

Direction de la recherche, des études,
de l'évaluation et des statistiques
DREES

SERIE
ÉTUDES ET RECHERCHES

**DOCUMENT
DE
TRAVAIL**

Le modèle PROMESS :
Projection « méso » des âges
de cessation d'emploi et de départ à la retraite

Patrick AUBERT, Cindy DUC et Bruno DUCOUDRE

n° 102 – décembre 2010

Les auteurs remercient Didier Blanchet pour ses remarques et suggestions à l'occasion de la discussion d'une présentation lors du séminaire « 3S » de la DREES du 29 novembre 2010.
Toutes erreurs restantes nous sont bien évidemment totalement imputables.

Cette publication n'engage que ses auteurs

Sommaire

Introduction	5
Modélisation des catégories à 54 ans	7
Modélisation des durées validées jusqu'à 54 ans	8
Ventilation par type de régime	13
Cessation d'emploi et liquidation des droits à la retraite	15
Personnes terminant leur carrière dans le secteur privé (salariés et indépendants)	16
Cessation d'emploi avant l'âge minimal d'ouverture des droits	17
Un cas particulier : les retraites anticipées pour carrière longue.....	23
Liquidation après l'âge minimal d'ouverture des droits	23
Personnes terminant leur carrière dans le secteur public	25
Personnes sorties définitivement de l'emploi avant 50 ans	27
Agrégation et pondération	28
Effectifs totaux en 2005 : calage sur les données de l'état-civil.....	29
Effectifs totaux après 2005 : migrations.....	29
Effectifs totaux après 2005 : correction de la mortalité.....	30
Limites et pistes d'évolution	31
Des améliorations paramétriques envisageables	31
Les limites structurelles du modèle	32
Bibliographie	35
Annexe 1 : Comparaison PROMESS – EACR	37
Annexe 2 - Effets modélisés des réformes de 1993 et 2003	41
Annexe 3 - Comparaison avec les taux d'emploi observés dans l'enquête Emploi	47
Annexe 4 - Comparaison avec les résultats projetés par le modèle PRISME de la CNAV	55

Introduction

Le modèle PROMESS (PROjection MESo du Système de retraite) est un modèle de projection développé par la DREES au cours du premier semestre 2010, visant 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. Ce document de travail détaille les principales hypothèses et caractéristiques du modèle. Les annexes présentent par ailleurs quelques points techniques particuliers, des exemples d'applications, ainsi que des comparaisons à des sources administratives extérieures ou avec d'autres modèles de simulation ou projection.

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, 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 »¹ 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 carrière². Il se distingue donc d'un modèle « macro », car les catégories sont très fines et très nombreuses (près de 10 000 pour chaque génération). Il se distingue également d'un modèle « micro » puisqu'il agrège tous les individus dont les caractéristiques pertinentes pour le comportement de départ à la retraite sont similaires, en des catégories homogènes. Par ailleurs, PROMESS se distingue d'un modèle de simulation (ou de « 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 aléa, 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

¹ Il s'inscrit donc dans la catégorie des modèles dits « de cellule » ou « matriciels ».

² 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 CANSSEM) 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.

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 simulation³.

Deux atouts du modèle méritent d'être soulignés. 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. Cela permet de quantifier un impact éventuellement différent des réformes des retraites sur la liquidation, et partant sur le nombre de retraités, et sur la cessation d'emploi, et partant sur le nombre de seniors en emploi.

En pratique, la modélisation résulte de l'articulation de trois étapes indépendantes, qui sont détaillées dans la suite de ce document de travail :

- Une première étape (**cf. page 7**) 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 ans⁴, le quartile de niveau de salaire et le régime de fin de carrière.
- Une seconde étape (**cf. page 15**) vise à modéliser les probabilités de cessation d'emploi, de cessation de validation et de liquidation à 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 (**cf. page 28**) permet enfin de passer des distributions d'âge, génération par génération, aux effectifs de retraités et de seniors en emploi ou en dispositifs validants. 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.).

³ 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.

⁴ L'âge de 54 ans a ainsi été retenu comme « âge pivot » à partir duquel on modélise la « sortie d'activité », c'est-à-dire la probabilité d'avoir cessé définitivement tout emploi, d'avoir cessé de valider des trimestres, et d'avoir liquidé un premier droit à la retraite à chacun des âges (trimestre après trimestre) après 54 ans. Ce choix est fondé sur l'observation des taux d'emploi par âge. Tels qu'observés par exemple dans les enquêtes Emploi de l'Insee, ces derniers restent en effet quasi-stables et à un niveau élevé jusqu'à l'âge de 54 ans, puis commencent à décroître à partir de l'âge de 55 ans, pour les hommes comme pour les femmes. Cette observation semble donc justifier que c'est pendant les 5 dernières années avant l'âge minimal d'ouverture des droits à la retraite qu'a lieu la période de transition de fin d'activité.

Les limites du modèle sont, enfin, évoquées dans la dernière partie de ce document de travail (cf. page 31). En particulier, PROMESS est conçu pour étudier des législations fondées sur les paramètres de durée validée et d'âge. Il n'est en revanche pas adapté pour étudier des réformes qui joueraient essentiellement sur d'autres paramètres, par exemple des modifications des barèmes de la décote ou de la surcote, ou des réformes complexes qui changeraient substantiellement l'articulation entre durée validée et âge par rapport à la situation actuelle. Par ailleurs, la modélisation des départs à la retraite accorde une place déterminante au fait d'avoir atteint le taux plein, même si ce facteur n'est bien sûr pas le seul déterminant considéré. Ce choix suppose une hypothèse très forte sur les comportements. Il n'est justifié que dans un cadre réglementaire qui reste relativement proche du cadre actuel, où les comportements de « recherche du taux plein » ont été effectivement observés. À l'inverse, les projections du modèle deviennent vraisemblablement d'autant plus incertaines qu'on s'éloigne du cadre réglementaire actuel, par exemple dans des simulations d'un très fort relèvement de l'âge minimal d'ouverture des droits ou de l'âge d'annulation de la décote. Enfin, les effets de la conjoncture économique, ou plus généralement de tous les déterminants potentiels de l'emploi des seniors autres que ceux liés à la législation sur la durée validée et l'âge, ne sont pas paramétrés, ce qui signifie qu'ils ne jouent dans le modèle que de manière implicite. PROMESS ne permet donc pas d'étudier les conséquences de modifications jouant sur ces autres facteurs.

Modélisation des catégories à 54 ans

La « brique » de base du modèle PROMESS est la catégorie à 54 ans, définie par le croisement de plusieurs variables :

- variables sociodémographiques : génération, sexe et pays de naissance (France / étranger) ;
- variables résumant la carrière jusqu'à 54 ans : durée validée jusqu'à 54 ans (au sens « durée validée tous régimes ») ; quartile de revenu d'activité ou revenu salarial annuel médian tous régimes entre 50 et 54 ans (une modalité spécifique identifie les personnes hors emploi à ces âges) ; régime de fin de carrière (privé, public ou spéciaux).

Si les variables sociodémographiques sont invariantes dans le temps et observables dans l'EIC 2005, ce n'est pas le cas des variables résumant la carrière. La première étape du modèle consiste donc à modéliser la carrière, et notamment l'acquisition de trimestres, jusqu'à 54 ans, afin de pouvoir estimer le poids associé à chaque catégorie à 54 ans au sein de la population totale de chaque génération. La méthode retenue consiste à partir de la répartition par catégorie de durée validée et quartile de niveau de salaire (à ce stade sans prendre en compte le régime d'affiliation), observée dans les données de l'EIC 2005 à l'âge atteint par chaque génération en 2004⁵, puis d'estimer les transitions entre catégories, c'est-à-dire les probabilités associées à chaque changement de catégorie, et cela de quatre ans en quatre ans, jusqu'à l'âge de 54 ans (cf. page 8). Le pas de quatre ans retenu correspond au fait qu'une génération sur quatre est observée dans l'EIC.

⁵ Les données de l'EIC relatives à l'année 2005 ne sont pas utilisées. Cela découle du choix de l'âge de 54 ans (atteint en 2004 par la génération née en 1950) comme âge « pivot » du modèle.

Pour la modélisation des départs, il est par ailleurs nécessaire de décomposer les catégories à 54 ans en sous-catégories plus fines, par type de régime de fin de carrière. Cette ventilation est réalisée dans un deuxième temps, une fois modélisées les catégories de durée validée et quartile de niveau de salaire à 54 ans (cf. page 13).

Modélisation des durées validées jusqu'à 54 ans

La « catégorie à 54 ans » ne peut être observée dans l'EIC que pour les générations nées en 1950 (ayant 55 ans en 2005) et avant (générations 1942 et 1946). Pour ces générations, le poids de chaque catégorie correspond simplement à la proportion d'individus appartenant à la catégorie dans l'échantillon. La « durée validée à 54 ans » est mesurée comme la somme des trimestres validés chaque année dans tous les régimes (après écrêtement de la somme annuelle tous régimes à 4 trimestres par an) jusqu'à l'année civile des 54 ans incluse, et le « quartile de niveau de salaire » est défini à partir du revenu d'activité tous régimes annuel médian entre 50 et 54 ans (inclus). Les bornes supérieures et inférieures des quartiles sont calculées séparément pour les hommes et pour les femmes : les quartiles « féminins » et « masculins » ne s'interprètent donc pas de la même façon (cf. encadré 1 – traitement des données).

Pour les générations nées après 1950, la catégorie à 54 ans ne peut pas être observée, mais des catégories peuvent être définies de manière similaire à des âges inférieurs : catégorie à 50 ans (durée validée tous régimes jusqu'à la fin de l'année civile des 50 ans et quartile de niveau de revenu d'activité tous régimes entre 46 et 50 ans), à 46 ans, à 42 ans, etc. Pour chaque génération, les catégories sont observables jusqu'à un certain âge et leur poids dans la population est calculable simplement à partir de la proportion d'individus de la catégorie dans l'EIC : la catégorie à 50 ans est donc connue pour les générations nées jusqu'en 1954, la catégorie à 46 ans pour celles nées jusqu'en 1958, etc. Pour la génération la plus jeune dans l'EIC 2005, seule la catégorie à 30 ans est connue (génération née en 1974).

Encadré 1 **Traitement des données sur les carrières**

Les poids des diverses catégories, qui constituent les briques de base du modèle PROMESS, sont à la base estimés comme des proportions parmi les individus échantillonnés dans l'EIC 2005. Il est donc nécessaire de disposer, pour tous les individus de cet échantillon, de valeurs pour toutes les variables intervenant dans la définition des catégories, notamment la durée validée et le niveau de salaire ou de revenu d'activité. Dans certains cas, des imputations sont nécessaires, afin de compenser des trous de collecte ou valeurs manquantes.

La durée d'assurance tous régimes validée à un âge donné comprend les trimestres validés au titre d'une cotisation, les trimestres d'assurance vieillesse des parents au foyer (AVPF) et les divers trimestres dits « assimilés » (chômage, maladie, maternité, préretraite, etc.) La durée inclut également, pour les hommes, les trimestres validés au titre du service militaire. Ces derniers sont partiellement renseignés dans l'EIC 2005, et ont fait l'objet d'une imputation lorsque l'information était manquante. Ces trimestres tous régimes sont écrêtés à 4 par an, puis sommés sur toutes les années de la carrière. Certains trimestres validés par les personnes échantillonnées dans l'EIC peuvent, cependant, ne pas être identifiés dans l'échantillon. C'est le cas, généralement, lorsque les trimestres ne sont connus qu'à la liquidation : trimestres assimilés pour chômage non indemnisé, périodes validées à l'étranger, etc. Ces derniers n'ont fait l'objet d'aucune imputation, et il se peut donc que les durées validées soient légèrement sous-estimées pour certains individus.

