dans un régime spécial d'indépendants ;
- un modèle spécifique pour les personnes qui ont cessé définitivement tout emploi avant 50 ans (notamment des femmes et des personnes nées à l'étranger).

Le modèle appliqué est, pour chacune des catégories d'individus, déterminé par la situation en fin de carrière, c'est-à-dire entre 50 et 54 ans. On considère en effet que c'est le régime dans lequel la personne est affiliée en fin de carrière qui détermine son comportement de fin d'activité. Le modèle « public » est donc appliqué y compris à des polycotisants qui ont pu commencer leur carrière dans le privé avant de passer dans le public, et le modèle « privé » est appliqué aux anciens fonctionnaires qui auraient suivi le chemin inverse.

Dans les régimes du public, on fait l'hypothèse que le départ à la retraite a lieu à l'âge où la possibilité de partir au taux plein est atteinte. Le recul temporel est en effet encore insuffisant pour estimer convenablement les effets de la réforme de 2003, si bien qu'un paramétrage des comportements de liquidation à partir de données observées n'a pas été possible.

Un tel paramétrage est en revanche possible pour les régimes du privé. Il convient néanmoins de souligner que, pour le modèle PROMESS, ce dernier a été réalisé à partir d'observations sur les comportements de sortie d'activité d'anciens salariés du privé. On fait donc l'hypothèse que les départs à la retraite des anciens indépendants sont semblables à ceux des anciens salariés. Un problème de qualité des données dans l'échantillon interrégimes de cotisants de 2005 (plus précisément, le fait que le détail des périodes validées est manquant pour les anciens assurés du Régime social des indépendants –RSI– déjà retraités en 2005) empêche en effet, pour l'instant, d'estimer de manière suffisamment robuste un modèle de sortie d'activité spécifique aux anciens indépendants.

Sortie d'activité dans les régimes du privé

Entre 54 ans et l'âge minimal d'ouverture des droits, des probabilités instantanées de rester en emploi sont estimées pour chaque âge (à l'année près), conditionnellement à un certain nombre de facteurs explicatifs. Les probabilités d'être en emploi à chaque âge sont ensuite calculées en chaînant simplement les probabilités instantanées de rester en emploi. Ainsi, la probabilité d'être en emploi à 56 ans est égale à la probabilité de rester en emploi au cours de l'année des 54 ans, multipliée par la probabilité de rester en emploi au cours de l'année des 55 ans (compte tenu du fait qu'on était toujours en emploi à 54 ans), multipliée par la probabilité de rester en emploi au cours de l'année des 56 ans. Les facteurs explicatifs incluent notamment, outre des indicatrices de sexe et de quartile de niveau de salaire, une indicatrice du fait que la personne ait validé une durée suffisante pour le taux plein avant le début de l'année. Des observations empiriques récentes ont en effet montré que cette variable est associée à une probabilité significativement plus forte de sortir de l'emploi entre 57 et 59 ans (*cf.* Aubert, 2010). Elle permet donc notamment de capter un effet indirect des systèmes de retraite sur l'emploi avant l'âge d'ouverture des droits à la retraite.

A partir de cet âge minimal d'ouverture des droits (60 ans avant la réforme des retraites de 2010), PROMESS applique un modèle de probabilité de liquidation et un modèle de probabilité de cessation d'emploi à chaque âge trimestriel. La cessation d'emploi est contrainte à être antérieure à la liquidation des droits à la retraite. L'emploi dans le cadre d'un cumul emploi-retraite n'est pas pris en compte, ce qui peut conduire à des taux d'emploi et des âges moyens de cessation d'emploi modélisés légèrement plus faibles que ce qu'ils sont dans la réalité.

La modélisation retenue est inspirée des résultats d'Aubert (2009). Elle est proche de celle retenue dans le modèle PRISME de la CNAV pour les départs à la retraite après 60 ans. Les probabilités de liquider un premier droit à la retraite à chaque âge trimestriel entre l'âge d'ouverture des droits et l'âge d'acquisition automatique du taux plein plus un an (soit 66 ans avec la législation en vigueur en 2010) sont fonctions de diverses variables, dont le nombre de trimestres manquant par rapport à la durée requise pour le taux plein, qui joue un rôle fondamental pour « expliquer » l'âge de liquidation. L'inclusion de cette distance au taux plein comme variable explicative permet d'interpréter le modèle comme fondé sur des comportements sous-jacents de « recherche du taux plein ». Le modèle prévoit cependant également qu'une partie de la population, liquide à un autre âge que celui auquel elle atteint le taux plein, soit avec une décote ou une surcote, soit dès l'âge minimal d'ouverture des droits au titre de l'inaptitude.

Les probabilités associées sont de plus estimées conditionnellement au sexe et au quartile de niveau de revenu d'activité entre 50 et 54 ans. Elles tiennent donc compte de différences éventuelles entre sexe et entre catégories sociales. Par exemple, la probabilité de liquider dès l'âge minimal, même sans avoir une durée validée suffisante, est plus élevée pour les personnes du quartile de plus bas salaires. Cette probabilité plus élevée traduit les liquidations plus fréquentes au titre de la catégorie (c'est-à-dire les liquidations au titre de l'ex-invalidité et au titre de l'inaptitude au travail) pour les personnes à bas revenus.

Une modélisation ad-hoc pour l'effet du relèvement de l'âge minimal de départ à la retraite
Autant que possible, les paramètres des modèles de sortie d'activité sont issus d'estimations économétriques. Les paramètres des modèles pour le secteur privé sont par exemple estimés à partir des observations sur les générations parties récemment à la retraite (générations nées entre 1934 et 1942, parties à la retraite entre le milieu des années 1990 et le milieu des années 2000).

Cela n'est cependant pas faisable systématiquement, notamment lorsque l'on veut utiliser le modèle pour projeter les conséquences de réformes des retraites sans précédents. C'est le cas, notamment, de l'augmentation de l'âge minimal d'ouverture des droits ou de l'âge d'annulation de la décote, décidées dans la réforme des retraites de 2010. Il est alors nécessaire de faire des hypothèses purement conventionnelles, puisqu'aucun exemple passé n'existe pour calibrer des effets.

De telles hypothèses sont faites dans le modèle PROMESS. Dans le cas de la réforme de 2010, la difficulté porte en particulier sur la modélisation de l'impact « à rebours » de l'augmentation de l'âge minimal d'ouverture des droits sur les transitions d'emploi avant cet âge, du fait des mécanismes dits « d'effet horizon ». L'hypothèse retenue consiste à « décaler », pour les cinq années précédant l'âge d'ouverture des droits, les probabilités instantanées de transition, selon la distance à cet âge. Ainsi, la probabilité de sortir de

l'emploi à 59 ans après la réforme sera considérée égale à la probabilité de sortir de l'emploi observée à 57 ans avant la réforme, puisqu'elle se situe trois années avant la nouvel âge d'ouverture des droits. Ce décalage est bien sûr réalisé conditionnellement aux mêmes caractéristiques de sexe, de salaire et de durée validée. Les probabilités de sortir de l'emploi à 54, 55 et 56 ans après la réforme sont par ailleurs toutes considérées égales aux probabilités observées à 54 ans avant la réforme. On se reportera à Aubert, Duc et Ducoudré (2010) pour une présentation plus détaillée des hypothèses réalisées.

2) Quelle portée et quelles limites ?