Une imputation du nombre d'enfants a enfin été réalisée pour les femmes. Une probabilité est associée à chaque nombre d'enfants entre 0 et 5 (10 % pour 0 enfant, 20 % pour 1 enfant, 40 % pour 2 enfants, 20 % pour 3 enfants, 7 % pour 4 enfants et 3 % pour 5 enfants), identique pour toutes les générations. L'imputation se fait par tirage d'un aléa et comparaison à ces probabilités pour chaque femme de l'EIC. Des trimestres validés au titre de la majoration de durée d'assurance (MDA) pour enfants sont ensuite affectés à la caisse validant le plus de trimestres sachant le régime à 54 ans. Ceci permet notamment de différencier le nombre de trimestres accordé par enfant dans les régimes privés (8 trimestres par enfant) et dans les régimes publics (4 trimestres par enfant). Ainsi, une femme cotisant à un régime privé à 54 ans bénéficiera de 8 trimestres par enfant. La réforme de la MDA dans la fonction publique pour les enfants nés après 2004 n'a pas été modélisée. Cette approximation a néanmoins un impact a priori moindre, puisque la génération la plus récente atteignant 60 ans avant l'horizon de projection du modèle (génération née en 1970 ayant 60 ans en 2030) avait déjà 34 ans en 2004. De même, la réforme de la MDA au régime général en 2009 n'a pas fait l'objet d'une prise en compte spécifique, et on fait l'hypothèse que les trimestres de MDA sont accordés aux femmes et à elles seulement.

Par ailleurs, les salaires et revenus d'activité n'ont pas été renseignés de façon systématique dans l'EIC. En particulier, aucun salaire n'est disponible pour les affiliés à la CNRACL. À partir de 1984, ces salaires peuvent néanmoins être retrouvés dans les données du panel DADS, appariées à l'EIC. Pour les générations et les années antérieures à cette date, le salaire est estimé en partant du premier salaire observé après 1984 et en appliquant, de façon dégressive, les taux de croissance moyens par âge observés pour les générations 1962 et 1966.

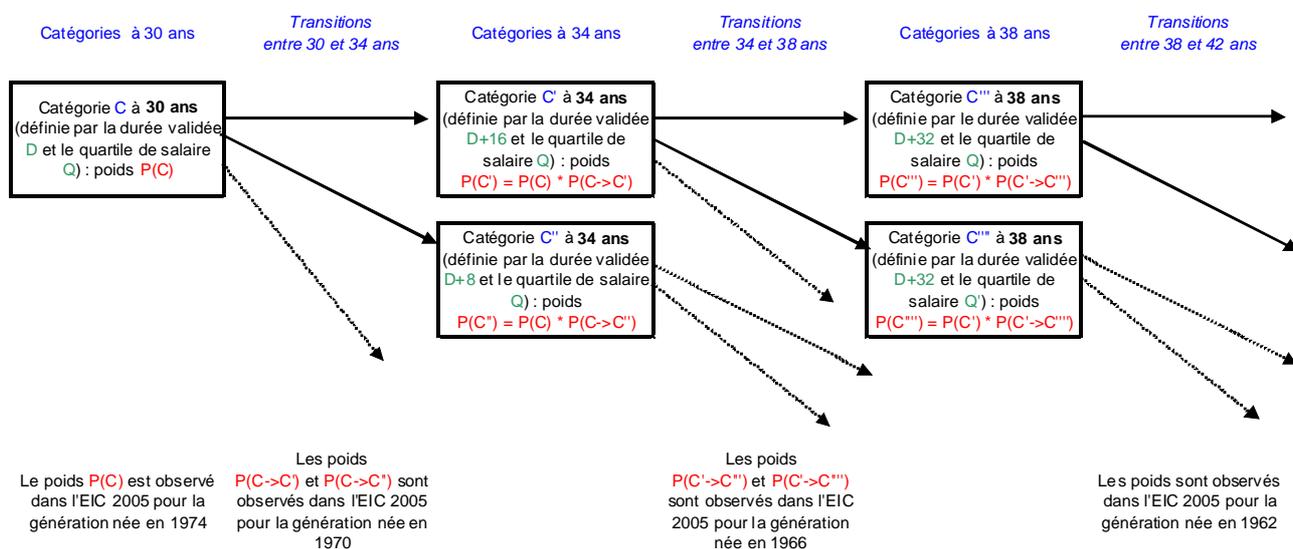
La répartition de la population par quartile de niveau de salaire (ou de revenu d'activité) est faite de la manière suivante. Dans un premier temps, les bornes inférieures et supérieures des quartiles de niveau de salaire ou de revenu d'activité sont estimées à partir des individus pour lesquels le salaire ou revenu d'activité sont connus, et cela séparément pour les hommes et pour les femmes. Ces individus peuvent ensuite facilement être classés dans le quartile correspondant. Dans un second temps, les individus de la Fonction Publique pour lesquels aucun salaire n'a été renseigné ou n'a pu être reconstruit sont imputés aléatoirement dans les quartiles 2 et 3. Les individus des autres caisses n'ayant aucun salaire mais ayant validé des trimestres au titre d'une cotisation pour emploi sont également imputés aléatoirement dans l'un des quatre quartiles. Enfin, pour les individus sans salaire et sans trimestre validé au titre d'une cotisation pour emploi, un 5^{ème} « quartile » est créé. Cette modalité « 5 » servira donc à identifier les personnes hors emploi dans une tranche d'âge donnée. En particulier, les personnes qui se situent dans cette modalité pour la catégorie à 54 ans (personnes n'ayant exercé aucun emploi entre 50 et 54 ans) sont considérées comme ayant cessé définitivement tout emploi avant 50 ans.

Les probabilités associées aux transitions de catégorie entre deux âges quadriennaux successifs peuvent également être mesurées très aisément à partir des proportions dans l'EIC 2005. Par exemple, la probabilité associée à la transition entre la catégorie C à l'âge A et la catégorie C' à l'âge $A+4$ peut être estimée par la proportion, dans l'EIC 2005, d'individus qui appartiennent à la catégorie C' à l'âge $A+4$ parmi ceux qui appartenaient à la catégorie C à l'âge A . Les catégories sont définies à la fois par une durée validée et un quartile de revenu d'activité. Le « passage » de la catégorie C à la catégorie C' porte donc à la fois sur la validation de trimestres entre les âges A et $A+4$, et sur un éventuel changement de quartile de revenu d'activité entre ces deux âges.

Dans le modèle PROMESS, on retient, pour estimer les transitions à chaque âge quadriennal, la génération la plus récente disponible. Ainsi, les observations de la génération née en 1970

sont utilisées pour estimer les probabilités associées aux transitions de catégories entre 30 et 34 ans, celles de la génération née en 1966 pour les transitions entre 34 et 38 ans, etc. Ce choix implique que toutes les proportions empiriques observées correspondent à des transitions survenues au cours de la période 2000-2004. Implicitement, le modèle PROMESS fait donc l'hypothèse que le marché du travail en projection (c'est-à-dire à partir de 2004) conservera les caractéristiques moyennes qu'il avait sur cette période allant de 2000 à 2004⁶. Cette période recouvre à la fois une sous-période d'expansion (le point haut du cycle économique est atteint en 2000) et une sous-période de moindre activité (le point bas est atteint en 2003).

Les poids associés aux diverses catégories à 54 ans pour toutes les générations peuvent donc être projetés en chaînant, de quatre ans en quatre ans, le poids de chaque catégorie à l'âge observé dans l'EIC 2005 et les probabilités associées aux transitions entre les catégories correspondantes. Le schéma simplifié suivant illustre ce chaînage pour la génération la plus jeune, née en 1974.



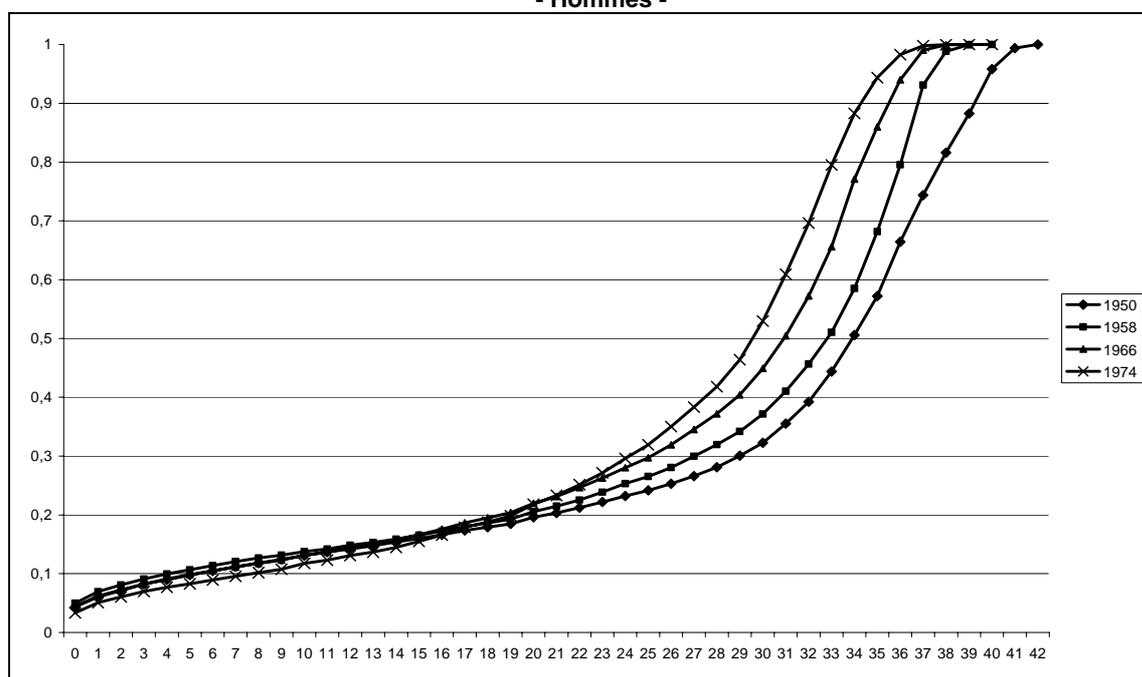
L'EIC étant un échantillon et non une base exhaustive, certaines proportions empiriques ne peuvent pas être observées. On utilise alors les proportions observées pour la catégorie la plus proche, celle-ci étant définie par un même quartile de salaire et une durée validée la plus proche possible. Si, par exemple, on cherche à estimer la probabilité de la transition entre 30 et 34 ans pour la catégorie définie par une durée D validée à 30 ans et un quartile de niveau de salaire Q , et si on n'observe dans l'EIC 2005 aucun individu né en 1970 ayant ces caractéristiques, alors on utilisera les proportions empiriques associées aux transitions observées pour les individus nés en 1970 et appartenant, à 30 ans, à la catégorie définie par la durée validée $D+1$ (ou $D-1$) et le quartile Q . La durée validée 4 ans plus tard sera augmentée

⁶ Ceci est vrai pour le marché du travail rencontré jusqu'à 54 ans par les individus des catégories modélisées par PROMESS. Après 54 ans, l'hypothèse est distincte puisque la modélisation est complètement différente (cf. page 15). Pour le secteur privé, notamment, les trajectoires de fin d'activité sont calibrées à partir d'observations sur les générations 1934 à 1942 : elles correspondent donc plutôt à l'état du marché du travail observé dans les années 1990, à la nuance importante près que cet « état du marché du travail » pour les seniors ne peut être interprété ici que hors effets des réformes des retraites. Ces derniers sont modélisés de manière endogène, de manière à bien correspondre aux effets futurs, et non aux effets observés en moyenne dans les années 1990.

ou diminuée de l'écart des durées à 30 ans (-1 si on utilise la durée validée $D+1$ de la génération 1970, et +1 si on utilise la durée $D-1$).