Un modèle de projection est un outil complexe, si bien qu'il est parfois difficile à première vue d'en saisir toutes les hypothèses sous-jacentes et de mesurer ce qu'il « prend » ou « ne prend pas en compte ». En effet, une analyse prospective « complète » nécessiterait a priori de modéliser le fonctionnement général de l'économie et son évolution, mais cela s'avère généralement trop complexe, si bien que tout modèle de projection implique une schématisation et une simplification du fonctionnement de l'économie. Des choix et des hypothèses sont donc retenus pour cette simplification, qui déterminent la portée du modèle. Nous essayons dans cette partie de préciser ces questions en ce qui concerne le modèle PROMESS, afin d'illustrer les aspects sur lesquels il apporte une information originale et les limites à son interprétation.

En pratique, un modèle de projection des systèmes de retraite modélise un certain nombre d'événements (par exemple, la validation de trimestres pour la retraite, les transitions entre l'emploi et le non-emploi, la liquidation des droits à la retraite) au moyen d'équations mathématiques. Ces dernières font le lien entre des variables explicatives, prises en compte de manière explicite, et des paramètres internes, captant de manière implicite le jeu de toutes les autres variables qui n'apparaissent pas explicitement dans le modèle. Les équations du modèle peuvent chercher à représenter, de manière dite « structurelle », les comportements des agents économiques. Mais elles peuvent aussi correspondre à une formulation ad-hoc, résumant de manière simplifiée la résultante de comportements complexes. Il est par exemple habituel, pour prendre en compte les évolutions sur le marché du travail, de modéliser des probabilités de transition entre emploi et non-emploi. Ces probabilités correspondent en fait à la résultante de l'équilibre entre offre et demande de travail, et leurs variables explicatives peuvent inclure aussi bien des facteurs d'offre que des facteurs de demande.

Dans le cas du modèle PROMESS, les variables explicatives prises en compte explicitement sont d'une part les paramètres de la législation des retraites (durée requise pour le taux plein, âge minimal d'ouverture des droits et âge d'annulation de la décote), et d'autre part la composition de la population, c'est-à-dire les effectifs de chacune des catégories définies par le croisement de variables démographiques (sexe, génération et pays de naissance), de variables socioéconomiques (quartiles de niveau de salaire et dernier régime d'affiliation) et de la durée validée, au trimestre près. Les « paramètres internes » du modèle correspondent quant à eux aux diverses probabilités (de valider des trimestres entre 30 et 54 ans, de sortir de l'emploi ou de dispositifs validant à chaque âge entre 54 et 60 ans, et de liquider ses droits à la retraite à chaque âge trimestriel à partir de 60 ans), conditionnellement au fait d'appartenir aux catégories définies dans le modèle.

2-1 Les évolutions projetées : prise en compte des effets populationnels et des évolutions de la réglementation

L'exercice de projection nécessite de réaliser des extrapolations de deux sortes : celle, d'une part, des variables explicatives prises en compte explicitement dans le modèle, et celle, d'autre part, des paramètres du modèle. Le premier type d'extrapolation représente le grand intérêt et le principal apport d'information du modèle PROMESS. Il consiste, en pratique, à projeter la législation et les effets de composition futurs. Projeter la législation ne pose pas de problème : l'essence même du modèle est en effet d'étudier les conséquences sur le système de retraite d'une ou plusieurs hypothèses de législation données, choisies par l'utilisateur. L'évolution à venir des effets de composition peut, quant à elle, être projetée de manière relativement robuste, grâce à l'information déjà disponible sur la structure de la population. Cette structure a en effet une inertie souvent forte et ses évolutions peuvent être projetées en se fondant sur des données déjà disponibles : données démographiques sur les effectifs par génération et sur la mortalité, durées validées en première partie de carrière déjà observées pour les générations qui partiront à la retraite dans les années qui viennent, etc.

L'extrapolation des paramètres du modèle est nettement plus délicate, et peut difficilement être fondée sur des observations passées. En pratique le modèle PROMESS, comme la plupart des modèles de projection, maintient constantes les valeurs de ces paramètres en projection. L'évolution des départs à la retraite projetée par le modèle PROMESS est donc principalement portée par l'évolution prévue de la composition de la population selon le sexe, le pays de naissance et le nombre de trimestres validés pour la retraite. En ce sens, les effets estimés peuvent être qualifiés de « populationnels ». Le modèle n'est en revanche pas de nature à prévoir, ni prendre en compte, ce que seraient d'éventuels changements de comportement.

Pour préciser cela par un exemple, la projection de l'impact futur d'un allongement de la durée requise pour le taux plein prendra bien en compte l'effet de l'évolution future du poids, dans la population, des personnes à qui il manque 0, 1, 2, etc. trimestres. Mais elle fait sinon l'hypothèse que l'élasticité de l'âge de départ à la retraite au nombre de trimestres manquants pour le taux plein reste identique à celle observée sur les générations passées pour des personnes ayant les mêmes caractéristiques socio-économiques observables (sexe, niveau de salaire, etc.)

Dans le cas des départs à la retraite, l'hypothèse de stabilité des comportements résiduels constitue une limite du modèle, notamment du fait du recours à un modèle de « recherche du taux plein », dans lequel les probabilités de liquidation aux divers âges sont fortement déterminées par le fait ou non de pouvoir partir au taux plein. En revanche, l'avantage de ce modèle est sa robustesse et son adéquation aux données observées, puisque les prédictions d'un tel « modèle » s'avèrent relativement proches de la réalité pour les générations parties récemment à la retraite (Aubert *et al.*, 2010). Ceci justifie sa pertinence, au moins, dans une optique de court à moyen terme. Cependant, le recours à un tel modèle pourrait être problématique à plus long terme. Il n'est pas, par exemple, en mesure de capter un recul tendanciel de l'âge de départ à la retraite lié à une baisse progressive des taux de remplacement⁷. De plus, la modification du barème de la décote et la mise en place de la

⁷ Un tel recul constitue une prévision habituelle des modèles d'arbitrage puisque, dans ces modèles, les personnes ne liquident pas leur droit à retraite tant qu'elles n'ont pas atteint un taux de remplacement minimal. La diminution tendancielle des taux de remplacement (liée à certaines composantes des réformes passées, induisant notamment un mode de calcul de moins en moins favorable pour le revenu d'activité de référence qui

surcote, dans le cadre de la réforme de 2003 sont de nature à diminuer la pertinence du modèle de recherche du taux plein. Ces changements modifient en effet la nature des incitations financières à une anticipation ou à un report de la cessation d'activité autour de l'âge où le taux plein est atteint, et cela dans le sens d'une plus grande neutralité actuarielle. Ils sont donc susceptibles d'affaiblir l'importance du taux plein dans la décision de départ à la retraite⁸.

Compte tenu de ces réserves et du fait qu'elles constituent des limites à la portée du modèle PROMESS, il convient de rappeler que le choix dans PROMESS d'un modèle, simplifié, de recherche du taux plein est en partie contextuel : il s'inscrit dans le cadre du développement rapide, au printemps 2010, d'un outil fournissant des projections suffisamment robustes, qui pourraient être utilisées pour la préparation de la réforme de 2010. L'utilisation de modèles de départ à la retraite prenant bien en compte les incitations financières (en particulier les modèles d'arbitrage tels que celui dit de « Stock et Wise ») n'est en effet pas non plus exempte de critiques, portant justement sur leur difficulté à bien « prévoir » les comportements et les évolutions observées sur le passé récent. De plus, si ces modèles peuvent être plus satisfaisants d'un point de vue théorique, dans la mesure où ils traduisent des comportements plus plausibles du point de vue d'agents économiques rationnels, rien n'assure que les paramètres estimés, pour ces modèles, sur les observations passées, avec des départs observés polarisés autour de l'âge du taux plein et une faible variabilité des paramètres législatifs, fourniront des prévisions robustes des comportements qui seront observés à long-terme. En pratique, ces soucis empiriques de robustesse⁹ font qu'aucun des principaux modèles français ne s'appuie uniquement sur une approche « à la Stock et Wise ». Ainsi, le modèle PRISME de la CNAV modélise les probabilités de départ à la retraite à chaque âge trimestriel après 60 ans avec une spécification proche de celle du modèle PROMESS, c'est-à-dire où le statut par rapport à la durée requise pour le taux plein joue un rôle déterminant (*cf.* annexe 2 de Albert et Oliveau, 2010). Le modèle DESTINIE 2 prévoit, parmi ses options de programmation, la possibilité de modéliser la liquidation par un comportement de départ au taux plein¹⁰ (Blanchet *et al.*, 2010a).