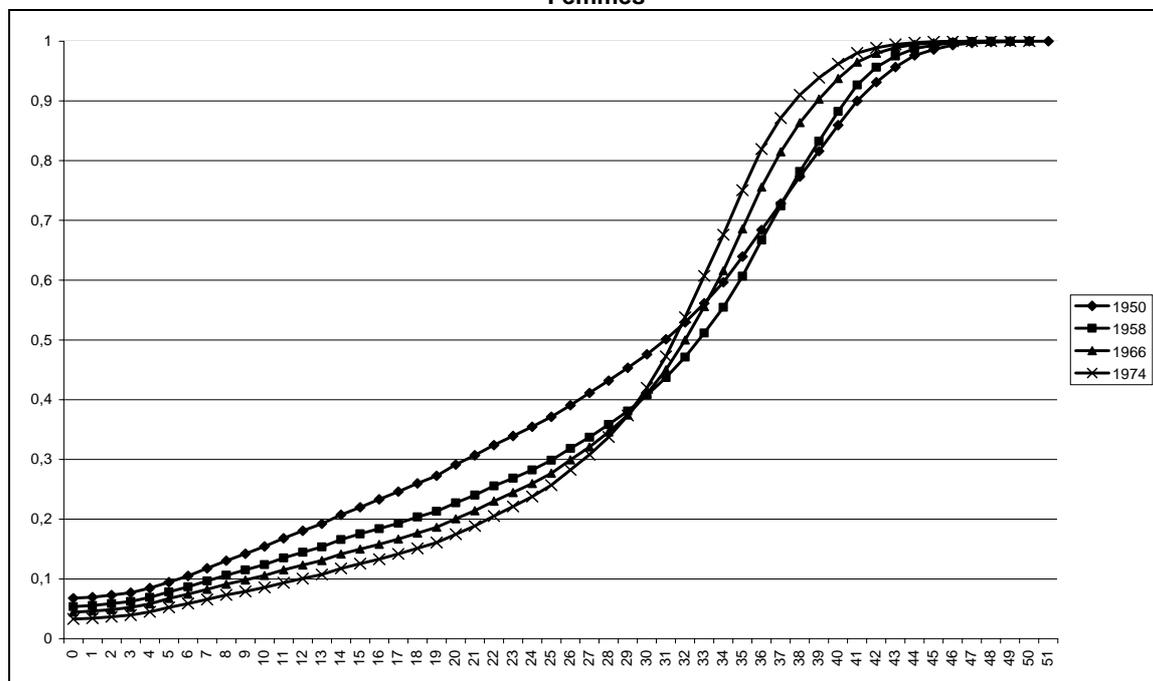
Le chaînage des proportions, de quatre ans en quatre ans, permet de calculer pour chaque génération de l'EIC les proportions associées aux diverses catégories à 54 ans. Les répartitions correspondantes pour les durées d'assurance validées à 54 ans sont représentées dans les graphiques ci-dessous. Pour les hommes, on projette des proportions relativement similaires d'une génération à l'autre en ce qui concerne les durées validées courtes, mais des proportions en diminution, de génération en génération, en ce qui concerne les durées validées longues. Ce résultat traduit le recul progressif de l'âge d'entrée dans la vie active, observé depuis le milieu des années 1950 jusqu'au milieu des années 1990. En particulier, les générations nées à partir de 1954 se distinguent nettement de la génération née en 1950, notamment en ce qui concerne les durées validées très longues, du fait de l'obligation de scolarité jusqu'à 16 ans pour les générations nées à partir de 1953. Parmi les femmes, on observe un résultat similaire de baisse de la proportion de personnes ayant validé une durée longue à 54 ans. En revanche, contrairement aux hommes, la proportion de personnes ayant validé une durée courte est également en nette diminution chez les femmes, traduisant la hausse régulière de la participation féminine au marché du travail.

Graphique 1
Répartition (fréquence cumulée) du nombre d'années validées à 54 ans,
projeté pour chaque génération
- Hommes -



Note : À ce stade de la modélisation, les corrections pour les migrations tardives pour les nés à l'étranger ne sont pas prises en compte (cf. page 30).

Graphique 2
Répartition (fréquence cumulée) du nombre d'années validées à 54 ans,
projeté pour chaque génération
- Femmes -



Note : À ce stade de la modélisation, les corrections pour les migrations tardives pour les nés à l'étranger ne sont pas prises en compte (cf. page 30).

Les proportions associées à chaque catégorie sont exprimées au sein de chacune des sous-populations définies par la génération, le sexe et le pays de naissance. Pour être traduites en effectifs, elles seront multipliées par les effectifs de chacune de ces sous-populations, issus des données de l'état-civil (cf. page 30).

Une part de la population ne valide aucun droit au cours de sa vie, et n'a donc droit à aucune pension de retraite. Cette part est mesurée à partir de la proportion d'individus tirés dans le RNIPP pour la constitution de l'EIC 2005, vivants au 31/12/2005, mais qui n'ont accumulé aucun droit à retraite. Pour les générations 1954 à 1974, les transitions par catégories de 4 ans en 4 ans permettent de projeter les effectifs concernés jusqu'à 54 ans. Ces effectifs sont par la suite exclus du modèle de projection.

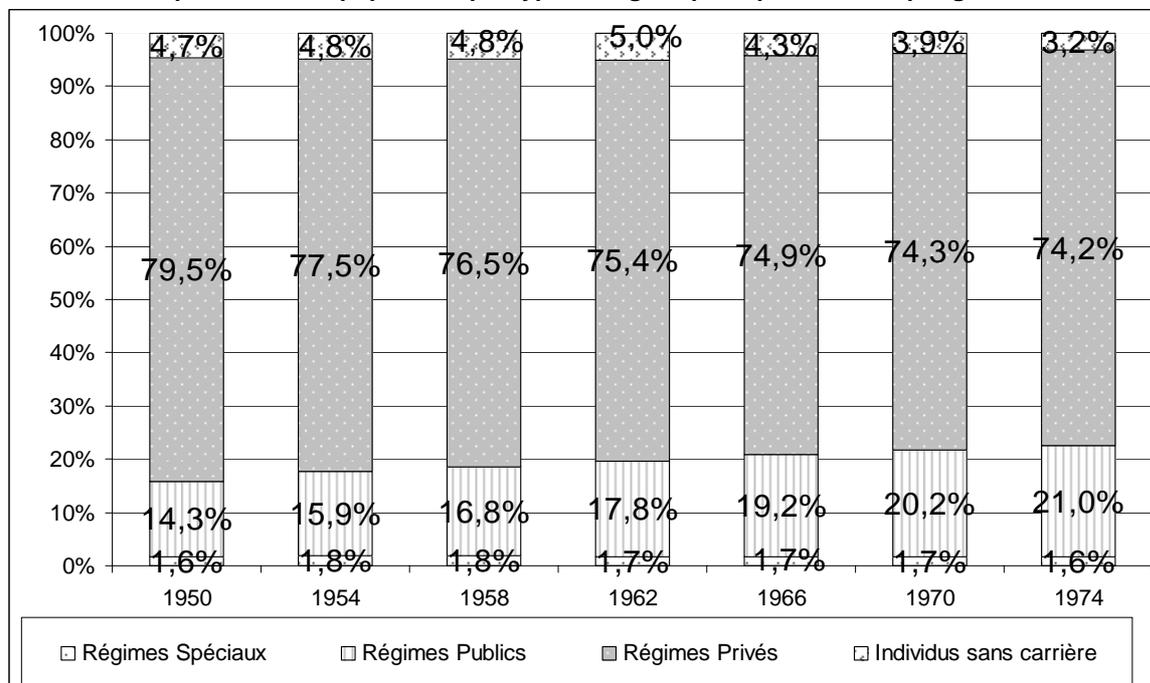
Par ailleurs, la méthode décrite ci-dessus permet de calculer des proportions pour les générations observées dans l'EIC 2005, soit une génération sur quatre née entre 1942 et 1974 (les données de l'EIC 2005 pour les générations nées en 1934 et 1938 ne sont pas mobilisées dans PROMESS, du fait de problèmes d'exhaustivité). Les proportions pour les générations intermédiaires peuvent cependant être estimées par simple extrapolation linéaire. Par exemple, le poids d'une catégorie C pour la génération née en 1971 est estimé par la moyenne pondérée du poids de cette catégorie pour la génération née en 1974 (pondération 1/4) et de celui pour la génération née en 1970 (pondération 3/4).

Ventilation par type de régime

Au sein des catégories à 54 ans, les observations de l'EIC 2005 pour la génération née en 1950 permettent d'estimer la proportion par type de régime : « privé » (salariés affiliés au régime général ou à la MSA salariés, et indépendants), « public » (fonction publique de l'État et salariés affiliés à la CNRACL) et « régimes spéciaux » (salariés affiliés aux régimes de la SNCF, CANSSM, ENIM, CNIÉG, etc.) Ces proportions sont extrapolées aux générations postérieures.

Le graphique suivant illustre la proportion de chacun des types de régime, dans l'ensemble de la population, par année de naissance des personnes (cf. graphique 3). D'une génération à l'autre, les proportions n'évoluent que par un effet de composition. La hausse de la part des personnes finissant leur carrière dans un régime public (14,3 % parmi les nés en 1950, 21 % parmi les nés en 1974) ne doit donc être vue que comme une conséquence mécanique de l'augmentation du poids des catégories dans lesquelles la proportion de salariés des régimes publics est plus élevée. En effet, les fonctionnaires sont sous-représentés parmi les durées de carrière très longues, et donc sur-représentés parmi les durées plus courtes. La diminution du poids de ces durées très longues au fur et à mesure des générations, due notamment à l'entrée plus tardive sur le marché du travail, augmente donc mécaniquement la proportion moyenne de fonctionnaires dans l'ensemble de la population, puisque les catégories de durée dans lesquelles ils sont les plus représentés voient leur poids augmenter.

Graphique 3
Répartition de la population par type de régime principal à 54 ans, par génération



Note : À ce stade de la modélisation, les corrections pour les migrations tardives pour les nés à l'étranger ne sont pas prises en compte (cf. page 30).

Enfin, pour modéliser la liquidation de la pension des personnes terminant leur carrière dans un régime « public » (cf. page 25), on distingue les individus selon la sous-catégorie : agents dits « actifs⁷ », agents dits « sédentaires », et « autres ». Les agents « sédentaires » (ou assimilés pour les régimes spéciaux) ont leur droit à pension ouvert à 60 ans, et un âge limite fixé à 65 ans. Les agents « actifs » (auxquels sont assimilés la plupart des salariés finissant leur carrière dans l'un des régimes spéciaux) peuvent partir dès 55 ans et au plus tard à 60 ans. Les « autres » types de départs concernent, pour finir, les départs pour invalidité, pour tierce personne (parents de trois enfants), les départs anticipés pour handicap ou carrière longue et les agents ayant occupé des postes classés en catégorie insalubre⁸. Dans le cas des départs pour invalidité (ou encore des pensions de réforme à la SNCF) ou pour tierce personne, il n'y a pas de condition d'âge pour liquider la pension. Une partie des pensions est donc liquidée avant 50 ans : les effectifs de pensionnés avant 50 ans dans la fonction publique et les régimes spéciaux sont estimés à 120 000 en 2005 et environ 110 000 en 2008. Ces effectifs se partagent principalement entre les pensions d'anciens militaires d'une part (64 000 en 2008), les départs sans condition d'âge dans la fonction publique civile (30 000 en 2008), les régimes spéciaux (3 000 en 2008), et les invalides (10 000 en 2008).

En pratique, chaque catégorie à 54 ans considérée dans le modèle PROMESS (catégorie définie par la génération, le sexe, la durée validée à 54 ans, etc.) pour laquelle le régime de fin de carrière est un régime « public » est donc ventilée parmi les trois sous-catégories d'individus « sédentaires », « actifs » ou « autres ».

Les proportions correspondant à chaque sous-catégorie sont calibrées, pour chacune des catégories à 54 ans, à partir des types de départs observés dans l'EIR pour les générations 1938, 1940 et 1942. Cependant, les données utilisées sont ici issues non pas de l'EIC 2005, mais des fichiers provisoires envoyés par les caisses de retraite du « secteur » public pour la constitution de l'EIR 2008 (FPE civile et militaire, CNRACL, SNCF, CNIEG, RATP, CANSSM, ENIM, Banque de France, FSPOEIE). Lorsqu'ils ont une pension de droit direct dans plusieurs caisses du « secteur » public, le régime principal est déterminé en retenant l'avantage principal le plus élevé. Par ailleurs, lorsque pour une catégorie à 54 ans du modèle PROMESS, on ne retrouve pas de catégorie ayant les mêmes caractéristiques dans les données observées pour les générations 1938 à 1942, on attribue les caractéristiques de la catégorie la plus proche en faisant varier la durée validée à 54 ans.

En projection, la méthode a pour conséquence que les proportions d'individus actifs, sédentaires et autres parmi les anciens salariés du public évoluent uniquement, de génération en génération, par des effets de composition. En effet, dans la mesure où la proportion associée à chaque sous-catégorie est supposée constante au sein de chaque catégorie à 54 ans, c'est uniquement l'évolution des poids de ces catégories à 54 ans dans la population totale qui fera évoluer le poids des sous-catégories.

La part des individus relevant du secteur public augmente ainsi avec les générations (cf. graphique 3). Cette augmentation se traduit principalement par une hausse du nombre d'agents « sédentaires » et dans une moindre mesure des agents « actifs ». La proportion de

⁷ Ces agents ont effectué au moins quinze années de service à un poste classé en catégorie active.

⁸ Ce type de postes permet une ouverture des droits avant 55 ans, généralement à 50 ans. Il n'apparaît pas opportun d'appliquer un modèle de départ de type recherche du taux plein pour cette catégorie d'agents, le taux plein étant très rarement atteint avant l'âge limite.

sédentaires est de 43 % pour la génération 1950 contre 49 % pour les générations 1938 à 1942 au sein du secteur public.

Tableau 1
Répartition de la population selon le régime principal et la sous-catégorie du public

catégorie	génération 1950	génération 1974
privé	79%	74%
public - sédentaires	7%	12%
public - actifs	4%	5%
public - autres	5%	5%
Sans validation	5%	3%

Sources : Drees, EIR 2004, EIC 2005, et modèle PROMESS.

Note : la catégorie « public » regroupe dans ce tableau les individus ayant pour régime principal à 54 ans un régime public ou spécial.

Tableau 2
Répartition des sous-catégories au sein du secteur « public »

	gén 1938-1940-1942 (obs. EIR 2008 provisoire)	génération 1950 (projection)	génération 1974 (projection)
public - sédentaires	49%	43%	53%
public - actifs	26%	28%	24%
public - autres	25%	30%	23%

Sources : Drees, EIR 2008 et modèle PROMESS.

Note : la catégorie « public » regroupe dans ce tableau les individus ayant pour régime principal à 54 ans un régime public ou spécial.

Cessation d'emploi et liquidation des droits à la retraite

La deuxième étape du modèle a pour objet d'estimer, à chaque âge, la proportion de la population qui a cessé définitivement tout emploi (l'emploi dans le cadre d'un cumul emploi-retraite étant exclu), qui a cessé définitivement de valider des trimestres, et qui a liquidé ses droits à la retraite. Ces proportions sont estimées sur chacune des catégories issues de la première étape, définies par le croisement génération * sexe * pays de naissance * quartile de salaire à 54 ans * durée validée à 54 ans * « secteur » de fin de carrière. L'estimation se fait à partir de modèles simples de sortie d'activité, conditionnels aux variables qui définissent les catégories, et à elles seulement. Les proportions seront ensuite ré-agrégées dans une étape ultérieure (cf. page 28) pour être exprimées en moyenne sur l'ensemble de la population.

Trois modèles différents sont considérés, selon la situation des individus en fin de carrière (c'est-à-dire entre 50 et 54 ans) :

- Un modèle « privé » (cf. **page 16**) pour les individus qui terminent leur carrière au régime général, dans un régime aligné (MSA salariés ou RSI), ou bien dans un régime d'indépendants (MSA exploitants, CNAVPL, CNBF). Ce modèle est calibré 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 proches de ceux des anciens salariés du privé.
- Un modèle « public » (cf. **page 25**) pour les individus qui terminent leur carrière dans un régime de la fonction publique ou dans un régime spécial de salariés (CNIEG, RATP, SNCF, Banque de France, CANSSM, ENIM).

- Un modèle spécifique (**cf. page 27**) pour les personnes qui ont cessé définitivement tout emploi avant 50 ans (notamment des femmes et des étrangers).

On considère ainsi 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, par exemple, appliqué y compris à des polycotisants, qui ont pu commencer leur carrière dans le privé.

Personnes terminant leur carrière dans le secteur privé (salariés et indépendants)

Pour le « privé », le modèle de sortie d'activité articule deux sous-modèles :

- Dans un premier temps, un modèle de sortie définitive d'emploi et de sortie définitive de dispositif validant⁹ est estimé : il consiste à estimer, à chaque âge jusqu'à l'âge minimal d'ouverture des droits (c'est-à-dire 60 ans dans le cadre actuel), les probabilités associées à ces événements, conditionnelles au fait d'être encore en emploi (ou en dispositif validant) à l'âge considéré (*cf. page 17*). Le cas des départs en retraite anticipée pour carrière longue est considéré spécifiquement : on considère que toute personne éligible à ce dispositif part à la retraite dès qu'elle réunit les conditions (*cf. page 23*).
- Dans un second temps, on estime un modèle de liquidation des droits à la retraite à chaque trimestre entre l'âge minimal d'ouverture des droits (60 ans) et l'âge automatique du taux plein (65 ans) (*cf. page 23*). Il s'agit, ici, d'estimer les probabilités associées à chaque âge de liquidation, conditionnelles à certaines caractéristiques de la personne à l'âge d'ouverture des droits (notamment son nombre de trimestres manquants pour le taux plein et le fait qu'elle soit encore ou non en emploi). Les probabilités sont contraintes pour que leur somme vaille bien 1. Par convention, on considère par ailleurs que toutes ces liquidations après l'âge automatique du taux plein ont lieu à 66 ans (ou à l'âge d'obtention automatique du taux plein majoré d'un an lorsqu'on considère des réformes décalant cette borne).

Ces modèles sont estimés sur les personnes en emploi (exclusivement) à la CNAV après 50 ans, nées en 1934, 1938 ou 1942 (cessation d'emploi avant 60 ans) ou en 1934 et 1938 (liquidation après 60 ans).

En projection, le modèle de sortie d'activité des personnes terminant leur carrière dans le privé est appliqué aux salariés et aux indépendants. Implicitement, on fait donc l'hypothèse que les salariés affiliés à un autre régime que la CNAV (MSA salariés) et que les indépendants (artisans, commerçants, professions libérales et non-salariés agricoles) ont globalement les mêmes distributions d'âge de cessation d'emploi et de départ à la retraite que les salariés du régime général.

⁹ C'est-à-dire emploi ou périodes assimilées (chômage, préretraite, invalidité, maladie...).

Cessation d'emploi avant l'âge minimal d'ouverture des droits

On estime ici des probabilités *instantanées* de sortie définitive d'emploi, d'une part, et de dispositif validant, d'autre part. Entre 54 et 59 ans (c'est-à-dire aux âges a tels que $53 < a < 60$), la probabilité de sortie d'emploi est définie comme la probabilité que l'année où l'âge a est atteint soit la dernière année où des périodes d'emploi sont observées, conditionnellement au fait que des périodes d'emploi sont observées au moins jusqu'à cette année-là. La définition est similaire pour la sortie définitive de dispositif validant, en remplaçant les « périodes d'emploi » par des « périodes d'emploi ou assimilées ».

Les deux âges de 53 et 60 sont particuliers. La « sortie à 53 ans » s'interprète comme le fait que la personne a validé des trimestres après 50 ans (inclus), mais qu'elle n'en valide plus aucun dans l'année des 54 ans. Formellement, il ne s'agit donc pas d'une sortie à 53 ans mais entre 50 et 53 ans. Par ailleurs, la « sortie à 60 ans » s'entend comme une sortie *avant l'âge d'ouverture des droits*, c'est-à-dire avant l'âge anniversaire des 60 ans dans le cadre actuel. Concrètement, on considère qu'il y a sortie à 60 ans si le nombre de trimestres validés dans l'année des 60 ans est strictement inférieur au nombre de trimestres potentiellement validables dans l'année (c'est-à-dire le nombre de trimestres civils avant la date de liquidation).

En pratique, on estime pour chaque âge a ($a=53$ à 60) des probabilités instantanées de *ne pas* sortir de l'emploi P_a^{emploi} ou d'un dispositif validant $P_a^{validant}$ ¹⁰. Les probabilités d'être encore en emploi ou en dispositif validant à un âge donné sont ensuite obtenues en combinant les probabilités instantanées jusqu'à cet âge. Par exemple, pour une personne ayant validé après 50 ans, la probabilité d'être encore en emploi à 60 ans s'obtient de la manière suivante :

$$P(\text{encore en emploi à 60 ans} \mid \text{validation après 50 ans}) = P_{53}^{emploi} * P_{54}^{emploi} * \dots * P_{59}^{emploi} * P_{60}^{emploi}$$

Encadré 2

Décalage des probabilités de sortie d'emploi en cas de décalage de l'âge d'ouverture des droits

En projection, dans les scénarios où on décale l'âge minimal d'ouverture des droits, on fait l'hypothèse que, pour les probabilités instantanées de sortie d'activité, les cinq dernières années avant cet âge sont analogues aux cinq années entre 55 et 60 ans, et toutes les années avant sont analogues à celle des 54 ans. Par exemple :

$$P(\text{encore en emploi à 62 ans} \mid \text{validation après 50 ans}) =$$

$$P_{53}^{emploi} * (P_{54}^{emploi} * P_{54}^{emploi} * P_{54}^{emploi}) * P_{55}^{emploi} * \dots * P_{59}^{emploi} * P_{60}^{emploi}$$

Pour le premier quartile de salaire, on retient la probabilité observée à l'âge de 55 ans, et non celle à 54 ans, pour les années « répliquées ». Cela correspond à l'âge où le taux de sortie définitive de l'emploi est le plus faible.

Cette modélisation revient à « décaler » les probabilités instantanées afin de maintenir constante la distance à l'âge minimal d'ouverture des droits. En effet, l'hypothèse consiste à considérer, par exemple, que la probabilité instantanée de sortir définitivement de l'emploi à 59 ans « devient », toutes choses égales par ailleurs, la probabilité instantanée de sortir définitivement de l'emploi à 61 ans, lorsque l'âge minimal d'ouverture des droits est relevé de 60 à 62 ans. Le décalage n'est cependant pas absolu en ce qui concerne la probabilité *d'être* en emploi à un âge donné (c'est-à-dire le taux d'emploi) ou l'âge moyen de sortie d'emploi, puisque décaler les probabilités instantanées de *sortie* d'emploi selon la distance à l'âge minimal d'ouverture des droits n'implique pas que l'on décale dans la même mesure les taux d'emploi ou les âges moyens. Pour ces indicateurs, le décalage est en effet atténué du fait de la réplication, autant de fois qu'il y a d'année de décalage, de la probabilité instantanée annuelle de sortir de l'emploi P_{54}^{emploi} .

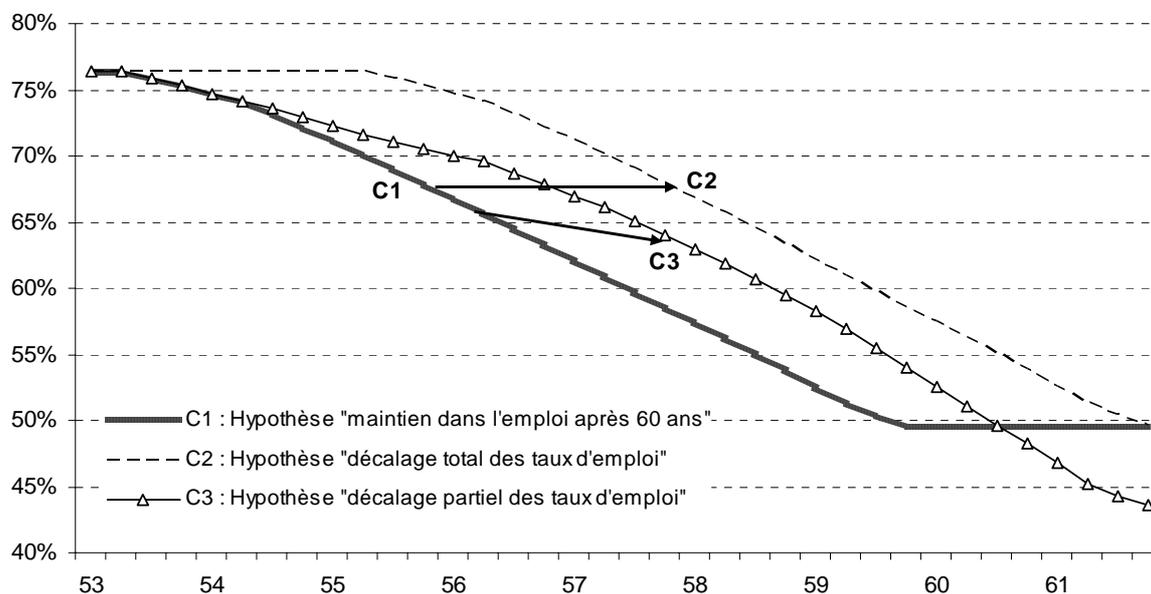
¹⁰ Les probabilités sont estimées avec un pas annuel. Pour la projection, les résultats sont ensuite trimestrialisés afin de présenter des distributions d'âge de sortie d'emploi trimestre après trimestre. Cette trimestrialisation se fait simplement en considérant que les probabilités (de sortie d'emploi ou de sortie de dispositif validant) trimestrielles sont égales à la racine quatrième des probabilités annuelles.