2-2 Certains facteurs ne sont pris en compte que de manière implicite

PROMESS n'inclut pas, de manière explicite, de variables pour traduire certains déterminants potentiels de l'emploi des seniors : caractéristiques de la demande de travail, conjoncture économique, réglementation des dispositifs de cessation anticipée d'activité (chômage et préretraites publiques, invalidité, mais aussi fiscalité des préretraites maisons, etc.) Cela ne signifie pas, bien sûr, que ces aspects sont absents du modèle. En effet, les diverses

sert au calcul du montant de la pension) devrait donc conduire une partie des assurés à retarder leur départ à la retraite, d'où un âge de liquidation en moyenne plus élevé.

⁸ Notons que les comportements de départ à la retraite ne sont pas forcément totalement déterminés par la structure des incitations financières (*cf.* Bommier *et al.*, 2001, pour une revue des autres déterminants). Il peut par exemple y avoir une dimension de « norme sociale », qui ferait que la notion de taux plein continuerait à avoir une pertinence pour un certain nombre d'assurés, même avec l'évolution de la décote et de la surcote vers un barème plus actuariellement neutre. A l'inverse, d'autres facteurs non-financiers pourraient affaiblir l'importance du taux plein dans la décision de départ à la retraite, par exemple l'information accrue fournie aux assurés dans le cadre des campagnes « info retraite ». Ces campagnes pourraient en effet jouer sur les comportements, parce qu'elles permettent une meilleure anticipation des variations du niveau de la pension de retraite en fonction de l'âge de départ.

⁹ Auxquels peuvent s'ajouter d'autres considérations, notamment liées au temps de calcul nécessaire pour mettre en œuvre informatiquement le modèle de Stock et Wise.

¹⁰ D'autres options de modélisation sont bien sûr également possibles avec DESTINIE 2 notamment, comme dans DESTINIE 1, le modèle de Stock et Wise.

probabilités conditionnelles utilisées dans PROMESS (notamment les probabilités de cessation d'emploi à chaque âge entre 54 et 60 ans) sont estimées à partir de données observées, et traduisent donc bien la résultante de l'équilibre entre l'offre et la demande de travail, dans lequel jouent tous les déterminants évoqués ci-dessus.

En projection, les paramètres internes sont maintenus constants, ce qui revient à faire l'hypothèse que les divers déterminants implicites sont supposés rester « bloqués » à leur niveau actuel jusqu'à l'horizon de projection. Ce niveau actuel correspond à celui qu'ils avaient en moyenne sur la période retenue pour estimer les paramètres, c'est-à-dire les années 1990 et le début des années 2000 (puisque les paramètres sont estimés à partir des données observées pour les fins de carrière des générations nées entre 1934 et 1942). Cette hypothèse signifie par exemple que des dispositifs de cessation anticipée d'activité continuent d'exister en projection, même si leur nature peut évoluer¹¹.

PROMESS ne modélise pas non plus la conjoncture économique. Prendre en compte des fluctuations conjoncturelles annuelles, voire infra-annuelles, aurait de toute façon peu de sens dans l'horizon pertinent de la projection, qui est celui du moyen-long terme. Cela en a un peu plus si l'on s'intéresse, par exemple, à l'évolution des taux d'emploi à l'horizon de 1 ou 2 ans : à cet horizon, la projection du modèle est à interpréter avec précaution puisqu'elle ne prend pas en compte la position dans le cycle économique. La conjoncture économique sous-jacente est celle de la période d'estimation des paramètres, c'est-à-dire le niveau moyen de la conjoncture au cours des années 1990 et du début des années 2000.

Enfin, il n'y a pas, dans PROMESS, de modélisation d'un éventuel effet de bouclage macroéconomique. Ainsi, le modèle ne cherche pas à décrire le marché du travail dans son ensemble. Cette précision justifie, une fois encore, de parler d'effets « populationnels » pour les projections du modèle (puisque ce dernier prend bien en compte l'évolution de la composition de la population), plutôt que d'effets « macro » (qui sous-entendrait une prise en compte des équilibres macroéconomiques).

3) Évolution modélisée des taux d'emploi et de l'âge effectif moyen de cessation d'emploi

Pour illustrer l'effet des réformes des retraites sur l'emploi des seniors, le graphique 1 présente l'évolution des taux d'emploi des 55-59 ans sous trois scénarios de législation :

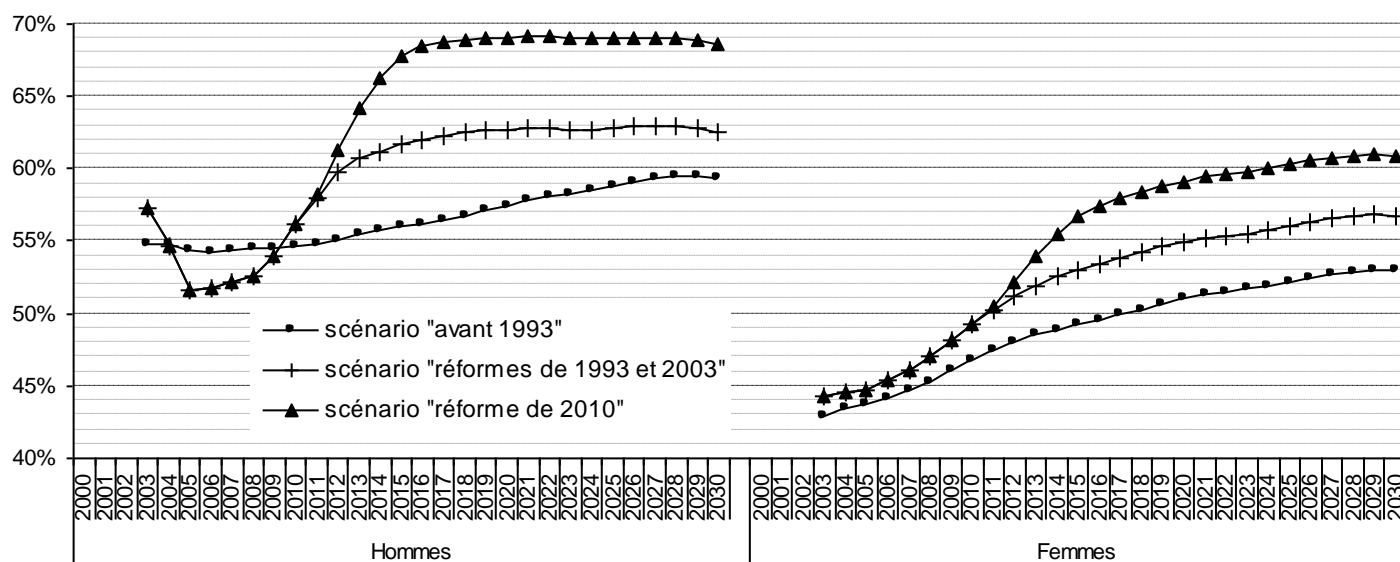
- un scénario dit « avant 1993 », dans lequel la durée requise pour le taux plein reste figée à 150 trimestres (37,5 années) pour toutes les générations ;
- un scénario dit « réformes de 1993 et 2003 », dans lequel la durée requise pour le taux plein s'allonge progressivement, en prolongeant jusqu'en 2020 la règle de partage des gains d'espérance de vie prévue par la loi de 2003 (elle atteint 166 trimestres requis, soit 41,5 ans, pour la génération née en 1958, et se stabilise ensuite) ;

¹¹ Cette hypothèse peut sembler excessive du fait de la suppression, annoncée ou déjà réalisée, de certains dispositifs publics (préretraites et chômage en dispense de recherche d'emploi). Elle peut cependant se justifier si l'on tient compte des possibilités de substitution assez larges entre les divers dispositifs publics, auxquels il convient d'ajouter les dispositifs de cessation d'activité entièrement financés par les entreprises, de type « préretraite maison ». L'hypothèse réalisée fait écho à l'observation que, au cours des années 1980 et 1990, les taux d'emploi des 55-59 ans sont restés globalement stables, alors même que les modalités de sortie anticipée d'activité ont considérablement évolué : montée en charge puis quasi-extinction des préretraites publiques, croissance du chômage en dispense de recherche d'emploi puis des retraites anticipées pour carrière longue, etc.

- un scénario dit « réforme de 2010 », dans lequel les âges d'ouverture des droits et d'annulation de la décote sont relevés de 2 ans entre 2011 et 2017.

Il convient bien de garder à l'esprit que l'analyse des réformes de 1993, de 2003 et de 2010 s'attache ici uniquement aux effets de la modification des bornes d'âge, de la mise en place des retraites anticipées pour carrière longue et de l'accroissement de la durée requise pour le taux plein. Elle ignore les autres mécanismes par lesquels ces réformes pourraient jouer sur l'emploi des seniors : modification du mode de calcul du salaire de référence, des barèmes de décote/surcote, etc. Pour ce qui concerne le scénario « réforme de 1993 et 2003 », l'exercice est en outre théorique, au sens où il étudie les effets projetés jusqu'en 2030 d'un cadre législatif qui ne sera pas celui qui sera effectivement appliqué. L'exercice se justifie néanmoins, puisqu'il est pertinent de rester à cadre législatif donné pour étudier les effets de court et de long terme des réformes considérées, indépendamment des effets additionnels liés aux réformes ultérieures.

Graphique 1 : taux d'emploi projetés pour les 55-59 ans entre 2003 et 2030 sous diverses hypothèses de législation



Source : DREES, modèle PROMESS

Lecture : en 2030, sous l'hypothèse d'une législation « avant 1993 » (durée requise pour le taux plein égale à 150 trimestres pour toutes les générations), le taux d'emploi des hommes de 55-59 ans serait de 59 % de la population de cette classe d'âge résidant en France.

Note : le concept d'emploi est ici différent du concept au sens du Bureau international du travail (BIT) : sont considérées comme en emploi toutes les personnes répertoriées dans les fichiers administratifs des caisses de retraite comme ayant perçu un revenu salarial ou d'activité au cours de l'année. En outre, nous considérons que les personnes restent en emploi tant qu'elles n'ont pas cessé définitivement tout emploi ou liquidé leurs droits à la retraite –ce qui peut inclure des situations transitoires de non-emploi. A l'inverse, l'emploi « au sens du BIT » est associé à l'exercice d'une activité professionnelle pendant au moins une heure au cours d'une semaine de référence donnée ; le taux d'emploi sur l'année est ensuite calculé comme la moyenne sur les 52 semaines de l'année. Ces différences de concept impliquent que, pour les années récentes, les niveaux des taux d'emploi projetés sont différents de ceux publiés par l'Insee (écart en niveau d'environ 5 points)

Même en l'absence de réformes des retraites, le modèle PROMESS prévoit qu'une hausse du taux d'emploi des 55-59 ans aurait eu lieu à l'horizon 2030 par rapport au niveau du début des années 2000. Cette hausse aurait été de l'ordre de +5 points pour les hommes et de +10 points pour les femmes (cf. graphique 1). PROMESS modélise en effet le fait que les seniors qui ne

disposent pas encore d'une durée suffisante pour le taux plein ont une plus forte probabilité de rester en emploi. Pour les deux sexes, cet effet joue à la hausse au fil du temps : du fait de l'entrée de plus en plus tardive dans l'emploi des générations nées à partir de 1953, la proportion des seniors qui ne disposent pas encore d'une durée suffisante pour le taux plein est de plus en plus élevée, d'où un impact positif sur l'emploi (via une hausse de leur offre de travail) pour les personnes de cette classe d'âge. Pour les femmes, une partie de l'augmentation provient en outre de la hausse de l'activité féminine au fil des générations.

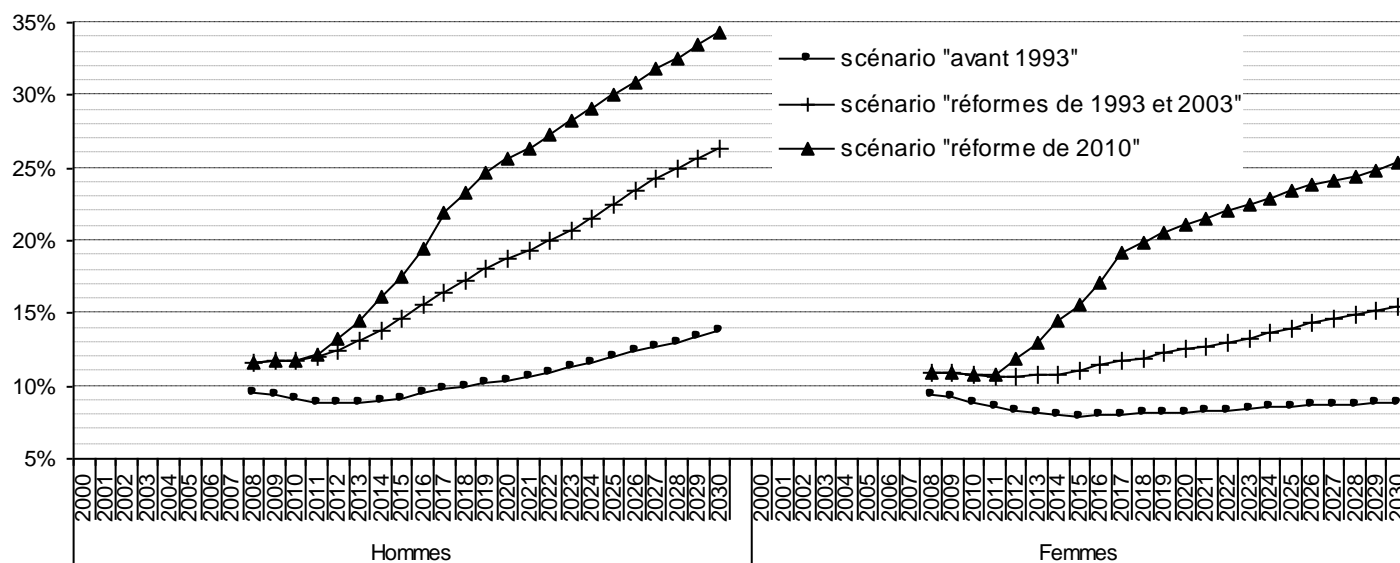
Les réformes des retraites de 1993 et 2003 ont un impact additionnel à la hausse sur l'emploi des 55-59 ans, qui s'ajoute à l'évolution « naturelle » qui aurait eu lieu même en l'absence de ces réformes. L'allongement de la durée requise pour le taux plein, par application jusqu'en 2020 du mécanisme prévu par la loi de 2003 et hors effet supplémentaire de toute réforme ultérieure (scénario dit « réformes de 1993 et 2003 »), augmenterait le taux d'emploi des 55-59 ans de 4 points, pour les hommes comme pour les femmes, par rapport à l'évolution naturelle en l'absence de réforme¹². A court terme en revanche (années 2004 à 2010), les réformes ont diminué nettement le taux d'emploi des hommes du fait de la mise en place en 2004 du dispositif de départ anticipé en retraite pour carrière longue.