En outre, le décalage n'est pas absolu non plus pour les probabilités instantanées de sortie d'activité, puisqu'il n'est vrai que *toutes caractéristiques égales par ailleurs* : or les caractéristiques des individus évoluent avec l'âge (dans le cas de l'exemple ci-dessus, entre 59 et 61 ans), et notamment la durée validée, variable qui, dans le modèle, est l'un des principaux déterminants du maintien en emploi.

La modélisation correspond donc à une hypothèse d'élasticité imparfaite de la distribution des âges de sortie d'emploi au recul de l'âge minimal d'ouverture des droits. La situation est ainsi intermédiaire entre celle où l'élasticité est nulle (puisque, à âge donné entre 55 et 59 ans, la probabilité d'être en emploi –c'est-à-dire le taux d'emploi– est un peu plus forte lorsque l'âge d'ouverture des droits est plus tardif) et celle où l'élasticité est parfaite (puisque, à distance donnée à l'âge d'ouverture des droits, la probabilité d'être en emploi est un peu plus faible quand cet âge d'ouverture des droits est plus élevé).

Le graphique suivant (cf. graphique 4) illustre ces hypothèses polaires sur l'élasticité de l'emploi au recul de l'âge minimal d'ouverture des droits. La courbe C1 représente le taux d'emploi sous l'hypothèse qu'il n'y a pas d'effet des réformes avant 60 ans (le taux d'emploi avant 60 ans est donc égal à son niveau en l'absence de réforme), mais que toutes les personnes encore en emploi à cet âge le restent jusqu'au nouvel âge d'ouverture des droits (62 ans). De ce fait, le taux d'emploi reste constant entre 60 et 62 ans à son niveau observé à 60 ans en l'absence de réforme. Ce cas de figure correspond par exemple à l'hypothèse de projection retenue pour le régime général dans l'exercice de projection réalisé en 2010 par le Conseil d'orientation des retraites. La courbe C2 correspond à une hypothèse de décalage total des taux d'emploi, de même ampleur que le décalage de l'âge minimal d'ouverture des droits. Cette hypothèse consiste à considérer que le taux d'emploi reste invariable à la distance à l'âge d'ouverture des droits donnée : le taux d'emploi à 60 ans sur la courbe C2 correspond par exemple rigoureusement aux taux d'emploi à 58 ans sur la courbe C1. Comme pour l'hypothèse de maintien dans l'emploi après 60 ans, l'hypothèse de décalage total considère que le taux d'emploi reste constant sur une « fenêtre » d'âge donnée, mais cette fenêtre se trouve avant les classes d'âge où le taux d'emploi diminue, et non après (dans la graphique, le taux d'emploi est constant entre 53 et 55 ans pour la courbe C2, et non entre 60 et 62 ans comme sur la courbe C1). La courbe C3 correspond enfin à une hypothèse de « décalage partiel » du taux d'emploi, tel que modélisé par PROMESS. Cette courbe ne peut pas se déduire simplement à partir de translations ou autres transformations de la courbe C1, puisque les taux d'emploi sont réestimés à chaque âge sous de nouvelles hypothèses de législation, le jeu des divers mécanismes induisant de nombreuses déformations de la courbe. Le décalage est qualifié de « partiel » puisque, à âge donné, le taux d'emploi est supérieur à ce qu'il serait en l'absence d'effet des réformes sur l'emploi des seniors (cf. comparaison de la courbe C3 à la courbe C1 avant 60 ans), mais que, à distance à l'âge d'ouverture des droits donnée, le taux d'emploi est inférieur à ce qu'il serait sous l'hypothèse d'un décalage total (cf. comparaison de C3 et C2).

Graphique 4
Trois hypothèses pour modéliser le taux d'emploi des seniors entre 53 et 62 ans, dans un scénario de relèvement de l'âge minimal d'ouverture des droits de 60 à 62 ans



Par ailleurs, le choix de la probabilité observée à 54 ans comme probabilité de rester dans l'emploi répliquée pour toutes les années « nouvelles » qui apparaissent dans la fenêtre entre 54 ans et l'âge d'ouverture des droits lorsque ce dernier se décale, correspond à une hypothèse importante du modèle. Ce choix repose sur l'idée que les sorties définitives d'emploi observées à 54 ans peuvent être attribuées principalement à des effets de demande de travail, dans la mesure où les dispositifs de retrait anticipé de la vie active (préretraites, chômage en DRE, etc.) ne sont généralement pas disponibles à cet âge. En revanche, les sorties d'emploi observées entre 55 et 59 peuvent vraisemblablement provenir également d'effets d'offre de travail, et non uniquement d'effets de demande. Il aurait donc été difficile de faire l'hypothèse que ces effets resteront les mêmes aux mêmes âges, puisqu'ils sont liés à l'existence de dispositifs susceptibles d'évoluer si l'âge minimal d'ouverture des droits se décale.

Enfin, pour modéliser des scénarios de relèvement de l'âge minimal d'ouverture des droits, une hypothèse de montée en charge est par ailleurs faite dans le modèle PROMESS. On considère que les générations qui ont déjà atteint l'âge de 55 ans en 2010 ne peuvent pas avoir anticipé une éventuelle réforme. Leur emploi est donc supposé insensible à un éventuel relèvement de l'âge minimal d'ouverture des droits, d'où un impact modélisé de cette mesure très faible à court-terme. La sensibilité de l'emploi des seniors à un tel relèvement ne commence qu'à partir des générations nées après 1956 (génération qui a 55 ans en 2011).

Les probabilités P_a^{emploi} et $P_a^{validant}$ sont conditionnelles à un certain nombre de déterminants X . En pratique, on utilise les valeurs prédites par un modèle logistique (PROC LOGISTIC sous SAS) $\hat{P}_a^{emploi}(X)$ et $\hat{P}_a^{validant}(X)$, estimées séparément pour chaque sexe, et où les X incluent :

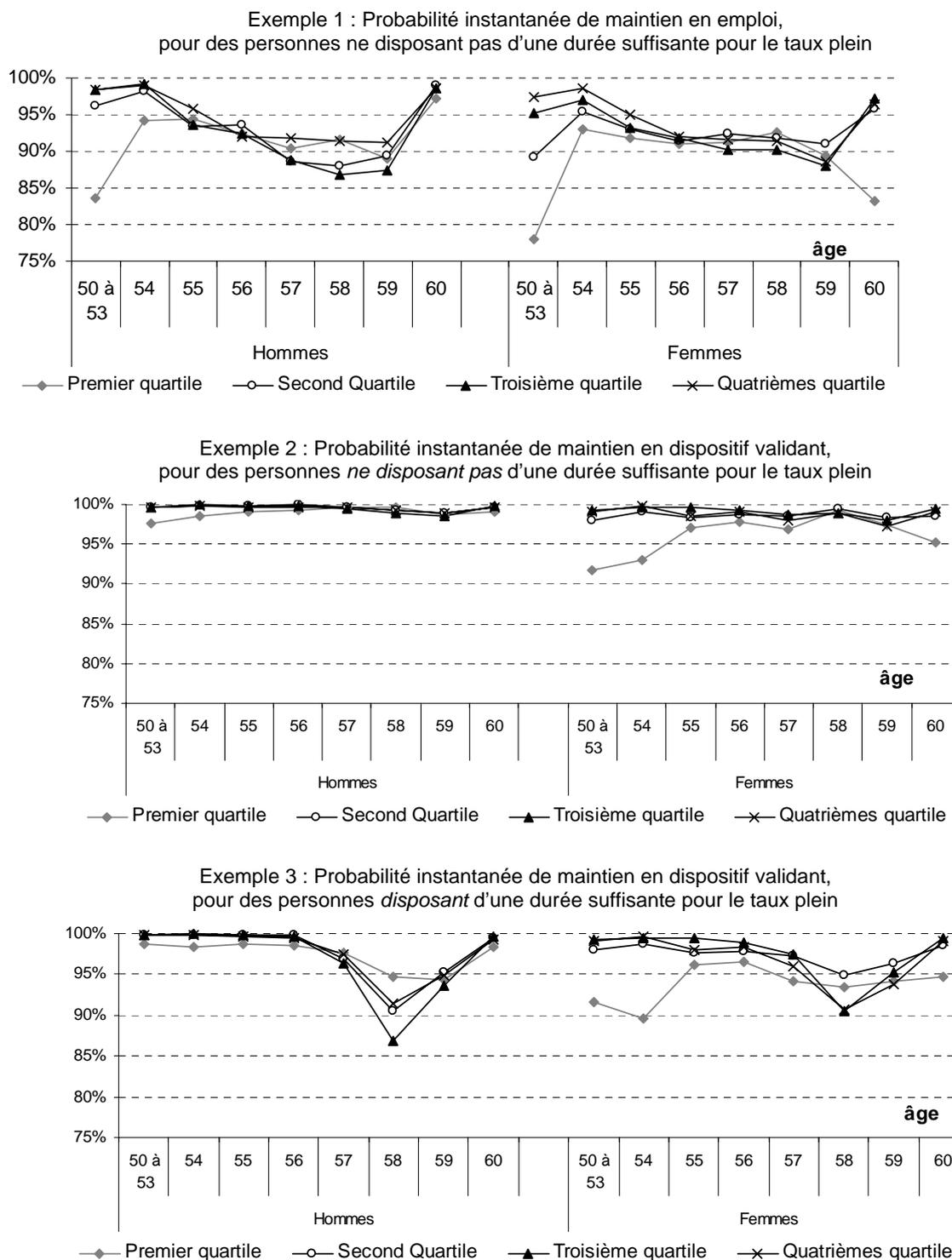
- des indicatrices de quartile de salaire annuel médian entre 50 et 54 ans (inclus),
- le taux de chômage observé au cours de l'année, et
- une indicatrice valant 1 si une durée supérieure ou égale à la durée requise pour le taux plein a été validée au cours de l'année considérée.

L'impact des réformes augmentant la durée requise pour le taux plein sur les sorties d'activité avant l'âge minimal d'ouverture des droits est donc capté par cette dernière indicatrice, puisque, en pratique, on observe que le maintien en emploi ou dans un dispositif validant est significativement plus faible lorsque cette indicatrice vaut 1 (cf. Aubert, 2009).

Comme indiqué précédemment, les modèles sont estimés sur les personnes observées dans l'EIR et l'EIC, nées en 1934, 1938 ou 1942, ayant exercé un emploi impliquant l'affiliation à la CNAV entre 50 et 54 ans, et validant des trimestres uniquement à la CNAV durant l'année des 54 ans. La durée validée à 54 ans est estimée comme la différence entre la durée validée tous régimes fournie par la CNAV dans l'EIR (variable DAS) et la somme des nombres de trimestres validés dans l'EIC (variable NTTV) entre l'année des 55 ans incluse et la date de liquidation. L'âge de cessation définitive d'emploi est défini comme l'âge le plus élevé observé avec un emploi (trimestres cotisés pour emploi, ou présence d'un revenu salarial ou d'activité porté au compte). L'âge de cessation définitive de validation est, de manière similaire, défini comme l'âge le plus élevé observé avec au moins un trimestre validé (pour période d'emploi ou pour période assimilée).

Les graphiques ci-dessous (graphique 5) présentent, pour chaque âge, les probabilités instantanées estimées pour divers profils de personnes (selon le sexe, le quartile de salaire annuel médian entre 50 et 54 ans et le fait qu'elles aient ou n'aient pas une durée suffisante pour le taux plein).

Graphique 5
Divers exemples de probabilités estimées, à chaque âge avant 60 ans,
selon le sexe et le quartile de salaire entre 50 et 54 ans



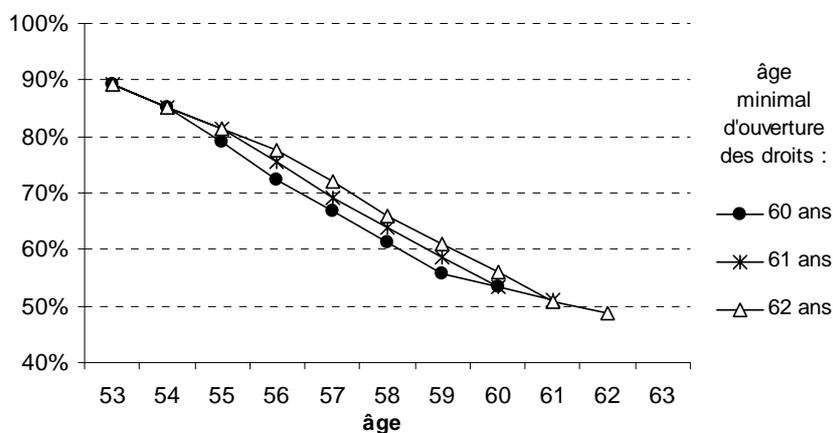
On peut souligner les résultats suivants. Premièrement, la probabilité de se maintenir dans un dispositif validant est systématiquement plus élevée que la probabilité de se maintenir en emploi, ce qui est naturel du fait de l'existence des dispositifs légaux de sortie d'activité (chômage, préretraite, invalidité, etc.)

Deuxièmement, les probabilités de maintien dans l'emploi et de maintien dans les dispositifs validant sont, en général, d'autant plus élevées que le quartile de salaire est élevé. Ce n'est cependant pas le cas entre 57 et 59 ans, où les quartiles intermédiaires (2 et 3) sortent davantage de l'emploi et des dispositifs validant que le quartile de salaire bas (quartile 1), et cela notamment lorsque les personnes disposent déjà d'une durée suffisante pour le taux plein. Ce résultat pourrait s'expliquer par l'accès aux préretraites « maisons », dispositifs plus fréquents dans les grandes entreprises, où les salaires sont généralement plus élevés. Il est de plus assez naturel que ce résultat s'observe surtout pour les personnes ayant déjà validé une durée suffisante pour le taux plein : ces dernières sont en effet les plus incitées à accepter des départs en préretraite maison, puisque cela ne remet pas en cause leur possibilité de liquider les droits à la retraite à taux plein dès 60 ans. Ces observations sont l'occasion de souligner ce qui doit être vu comme une hypothèse implicite du modèle, à savoir le fait que les dispositifs totalement privés permettant une sortie anticipée d'activité quelques années avant l'âge minimal d'ouverture des droits (souvent entre une et trois années avant cet âge), de type « préretraite maison », continueront d'exister dans le futur (avec éventuellement un décalage d'âge, dans la mesure où, dans les variantes consistant à accroître l'âge minimal d'ouverture des droits, on fait le choix de décaler les probabilités observées empiriquement).

Notons par ailleurs que les générations sur lesquelles sont estimés les modèles de sortie d'activité n'étaient pas concernées par les dispositifs de retraite anticipée pour carrière longue. Ce dispositif ne peut donc pas être calibré à partir d'observations réelles. Pour les projections, une prise en compte spécifique est donc réalisée (cf. page 23), fondée sur l'hypothèse que toutes les personnes éligibles au dispositif de retraite anticipée liquident leur retraite dès que possible dans ce cadre.

Les graphiques ci-dessous illustrent, pour finir, plusieurs exemples de probabilités modélisées d'être encore en emploi à chaque âge, sous diverses hypothèses de législation. Il s'agit ici des probabilités chaînées de maintien en emploi, et non des probabilités instantanées. Le graphique 6 permet d'illustrer le fait que, en cas de relèvement de l'âge minimal d'ouverture des droits, la proportion de personnes encore en emploi juste avant cet âge est en général d'autant plus faible que l'âge d'ouverture des droits est tardif (sur l'exemple, 53 % de femmes encore en emploi juste avant un âge d'ouverture des droits de 60 ans, mais 49 % juste avant un âge d'ouverture des droits de 62 ans). Ceci est vrai même si, à chaque âge, la proportion modélisée de personnes encore en emploi est plus élevée quand l'ouverture des droits arrive plus tard. Le graphique 7 permet quant à lui d'illustrer le fait que la probabilité modélisée d'être en emploi est significativement plus élevée lorsque la durée requise pour le taux plein est élevée.

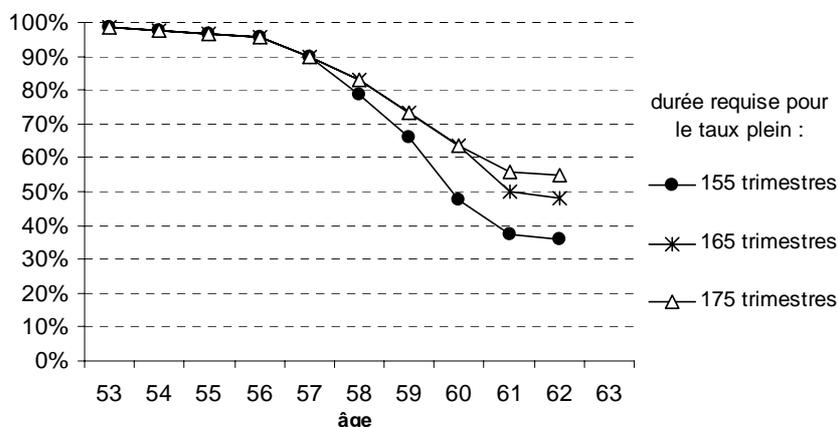
Graphique 6
Un exemple de probabilité modélisée de maintien en emploi
jusqu'à l'âge minimal d'ouverture des droits (60, 61 ou 62 ans selon les cas)



Lecture : lorsque l'âge minimal d'ouverture des droits est fixé à 62 ans, 49 % des personnes qui étaient en emploi après 50 ans le sont encore à 62 ans.

Note : Le graphique représente la probabilité telle que modélisée à l'issue de l'estimation du modèle. Cas type retenu : femme, du deuxième quartile de niveau de salaire (entre 50 et 54 ans), qui aurait atteint la durée requise pour le taux plein à 59 ans avec la législation d'avant la réforme de 1993. La durée requise pour le taux plein est ici de 160 trimestres.

Graphique 7
Un exemple de probabilité modélisée de maintien en emploi
jusqu'à l'âge minimal d'ouverture des droits (62 ans),
pour différentes valeurs possibles de la durée requise pour le taux plein (155, 165 ou 175 selon les cas)



Note : Le graphique représente la probabilité telle que modélisée à l'issue de l'estimation du modèle. Cas type retenu : homme, du troisième quartile de niveau de salaire (entre 50 et 54 ans), qui aurait atteint la durée requise pour le taux plein à 57 ans avec la législation d'avant la réforme de 1993 (c'est-à-dire avec une durée requise de 150 trimestres).

Un cas particulier : les retraites anticipées pour carrière longue

Les générations observées dans l'EIR et l'EIC jusqu'à ce qu'elles soient entièrement parties à la retraite n'ont pas connu le dispositif de départ anticipé pour carrière longue, ce qui empêche de modéliser l'impact de ce dispositif sur les sorties d'activité à partir d'une estimation « sur données observées ».

Pour le réalisme des projections, nous prenons cependant en compte les possibilités de départ en retraite anticipée avec une modélisation simplifiée, consistant à considérer que toutes les personnes qui deviennent éligibles à la retraite anticipée quittent immédiatement l'emploi et liquident leur droit à la retraite.

Cependant, cette hypothèse ne peut pas être directement appliquée. En effet, le modèle fonctionne en considérant des catégories pour lesquelles seule la durée validée (y compris majoration de durée d'assurance) est connue, alors que l'éligibilité à la retraite anticipée inclut également une condition de durée cotisée et une condition d'âge de début de carrière. Pour juger de l'éligibilité réelle à la mesure, on applique donc une probabilité que les conditions de durée cotisée et d'âge de début de carrière soient satisfaites conditionnellement au fait que la condition de durée validée l'est. Cette probabilité P_a^{DRA} est calibrée à partir des observations des générations 1946 et 1950 dans l'EIC, pour chaque catégorie de sexe et de durée validée à 54 ans. Elle prend des valeurs différentes à chaque âge a (en faisant l'hypothèse que la personne valide tous ses trimestres entre 54 ans et l'âge a) et pour chaque modalité possible des critères requis pour être éligible (durée validée totale requise, durée cotisée requise et âge de début de carrière).

Au final pour l'âge a où une personne devient éligible à la retraite anticipée, on remplace, dans le modèle de la sous-partie 0, la probabilité de rester en emploi P_a^{emploi} par la plus petite des probabilités entre P_a^{emploi} et la probabilité de ne pas être éligible à la retraite anticipée ($1 - P_a^{DRA}$).

Liquidation après l'âge minimal d'ouverture des droits

À partir de l'âge minimal d'ouverture des droits, PROMESS utilise un modèle de probabilité de liquidation à chaque âge (trimestriel). À ces âges, aucune distinction n'est faite entre âge de cessation d'emploi et âge de liquidation : le modèle fait l'hypothèse que les personnes encore en emploi à l'âge d'ouverture des droits travaillent jusqu'à leur âge de liquidation, et s'arrêtent de travailler au moment où elles liquident leurs droits. L'emploi dans le cadre d'un cumul emploi-retraite n'est donc 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 en réalité.

Les situations sont distinguées selon l'état juste avant l'âge minimal d'ouverture des droits :

- 1) Si la personne est définitivement sortie de l'emploi, mais est encore dans un dispositif validant, elle liquide soit au moment où elle atteint la durée suffisante pour le taux plein (en faisant l'hypothèse que la personne reste dans le dispositif permettant de valider des trimestres après 60 ans, et ce jusqu'à sa date de départ à la retraite), soit dès l'âge d'ouverture des droits (et cela même si elle n'a pas validé une durée

suffisante) avec une certaine probabilité, qui tient compte des possibilités de liquider au titre de l'inaptitude ou de l'ex-invalidité. Cette probabilité est calibrée à partir des observations pour la génération 1938 dans l'EIR et l'EIC¹¹.

- 2) Si la personne est encore en emploi, on estime un modèle de probabilité de liquider pour chaque trimestre entre cet âge minimal et l'âge du taux plein (65 ans), ainsi que après cet âge (soit 21 probabilités estimées au total). Par convention, on considère en projection que toute liquidation intervenant après (strictement) l'âge du taux plein a lieu à la date anniversaire des 66 ans (ou bien un an après l'âge d'acquisition automatique du taux plein, si celui-ci est relevé). Les probabilités estimées pour chaque âge sont par ailleurs recalées pour que leur somme soit bien toujours égale à 1. On considère par ailleurs que la personne sort définitivement de l'emploi et des dispositifs validant au moment où elle liquide. Par hypothèse, il n'y a donc aucun cumul emploi-retraite.
- 3) Enfin, si la personne est totalement sortie des dispositifs validants, on considère qu'elle liquide à l'âge minimal d'ouverture des droits dès lors qu'elle a validé une durée suffisante pour liquider au taux plein. Si la durée validée est insuffisante, la personne peut liquider à chacun des âges, dès l'âge d'ouverture des droits et jusque l'âge d'obtention automatique du taux plein (65 ans), avec une certaine probabilité. Cette probabilité vise à tenir compte des liquidations au titre de l'inaptitude ou de l'ex-invalidité. Une probabilité est calculée pour chacun des âges car, même si l'essentiel des départs au titre de l'inaptitude a lieu à l'âge d'ouverture des droits, des départs à ce titre peuvent également avoir lieu à un âge plus tardif. Comme dans le cas (1), les probabilités sont calibrées à partir des observations pour la génération 1938 dans l'EIR et l'EIC.