La réforme de 2010 accroîtrait encore davantage le taux d'emploi des 55-59 ans à l'horizon 2030, de 6 points pour les hommes et de 4 points pour les femmes. Cette augmentation a deux facteurs : d'une part, les possibilités de départ à la retraite sont fortement réduites dans cette tranche d'âge, du fait de la hausse (de 55 à 57 ans) de l'âge minimal pour les catégories actives de la fonction publique, et du fait de celle des bornes d'âge pour l'accès au dispositif de retraite anticipée pour carrière longue ; d'autre part, l'hypothèse d'un « effet horizon » retenue dans PROMESS (cf. *encadré*), entraînant un décalage des probabilités de sortie d'emploi selon la distance à l'âge d'ouverture des droits à la retraite, se traduit par des probabilités de sortie plus faibles, notamment à 55 et 56 ans.

Parmi les 60-64 ans (cf. graphique 2), l'impact des réformes sur les taux d'emploi est naturellement plus fort que parmi les 55-59 ans, puisqu'il y a sur cette classe d'âge un effet direct de la législation des retraites, alors qu'il n'y a principalement que des effets indirects sur les 55-59 ans (hormis pour les personnes éligibles aux retraites anticipées pour carrière longue ou à certains dispositifs de régimes spéciaux, qui ne représentent qu'une minorité de la population).

¹² L'impact différentiel des réformes de 1993 et de 2003 sur le taux d'emploi des 55-59 ans ne se stabilise pas avant l'année 2030, c'est-à-dire l'horizon de la projection, qui correspond au moment où arrivent dans la tranche d'âge les générations nées après 1970. Entre 2015 et 2030, l'écart observé entre les deux scénarios se réduit progressivement pour les hommes, car le taux d'emploi augmente progressivement tout au long de la période sous le scénario « avant 1993 », alors qu'il reste stable – à un niveau plus élevé – sous le scénario « réformes de 1993 et 2003 ». En effet, la hausse liée à la diminution progressive de la proportion d'hommes disposant déjà d'un nombre de trimestres suffisant pour le taux plein avant 60 ans (elle-même liée à l'allongement des études et à l'entrée de plus en plus tardive dans la vie active au fur et à mesure des générations) ne joue pas sous le scénario « réformes de 1993 et 2003 », car la valeur élevée de la durée requise pour le taux plein fait que cette proportion est déjà quasi nulle dès les générations nées dans les années 1960. La stabilisation de l'âge de fin d'étude à partir du milieu des années 1990 (cf. DEPP, 2010, indicateur 9), pour des générations nées à compter de la deuxième moitié des années 1970, devrait se traduire par une stabilisation après 2030 du taux d'emploi des 55-59 ans sous l'hypothèse « avant 1993 », notamment pour les hommes. Pour ces derniers, l'impact différentiel des réformes observé en 2030 (4 à 5 points de taux d'emploi) devrait donc être assez proche de l'impact permanent de long-terme.

Graphique 2 : taux d'emploi projetés des 60-64 ans entre 2008 et 2030 sous diverses hypothèses de législation



Source : DREES, modèle PROMESS

Lecture : en 2030, sous l'hypothèse d'une législation « avant 1993 » (durée requise pour le taux plein égale à 150 trimestres pour toutes les générations), le taux d'emploi des hommes de 60-64 ans serait de 15 % de la population de cette classe d'âge résidant en France.

Note : le concept d'emploi est ici différent du concept au sens du Bureau international du travail (BIT). Pour les années récentes, les niveaux des taux d'emploi projetés sont donc différents de ceux publiés par l'Insee selon ce concept (écart en niveau d'environ 5 points)

En l'absence des réformes des retraites de 1993 et 2003, la hausse du taux d'emploi des 60-64 ans, due à l'allongement de la durée des études pour les générations nées après 1953, n'aurait été significative que pour les hommes (+5 points entre 2008 et 2030). Pour les femmes, la hausse de l'activité féminine au fil des générations, ainsi que les majorations de durée d'assurance pour enfants et l'effet de la montée en charge de l'assurance vieillesse des parents au foyer (AVPF) depuis 1972, compensent l'entrée plus tardive dans la vie active.

Avec l'allongement de la durée requise pour le taux plein prévue par la loi de 2003, ces majorations ne suffisent plus, et le taux d'emploi des femmes augmenterait de 6 points entre 2008 et 2030, d'après la modélisation de PROMESS. La hausse serait encore plus forte pour les hommes (+15 points). Comme pour les 55-59 ans, cette estimation correspond à un impact à long-terme fictif, hors effet des réformes postérieures à celle de 2003, notamment celle de 2010. Cette dernière aurait un effet additionnel de +10 points chez les femmes et +8 points chez les hommes, se concentrant essentiellement pendant la période de hausse progressive de l'âge d'ouverture des droits, soit entre 2011 et 2017.

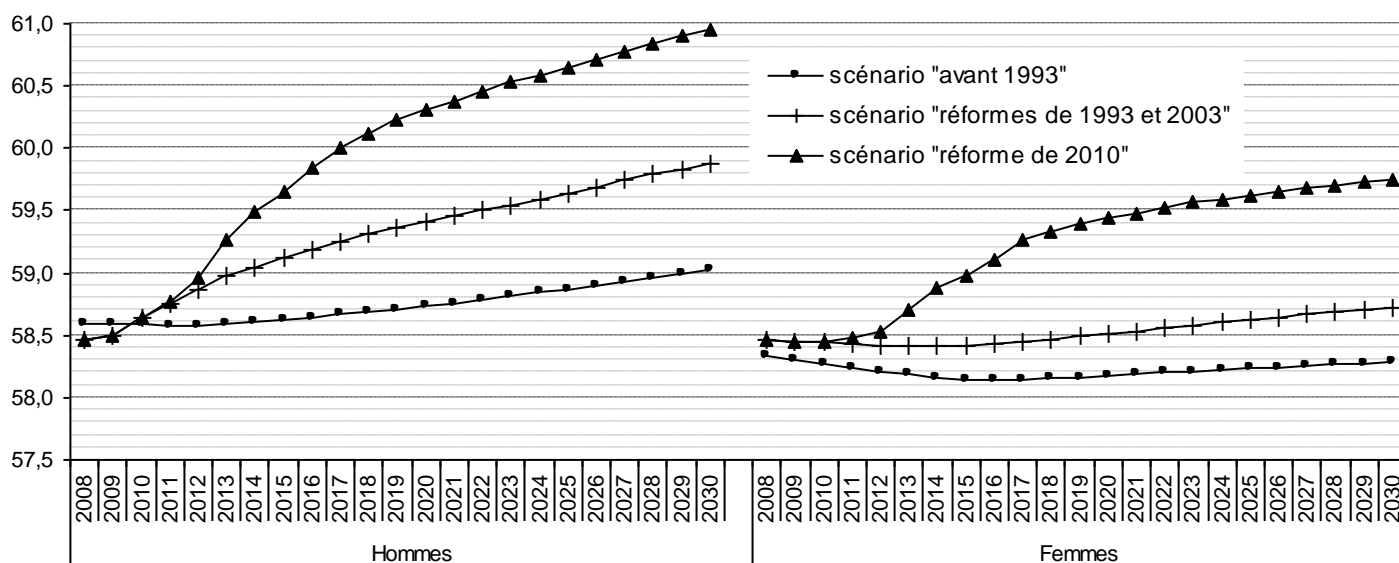
Deux limites techniques sont à garder en mémoire : premièrement, le modèle de sortie d'activité dans le secteur public est assez fruste, puisqu'il fait l'hypothèse d'un départ au taux plein, ce qui pourrait avoir pour effet d'amplifier les hausses de taux d'emploi à terme du fait des réformes ; deuxièmement, le modèle PROMESS ne distingue pas les retraités et autres inactifs selon le fait qu'ils résident en France ou non. Or le calcul d'un taux d'emploi, pour construire les graphiques 1 et 2, nécessite de définir une population résidente, et donc de réaliser une approximation supplémentaire. Le calcul a été réalisé ici en appliquant une

hypothèse de probabilité de résider en France pour les retraités et autres inactifs nés à l'étranger¹³.

Pour contourner ces deux dernières limites, les évolutions de l'emploi des seniors peuvent être présentées au moyen d'un autre indicateur que les taux d'emploi, à savoir un indicateur d'âge moyen conjoncturel de cessation d'emploi, pour les seules personnes terminant leur carrière comme salarié ou comme indépendant du secteur privé (cela afin de ne pas dépendre de l'hypothèse de modélisation faite pour les salariés du secteur public). Cet « âge moyen conjoncturel » correspond à la moyenne des âges de cessation d'emploi pour une génération fictive qui aurait, à chaque âge, la même probabilité d'être encore en emploi que la génération qui atteint cet âge au cours de l'année d'observation. Ce concept correspond, par exemple, à celui mis en œuvre par l'OCDE et par Eurostat pour estimer annuellement des âges moyens de fin d'activité¹⁴.

Entre 2008 et 2030, l'âge moyen de cessation d'emploi, pour les personnes encore en emploi après 50 ans et terminant leur carrière dans le secteur privé, aurait augmenté naturellement de 0,4 année pour les hommes et serait resté stable pour les femmes, en l'absence des réformes de 1993 et 2003. Ces dernières auraient conduit à relever l'âge moyen observé en 2030 de 1,4 (hommes) et 0,3 (femmes) année supplémentaire. La réforme de 2010, enfin, l'augmenterait d'encore environ 1 an, pour les femmes comme pour les hommes, à cet horizon de 2030 (cf. graphique 3).

Graphique 3 : âge moyen conjoncturel de cessation d'emploi projeté entre 2008 et 2030



Source : DREES, modèle PROMESS

Champ : personnes encore en emploi après 50 ans et terminant leur carrière comme salarié ou indépendant du secteur privé

Note : l'âge moyen conjoncturel pour une année d'observation donnée est calculé comme l'âge de cessation d'emploi d'une génération fictive qui aurait, à tout âge, la même probabilité d'être en emploi que la génération qui atteint cet âge au cours de l'année d'observation. Par ailleurs, le concept d'emploi est ici différent du concept

¹³ Cette probabilité est calibrée à partir des observations dans l'EIR 2004 sur les retraités nés à l'étranger de la génération née en 1938.

¹⁴ Il s'agit d'un indicateur conjoncturel fondé sur le stock. Notons qu'un autre concept d'âge moyen conjoncturel pourrait également être défini, fondé cette fois sur le flux. Il s'agirait alors de la moyenne des âges de cessation d'emploi pour une génération fictive qui aurait, à chaque âge, la même probabilité de *cesser son emploi* (pour les seules personnes encore en emploi) que la génération qui atteint cet âge au cours de l'année d'observation.

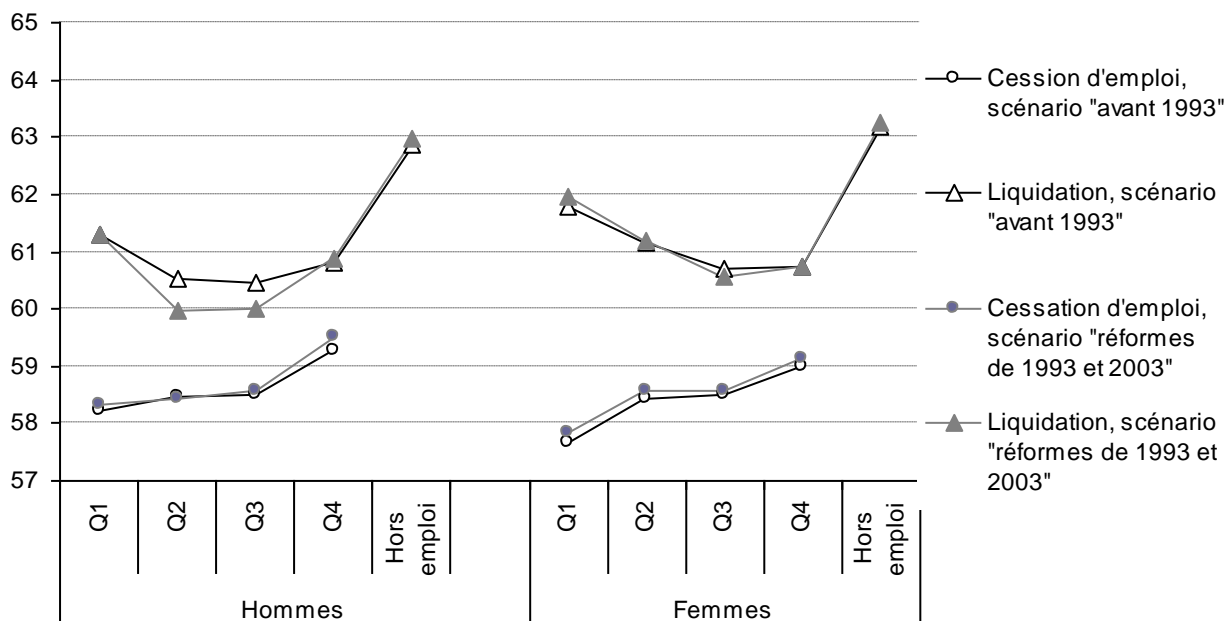
au sens du Bureau international du travail (BIT). Pour les années récentes, les âges moyens de cessation d'emploi sont donc légèrement différents de ceux calculés à partir de l'enquête Emploi de l'Insee (c'est le cas notamment des séries publiées par l'OCDE et par Eurostat)

Par ailleurs, la nature « par cellule » du modèle PROMESS permet d'étudier les conséquences des réformes des retraites non seulement au niveau agrégé, mais aussi selon certaines sous-populations, et notamment selon la catégorie sociale. PROMESS distingue en effet les situations selon un critère de segmentation corrélé à cette catégorie : le quartile de niveau de revenu d'activité entre 50 et 54 ans¹⁵. Chaque probabilité utilisée dans le modèle pour les sorties d'emploi et les départs à la retraite a ainsi été calculée séparément sur chacun des sous-champs correspondant aux différents quartiles, ce qui permet de bien tenir compte des spécificités propres à chaque cas (liées à la nature des emplois occupés, à la santé, etc.) Comme pour le graphique 3, l'analyse est, dans ce qui suit, restreinte au champ des personnes terminant leur carrière dans le privé.