Pour les personnes encore en emploi à 60 ans (cas 2), les probabilités de liquider à chaque « âge » (mesuré comme le nombre de trimestres après l'âge minimal) sont estimées par un modèle logistique (PROC LOGISTIC sous SAS), séparément pour chaque sexe. Les variables explicatives X incluent :

- une indicatrice de quartile de niveau de salaire (salaire ou revenu observé entre 50 et 54 ans)
- une indicatrice *EgalTrimsuppl*, valant 1 lorsque la durée requise pour le taux plein est atteinte à l'âge considéré exactement
- une indicatrice *Plus1* qui vaut 1 si la durée requise pour le taux plein est dépassée de 1 trimestre (exactement)
- une indicatrice *DepasseTrimsuppl*, qui vaut 1 lorsque la durée requise pour le taux plein est dépassée

Le modèle est estimé conjointement pour les 21 « âges » et chaque variable explicative contenue dans le modèle est incluse à la fois seule et multipliée par l'âge. L'hypothèse est donc que « l'effet » de chaque variable (sur la variable sous-jacente du modèle logistique) est une fonction affine de l'âge. Pour les quartiles de salaires, des constantes spécifiques sont de plus ajoutées pour tenir compte des pics de liquidation aux âges clés de 60 et 65 ans. En d'autres termes, plutôt que d'estimer pour chaque variable explicative du modèle des

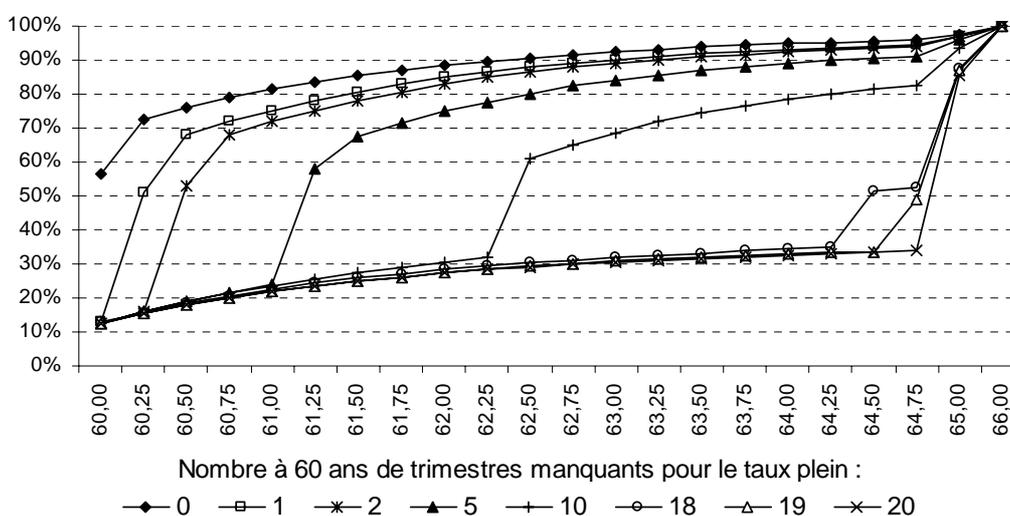
¹¹ Cette probabilité vaut ainsi 24 % pour les hommes nés hors de France, 29 % pour les femmes nées hors de France, 17 % pour les hommes nés en France et 27 % pour les femmes nées en France.

coefficients β_a propres à chaque âge a ($a=0$ à 21), on contraint ces coefficients à s'écrire sous la forme $\beta_a = \tilde{\beta} \cdot a + \beta_0 \cdot 1_{a=0} + \beta_{1-19} \cdot 1_{1 \leq a \leq 19} + \beta_{20} \cdot 1_{a=20} + \beta_{21} \cdot 1_{a=21}$. La spécification la plus large aurait bien sûr été plus satisfaisante mais, compte tenu du faible nombre d'observations disponibles pour cette estimation dans les données de l'EIR et de l'EIC, la spécification parcimonieuse a dû être retenue pour assurer la robustesse des coefficients estimés à chaque âge.

Les modèles de liquidation sont estimés sur les personnes observées dans l'EIR-EIC, nées en 1934 ou 1938, exerçant un emploi impliquant une affiliation à la CNAV et ne validant aucun trimestre au titre d'une période assimilée durant l'année des 60 ans. La durée validée à 60 ans est estimée comme la différence entre la durée validée tous régimes fournie par la CNAV dans l'EIR (variable DAS) et la somme des nombres de trimestres validés dans l'EIC (variable NTTV) entre la date anniversaire des 60 ans et la date de liquidation.

En pratique, le fait d'avoir atteint une durée suffisante pour le taux plein est un déterminant très fort du départ à la retraite. Les probabilités d'avoir liquidé à chaque âge, modélisées à la suite de l'estimation du modèle, laissent donc apparaître un décrochage significatif à l'âge où une durée suffisante pour le taux plein peut être atteinte, compte tenu du nombre de trimestres manquants à 60 ans (cf. graphique 8).

Graphique 8
Probabilité modélisée d'avoir liquidé (fonction cumulative) à chaque âge,
en fonction du nombre de trimestres manquants pour le taux plein à 60 ans,
pour les personnes encore en emploi à 60 ans



Lecture : à 60 ans, la probabilité d'avoir déjà liquidé un premier droit à la retraite est de 56 % pour les personnes qui disposent déjà d'une durée suffisante pour le taux plein (0 trimestre manquant) et de 13 % pour les personnes à qui il manque entre 1 et 20 trimestres.

Note : Le graphique représente la probabilité telle que modélisée à l'issue de l'estimation du modèle. Cas type retenu : moyenne des probabilités modélisées sur les huit catégories de sexe * quartile de niveau de salaire.

Personnes terminant leur carrière dans le secteur public

La sortie de l'emploi et la liquidation de la pension sont le plus souvent très rapprochées dans la fonction publique et les régimes spéciaux : l'écart entre l'âge moyen de radiation des cadres et l'âge moyen de première mise en paiement de la pension était ainsi inférieur à trois mois

dans la fonction publique en 2008¹². On fait donc l'hypothèse que les individus sortent de l'emploi, cessent de valider des trimestres et liquident leur pension simultanément.

Par ailleurs, le recul temporel est encore trop faible pour estimer les comportements effectifs de départ à la retraite dans le secteur public après la montée en charge des réformes de 2003. C'est vrai, à plus forte raison, pour les comportements de départ à la retraite dans les régimes spéciaux, suite à la réforme de 2008. Contrairement au cas du secteur privé, la modélisation des cessations d'activité pour le secteur public dans le cadre de PROMESS n'a donc pas pu être calibrée à partir d'observations sur des générations passées : la modélisation retenue ici est donc *ad-hoc*.

Pour modéliser la liquidation de la pension, on distingue d'une part les individus touchés par la réforme de 2003 des « autres », et, parmi ceux touchés, les agents « actifs » des agents « sédentaires ». Les salariés des régimes spéciaux sont le plus souvent considérés comme des salariés du public en catégorie active, sauf s'ils peuvent bénéficier d'un motif de départ particulier, permettant de partir à la retraite avant 55 ans strictement, auquel cas ils sont assimilés aux agents « autres » de la fonction publique. Rappelons par ailleurs que ces « autres » types de départs concernent les départs pour invalidité, pour tierce personne, les départs anticipés pour handicap ou carrière longue, les agents ayant occupé des postes classés en catégorie insalubre et les militaires. Parmi les pensionnés relevant de cette catégorie « autres », une partie a pu cesser son activité dans le secteur public avant 50 ans et reprendre ensuite une activité dans le privé. Si ces individus sont encore en emploi dans le privé après 50 ans ils relèvent dans le modèle PROMESS, pour leur cessation définitive d'emploi, de la modélisation décrite en (cf. page 16).

Pour les individus touchés par la réforme (actifs et sédentaires), on fait l'hypothèse que la liquidation a lieu lorsque la durée requise pour le taux plein est atteinte, au plus tôt à l'âge d'ouverture des droits, et au plus tard à l'âge limite. Il n'a pas été tenu compte des prolongations possibles au-delà de la limite d'âge.

Pour la sous-catégorie « autres », on réplique la distribution des âges de liquidation observés sur les générations 1938, 1940 et 1942 pour des catégories similaires (cf. tableau 3).

¹² Cf. « Rapport annuel sur l'état de la fonction publique – Faits et chiffres 2008-2009 », volume 1, page 547, DGAFP.

Tableau 3
Structure des âges de départ parmi la sous-catégorie « autres »

âge de départ à la retraite	gén 1938-1940-1942	génération 1950	génération 1974
avant 54 ans	38%	42%	56%
l'année des 54 ans	8%	13%	5%
l'année des 55 ans	14%	17%	12%
l'année des 56 ans	8%	7%	6%
l'année des 57 ans	6%	6%	5%
l'année des 58 ans	5%	3%	4%
l'année des 59 ans	5%	3%	4%
l'année des 60 ans et plus	17%	9%	9%

Lecture : 12 % des personnes nées en 1974, terminant leur carrière dans un régime du public et appartenant à la catégorie « autres » (c'est-à-dire autre que sédentaires et qu'actifs) partent à la retraite au cours de l'année de leurs 55 ans. Les proportions sont en réalité calculées pour chaque catégorie fine à 54 ans : les différences d'une génération à l'autre dans le tableau proviennent donc uniquement des différences de composition selon ces catégories fines (cf. page 13).

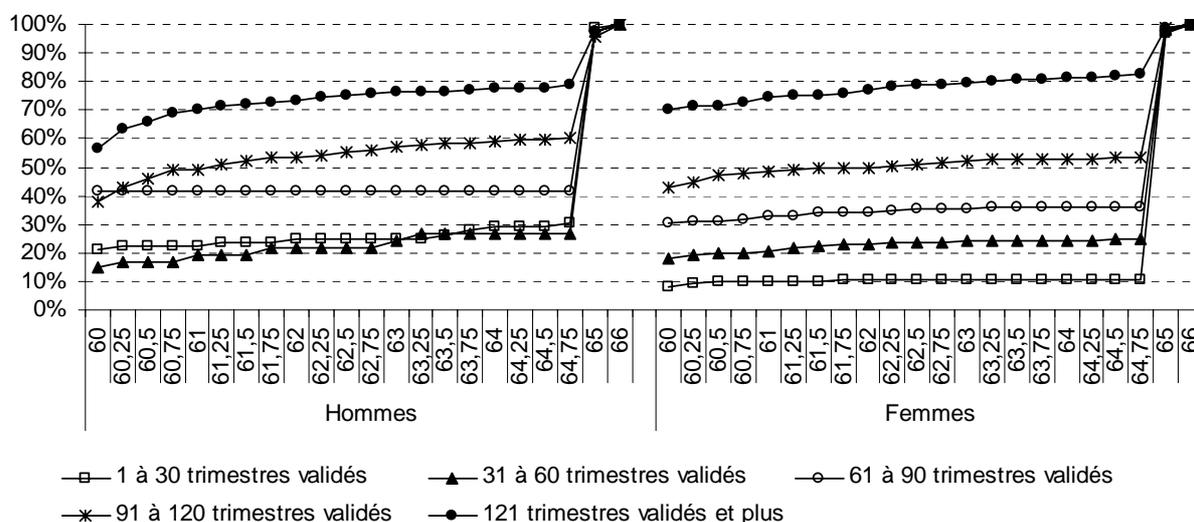
Personnes sorties définitivement de l'emploi avant 50 ans

Les personnes sorties définitivement de l'emploi avant 50 ans ne sont pas toutes identiques : une partie d'entre elles continue en effet de valider des trimestres, au titre des périodes assimilées (maladie, invalidité, chômage, etc.) après cet âge. Par ailleurs, certaines liquident dès l'âge minimal d'ouverture des droits, notamment au titre de l'inaptitude ou de l'ex-invalidité, alors que d'autres ne partent en retraite qu'à l'âge d'obtention automatique du taux plein, soit 65 ans. Une modélisation spécifique est donc appliquée pour ces personnes sorties de l'emploi avant 50 ans, afin de bien prendre en compte leur hétérogénéité.

Cette « modélisation » consiste en fait à leur appliquer les distributions d'âges de fin de validation et d'âges de liquidation observées pour les personnes nées en 1938 dans l'EIR-EIC, conditionnellement à leur sexe, leur pays de naissance (France / étranger) et leur durée validée jusqu'à 54 ans, regroupée en 6 tranches (0 trimestre ; 1 à 30 trimestres validés ; 31 à 60 trimestres ; 61 à 90 trimestres ; 91 à 120 trimestres ; 121 trimestres et plus).