En 2010, l'âge moyen de cessation d'emploi est croissant en fonction du niveau de revenu d'activité, les personnes (hommes ou femmes) du quartile le plus élevé sortant de l'emploi environ 1,1 à 1,3 an plus tardivement que les personnes du quartile le plus bas (*cf.* graphique 4). Cette relation ne s'observe pas pour l'âge de liquidation : les personnes à plus bas revenus (premier quartile pour les hommes et quartiles 1 et 2 pour les femmes) liquident en moyenne un peu plus tard que les autres. Ces catégories incluent en effet des femmes qui se sont arrêtées de travailler pour élever leurs enfants, des personnes nées à l'étranger et entrées tardivement sur le marché du travail français, ainsi que des personnes précaires qui n'ont pas pu systématiquement valider quatre trimestres par an aux âges d'activité. Ces personnes ont bien souvent une durée validée insuffisante par rapport à la durée requise pour le taux plein, et doivent donc attendre 65 ans pour pouvoir liquider sans décote. Elles sont de plus vraisemblablement encore plus nombreuses au sein de la catégorie des personnes sans emploi après 50 ans, ce qui explique que l'âge moyen de liquidation soit encore plus élevé pour cette dernière catégorie (63 ans). La possibilité, pour une partie des personnes, de liquider au taux plein dès 60 ans au titre de la catégorie (inaptitude au travail ou ex-invalidité) atténue cependant l'impact de la faible durée validée sur l'âge de liquidation.

¹⁵ Les quartiles sont calculés séparément pour les hommes et pour les femmes. Ils ne sont donc pas comparables d'un sexe à l'autre, puisque les distributions de revenus d'activité sont distinctes. Ainsi, une femme du quatrième quartile de revenu d'activité peut avoir, par exemple, un salaire inférieur à celui d'un homme du troisième quartile. Par ailleurs, les quartiles sont calculés au sein de la population en emploi entre 50 et 54 ans. Ils représentent donc chacun un peu moins d'un quart de la population totale. Outre les quatre quartiles de niveau de revenu d'activité entre 50 et 54 ans, une cinquième catégorie est considérée, regroupant toutes les personnes qui ne sont pas en emploi au cours de cette tranche d'âge.

Graphique 4 : âges moyens conjoncturels de cessation d'emploi et de première liquidation, selon le sexe et le quartile de niveau de revenu d'activité entre 50 et 54 ans, en 2010



Source : DREES, modèle PROMESS

Champ : personnes terminant leur carrière comme salarié ou indépendant du secteur privé

Note : l'âge moyen conjoncturel pour une année d'observation donnée est calculé comme l'âge de cessation d'emploi (resp. de liquidation) d'une génération fictive qui aurait, à tout âge, les mêmes probabilités d'être en emploi (resp. d'être retraité) que la génération qui atteint cet âge au cours de l'année d'observation. La catégorie « hors emploi » correspond à toutes les personnes pour lesquelles aucun salaire ou revenu d'activité et aucune validation de droits à la retraite au titre de l'emploi n'ont été observés entre 50 et 54 ans.

A long terme, les réformes des retraites de 1993, 2003 et 2010 auraient –prises dans leur ensemble– un impact redistributif sur l'âge de départ à la retraite des hommes, au sens où le report des âges de sortie d'activité serait d'autant plus fort que le revenu d'activité est élevé (cf. graphique 5)¹⁶. Ainsi, à l'horizon 2030, les hommes du quartile le plus élevé cesseraient leur emploi 2,4 ans plus tard et partiraient à la retraite 2,7 ans plus tard qu'ils ne l'auraient fait en l'absence des réformes. Pour les hommes du quartile le plus bas, ces reports ne seraient que de 1,2 et 2,4 ans respectivement. Cet impact différentiel est lié à des mécanismes multiples. Il est dû en partie à certaines caractéristiques du marché du travail pour les seniors : les probabilités de sortie définitive de l'emploi sont en effet, pour les personnes à bas revenus d'activité, moins sensibles au fait qu'elles ont ou non une durée suffisante pour le taux plein. Leur âge moyen de cessation d'emploi est donc moins élastique à un allongement de la durée requise. Des effets de composition jouent également. Une proportion plus importante des personnes à bas revenu d'activité liquide au titre de l'inaptitude ou bien a, de toute façon, une durée validée insuffisante pour pouvoir liquider à taux plein avant l'âge d'annulation de la décote, quelle que soit la législation pour la durée requise. Il est donc naturel que l'impact des

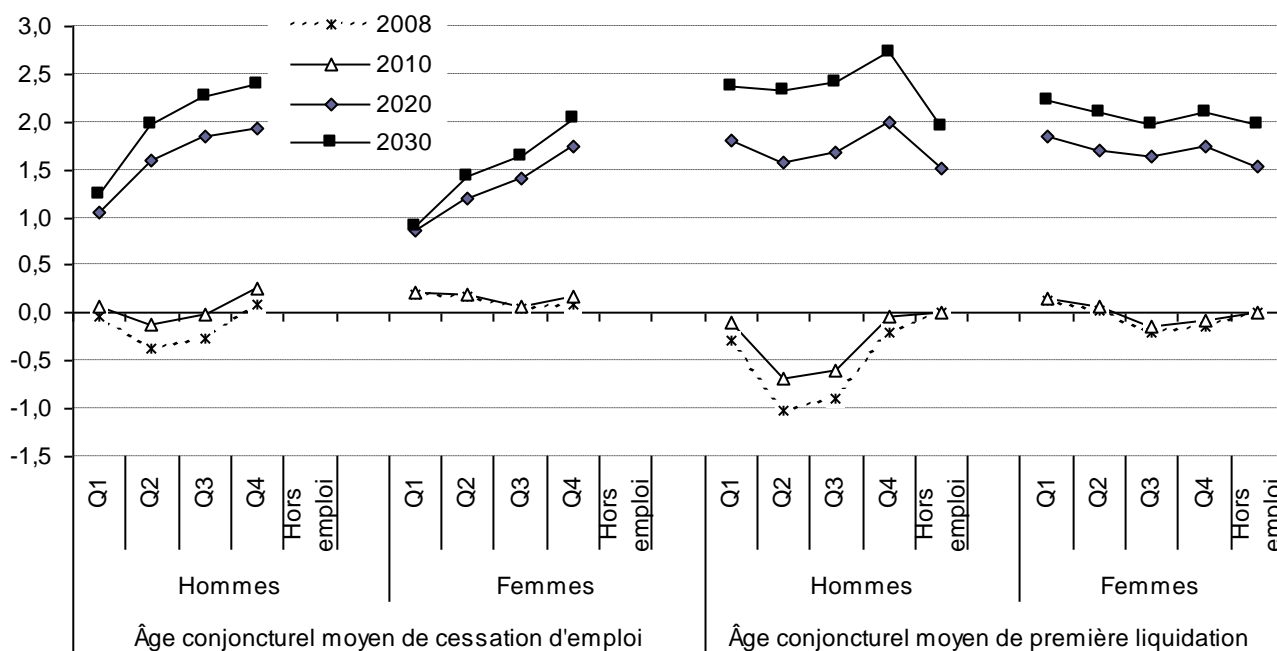
¹⁶ Il n'est ici question que de la redistribution en termes d'âge, et donc de durée passée à la retraite. Le modèle PROMESS n'est pas adapté pour étudier le caractère, redistributif ou non, des réformes en termes de montant de la pension. En théorie, les réformes peuvent très bien avoir un impact redistributif en termes d'âge, mais antiredistributif en termes de montant de pension. Par exemple, ces deux impacts antagonistes coïncideraient si les réformes se traduisaient par un report de la sortie d'activité, à niveau de pension inchangée, pour les personnes à hauts revenus, et par une diminution du montant de la pension, à âge de départ inchangé, pour les bas revenus.

réformes de 1993 et 2003 soit atténué sur cette population. A l'inverse, ces mêmes facteurs font que les personnes à plus bas revenus sont davantage touchées par la réforme de 2010. Mais, si l'on considère globalement l'effet des trois réformes, l'impact global de long-terme, sur l'âge de cessation d'emploi et de départ à la retraite, reste d'autant plus fort que le salaire est élevé.

A court terme, l'impact des réformes traduit essentiellement celui de la mise en place, à partir de 2004, du dispositif de départ anticipé pour carrières longues. Celui-ci profite principalement aux hommes des quartiles intermédiaires de revenu (Q2 et Q3), qui liquident en moyenne une année plus tôt qu'ils ne l'auraient fait en l'absence des réformes. Notons que ce chiffre de 1 an est une moyenne résultant des situations individuelles très différentes : anticipation très forte (de plusieurs années) de la liquidation pour une partie de la population éligible au dispositif, anticipation nulle pour le reste de la population, non éligible. Au total, il est difficile de qualifier comme « redistributif » ou « antiredistributif » l'impact à court-terme des réformes de 1993 et 2003. Ces dernières ont bien renforcé, pour une grande partie de la population, le lien croissant entre niveau de revenu et âge de liquidation, mais elles ont également détérioré la situation relative des personnes à plus bas revenus, par comparaison avec le reste de la population.

Parmi les femmes, enfin, l'impact des réformes des retraites est atténué par rapport à ce qu'il est parmi les hommes. En ce qui concerne l'âge de liquidation, cet impact est à peu près similaire dans toutes les catégories de salaire.

Graphique 5 : impact moyen des réformes de 1993, 2003 et 2010 (par rapport à la situation législative avant 1993), selon le sexe et le quartile de niveau de revenu d'activité entre 50 et 54 ans



Source : DREES, modèle PROMESS

Champ : personnes terminant leur carrière comme salarié ou indépendant du secteur privé

Lecture : pour les hommes du premier quartile de revenu d'activité entre 50 et 54 ans (« Q1 »), l'âge conjoncturel de cessation d'emploi serait, en 2030, de 1,2 an plus élevé en moyenne du fait des réformes de 1993, 2003 et 2010, par rapport à ce qu'il aurait été en l'absence de ces réformes

Note : l'âge moyen conjoncturel pour une année d'observation donnée est calculé comme l'âge de cessation d'emploi (resp. de liquidation) d'une génération fictive qui aurait, à tout âge, les mêmes probabilités d'être en emploi (resp. d'être retraité) que la génération qui atteint cet âge au cours de l'année d'observation. La catégorie « hors emploi » correspond à toutes les personnes pour lesquelles aucun salaire ou revenu d'activité et aucune validation de droits à la retraite au titre de l'emploi n'ont été observés entre 50 et 54 ans.

■ Conclusion

Dans cet article, on a cherché à montrer comment les résultats d'études microéconométriques sur les comportements de départ à la retraite et des données statistiques sur la composition de la population (par sexe et par génération, mais aussi par nombre de trimestres validés et quartiles de niveau de salaire à une date d'observation donnée ...) peuvent être combinés en un outil permettant d'analyser, de manière quantitative et au niveau agrégé sur l'ensemble de la population, certaines conséquences des réformes des retraites.

Cette approche a été illustrée sur le cas des réformes de 1993, de 2003 et de 2010, et en particulier sur les modifications qu'ont entraînées l'allongement progressif de la durée requise pour le taux plein, la mise en place des retraites anticipées pour carrières longues et la modification des bornes d'âge d'ouverture des droits et d'annulation de la décote. Le modèle PROMESS permet de quantifier l'impact de ces modifications sur les taux d'emploi et les âges de sorties d'activité, différencié selon les sous-populations. Il montre ainsi que les réformes devraient avoir un impact significatif sur l'activité après 60 ans, mais aussi avant cet âge, puisqu'elles se traduiraient par un taux d'emploi des 55-59 ans d'environ 10 points de pourcentage plus élevé à long-terme. Il permet également de montrer que les trois dernières

réformes des retraites auraient un effet globalement redistributif en termes d'âge de sortie d'activité, puisque le report moyen de la cessation d'emploi et de la liquidation des droits à la retraite serait d'autant plus élevé que le niveau de salaire l'est. L'écart entre les deux catégories extrêmes de salaire serait de l'ordre d'une année pour la cessation d'emploi et d'un peu moins d'une demi-année pour le départ à la retraite. Ce caractère redistributif en termes d'âge (et donc de *durée passée à la retraite*) ne préjuge cependant en rien du caractère, redistributif ou non, en termes de *niveau de pension*. Il agrège par ailleurs les effets des trois réformes : les impacts propres de chacune pourraient toutefois être assez distincts, dans la mesure où elles ont agi sur des leviers différents (durée requise pour le taux plein ou bornes d'âge).

Comme tout modèle de projection, PROMESS repose sur un certain nombre d'hypothèses et de simplifications. Ces dernières ont été présentées et discutées dans cet article, afin de souligner les principales limites de l'exercice, mais aussi parce qu'elles éclairent les pistes d'approfondissements pour des analyses empiriques futures. Dans le cas du modèle PROMESS, ces approfondissements devraient porter notamment sur les comportements de départ à la retraite, afin de prendre en compte des comportements plus complexes que ceux de « recherche du taux plein » – et, ce faisant, modéliser l'impact de réformes des retraites plus complexes que celles jouant seulement sur les paramètres de durée requise et d'âge.

Références bibliographiques

Albert C., Oliveau J.-B. (2010), « Simulation d'un passage du régime général en comptes notionnels à l'aide du modèle de projection PRISME », *mimeo* présenté à l'occasion du *8th International Workshop on Pension, Insurance and Saving*, Université Paris-Dauphine

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

Aubert P. (2012), « Impacts directs et indirects des systèmes de retraite sur l'emploi des seniors : Résultats récents », *Revue française des affaires sociales*, no 4, octobre-décembre, p. 15-39.

Aubert P., Duc C., Ducoudré B. (2010), « Le modèle PROMESS : Projection méso des âges de cessation d'emploi et de départ à la retraite », *Document de travail de la DREES séries Études et Recherches*, n°102

Bardaji, J., Sédillot, B., Walraet, E. (2003) « Un outil de prospective des retraites : le modèle de microsimulation Destinie », *Économie et Prévision*, n° 160-161, pp. 193-213.

Blanchet, D., Chanut, J.M. (1998) « Projeter les retraites à long terme. Résultats d'un modèle de microsimulation », *Économie et Statistique*, 315: 95-106.

Blanchet D., Buffeteau S., Crenner E., Le Minez S. (2010a), « Le modèle de microsimulation Destinie 2 : principales caractéristiques et premiers résultats », *Document de travail de l'Insee*, G2010 / 13

Blanchet D., Crenner E. (2010b) « Le bloc retraites du modèle Destinie 2 : guide de l'utilisateur », *Document de travail Insee/Dese* n° G2010/14.

Bommier A., Magnac T., Roger M. (2001), « Départs en retraite : évolutions récentes et modèles économiques », *Revue française d'économie*, volume n°16-1, pp. 79-124

Direction de l'évaluation, de la prospective et de la performance (2010), *L'état de l'école*, no 20, ministère de l'Éducation nationale.

Poubelle V., Albert C., Beurnier P., Couhin J., Grave N. (2006) « Prisme, le modèle de la CNAV », *Retraite et Société*, n° 48, p. 202-215.