À titre d'exemple, le graphique ci-dessous (graphique 9) représente les probabilités d'avoir déjà liquidé un droit à la retraite, en fonction de l'âge (âge exprimé en nombre de trimestres après 60 ans), et cela pour les hommes et pour les femmes nés en France.

Graphique 9
Probabilité d'avoir liquidé un premier droit à la retraite à chaque âge
pour les personnes qui ont cessé définitivement tout emploi avant 50 ans,
en fonction de la durée validée au cours de la carrière



Lecture : à 61 ans, 49,3 % des hommes nés en France et ayant validé entre 91 et 120 trimestres avant 54 ans (catégorie « 91-120 ») ont déjà liquidé leur droit à la retraite.

Agrégation et pondération

À l'issue de la deuxième étape (cf. *supra*), le modèle PROMESS a modélisé la proportion de personnes encore en emploi, en dispositif validant et à la retraite pour chaque génération et à chaque âge trimestriel. Les effectifs correspondants à ces états sur le marché du travail peuvent donc être obtenus simplement, à une date donnée, en multipliant ces proportions par l'effectif total de personnes de la génération encore en vie à la date d'observation choisie, puis en additionnant les effectifs pour toutes les générations¹³.

Cela nécessite de connaître les effectifs totaux en vie en 2005, année de base de la modélisation des effectifs (cf. **page 29**), puis à projeter les évolutions d'année en année de ces effectifs, pour chaque sexe et chaque génération, en prenant en compte les migrations de personnes nées à l'étranger (cf. **page 29**) ainsi que la mortalité à chaque âge (cf. **page 30**).

Une correction supplémentaire est appliquée de manière à prendre en compte les personnes qui liquident tous leurs droits dans les régimes de base sous la forme de versements forfaitaires uniques (VFU), et qui ne doivent donc pas être comptabilisées parmi les effectifs de retraités (cf. **page 37**).

¹³ Le modèle PROMESS peut être utilisé pour les générations nées à partir de 1942, pour lesquelles on dispose d'une information sur les carrières suffisamment exhaustive dans les données de l'EIC (les générations nées en 1934 et en 1938 sont également disponibles dans l'EIC, mais des trous de collecte importants ont été observés dans certains régimes). Pour projeter un nombre de retraités total, les effectifs de retraités pour les générations nées avant 1942 sont issus des observations pour 2005 à 2008 de l'enquête annuelle auprès des caisses de retraite (EACR) de la DREES, auxquels sont ensuite appliqués les coefficients de mortalité par génération, âge et sexe. Cela revient à faire l'hypothèse que les générations qui avaient 67 ans ou plus en 2008 étaient quasi-entièrement parties à la retraite à cette date.

Effectifs totaux en 2005 : calage sur les données de l'état-civil

Les effectifs totaux de personnes en vie à l'âge atteint en 2005 pour chaque sexe, pays de naissance (France / étranger) et génération sont tirés des données de l'état civil : section métropole (SM) et section hors métropole (SHM) du répertoire national d'immatriculation des personnes physiques (RNIPP). Ce choix est cohérent, dans la mesure où le modèle PROMESS est fondé sur les échantillons interrégimes de retraités (EIR) et de cotisants (EIC) qui sont échantillonnés dans le RNIPP. Les effectifs inscrits dans ce répertoire représentent donc bien la « population totale » dont les catégories du modèle PROMESS sont censées être représentatives.

Pour chaque catégorie du modèle PROMESS, l'effectif est obtenu en multipliant simplement l'effectif total du RNIPP par sexe, pays de naissance et génération par la proportion, au sein de l'ensemble défini par ces variables, associée à chaque quartile de niveau de salaire, régime de fin de carrière et durée validée à 54 ans (exprimée au trimestre près).

Effectifs totaux après 2005 : migrations

Une correction est réalisée, afin de prendre en compte, pour les effectifs totaux de personnes nées à l'étranger, les entrées sur le territoire français (et donc les entrées dans le RNIPP) survenues après 2005, date à laquelle les effectifs sont observés dans le RNIPP pour le modèle PROMESS.

À noter que, dans la problématique de PROMESS, on ne s'intéresse qu'aux entrées sur le territoire français, potentiellement associées à l'acquisition de droits à la retraite, et pas aux sorties. En effet, ces sorties ne grèvent pas les droits acquis pendant la période de résidence en France, et le modèle vise à estimer un nombre total de retraités des régimes français, quel que soit leur pays de résidence.

La méthode retenue pour réaliser la correction est fondée sur des observations de l'EIC 2005. On estime pour chaque âge A le taux d'augmentation entre A et $A+4$ du nombre de personnes ayant validé au moins un trimestre depuis leur naissance. Ce taux est non nul pour les nés en France (une personne résidente en France peut n'avoir jamais validé avant l'âge A , et commencer à le faire entre A et $A+4$), mais il est, à tout âge, supérieur pour les nés à l'étranger. On considère que le différentiel de taux d'augmentation entre nés en France et nés à l'étranger peut être imputé à l'augmentation de la population des nés à l'étranger du fait de l'immigration. On utilise donc ces différentiels de taux, qu'on chaîne de 4 ans en 4 ans pour estimer l'impact cumulé de l'immigration, et qu'on interpole pour les années intermédiaires.

Exemple : pour la génération 1970, le nombre de personnes nées à l'étranger ayant validé au moins 1 trimestre avant 35 ans est supérieur de 4% au nombre de personnes nées à l'étranger ayant validé au moins 1 trimestre avant 31 ans ; pour les nés en France, la différence n'est que de 1% => on considère que l'augmentation de la population des nés hors de France du fait de l'immigration entre 31 et 35 ans est égale à $+2,97\% = (1+4\%)/(1+1\%) - 1$

Le choix d'informations tirées de l'EIC pour calibrer les hypothèses de migration après 2005 correspond à un souci de cohérence des sources du modèle PROMESS, puisque ce modèle est calibré essentiellement à partir des données de l'EIR et de l'EIC. Une seconde méthode a

cependant été testée, pour juger de la robustesse de l'hypothèse. Cette méthode utilise les données de l'enquête Emploi en continu (moyenne 2003T1-2009T3) pour calculer, pour chaque âge et sexe, la proportion de personnes qui ne sont pas arrivées en France au cours de la dernière année (et étaient donc installées en France depuis plus d'un an) parmi l'ensemble des personnes nées hors de France. L'inverse de cette proportion s'interprète comme le taux d'augmentation de la population des nés à l'étranger, du fait de l'immigration, à âge donné. Il suffit ensuite de chaîner ces taux d'augmentation pour tous les âges (à partir de l'âge initial donné a). Au final, les deux méthodes donnent des résultats assez proches, même si dans l'ensemble la méthode à partir des données de l'enquête Emploi aboutit à une immigration plus forte que la méthode à partir des données de l'EIC (surtout aux âges les plus jeunes, avant 30 ans).

Effectifs totaux après 2005 : correction de la mortalité

La mortalité est prise en compte en appliquant aux effectifs du RNIPP en 2005 les coefficients de mortalité pour chaque sexe, âge et année, modélisés dans les projections de population de l'Insee de 2005.

Cela implique notamment que la mortalité est supposée orthogonale à toutes dimensions autres que celles liées au sexe ou à la date (c'est-à-dire l'âge et la génération). En particulier, aucune mortalité différentielle n'est considérée, dans le modèle, selon le quartile de niveau de salaire, le secteur de fin de carrière, la durée validée ou les âges de fin d'emploi et de liquidation.

Par ailleurs, une correction spécifique pour la mortalité avant 2005 est réalisée en ce qui concerne les personnes nées à l'étranger dans le RNIPP (section hors métropole – SHM). Cette correction vise à tenir compte du fait que la mortalité peut y être sous-estimée, puisque les décès des personnes ayant quitté la France ne sont pas systématiquement renseignés. En effet, si on observe la mortalité d'une année sur l'autre (c'est-à-dire, pour une extraction donnée du RNIPP, le pourcentage de personnes vivantes une année donnée qui ne le sont plus l'année suivante), les coefficients de mortalité sont plus faibles pour les nés à l'étranger (section hors métropole SHM) que pour les nés en France (section métropole – SM) (cf. graphique 10)

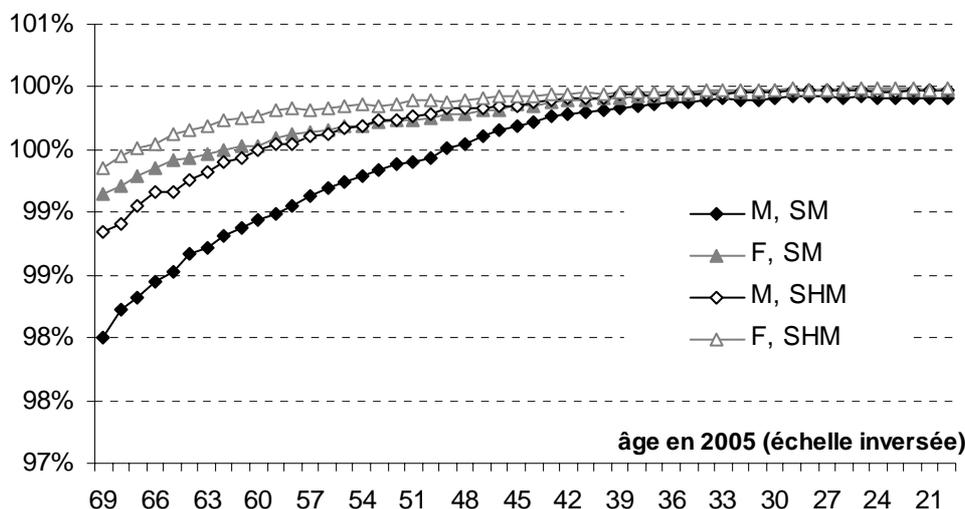
On peut considérer que ce différentiel de mortalité constaté est dû uniquement au fait que certains décès ne sont pas renseignés dans le RNIPP-SHM, la mortalité devant sinon être similaire entre nés en France et nés à l'étranger à âge et sexe donné. Pour les nés à l'étranger, on « corrige » donc l'effectif des vivants en 2005 en appliquant un coefficient égal au différentiel de mortalité (par rapport aux nés en France) cumulé entre l'âge de 20 ans et l'âge en 2005. Par exemple, pour les personnes qui ont 40 ans en 2005 (génération 1965) :

$$\text{Effectif (corrigé)}_{1965}^{\text{nés étranger}} = \text{Effectif (RNIPP - SHM)}_{1965}^{\text{nés étranger}} * \frac{Txmort_{20ans}^{SM} * Txmort_{21ans}^{SM} * \dots * Txmort_{40ans}^{SM}}{Txmort_{20ans}^{SHM} * Txmort_{21ans}^{SHM} * \dots * Txmort_{40ans}^{SHM}}$$

où $Txmort_{20ans}^{SHM}$ représente (par exemple) la mortalité constatée entre 2004 et 2005 pour les personnes nées hors de France (SHM) et ayant 20 ans en 2005. Le quotient de correction est bien toujours inférieur à 1 puisque, à chaque âge, la mortalité « constatée » dans le RNIPP est

plus forte pour la section métropole que pour la section hors métropole $Tx_{mort}_a^{SM} < Tx_{mort}_a^{SHM} \forall \text{ âge } a$.

Graphique 10
Taux de survie selon l'âge entre 2004 et 2005, parmi les personnes immatriculées au RNIPP en 2005



Lecture : dans le RNIPP 2005, 98 % des hommes nés en France (« M, SM ») en 1936 (ayant 69 ans en 2005) et vivants au 31/12/2004 sont encore vivants au 31/12/2005.

Limites et pistes d'évolution

Comme tout modèle de projection, PROMESS fait un certain nombre d'hypothèses et de simplifications qui, si elles sont légitimes et ne représentent vraisemblablement qu'un faible facteur d'erreur dans un cadre d'utilisation défini, peuvent rendre l'utilisation du modèle problématique pour certains autres usages. Certaines de ces simplifications sont liées à des choix structurels de modélisation. D'autres sont contraintes par les données disponibles. En énumérer les principales permet, en creux, de décrire les limites à l'utilisation du modèle et de souligner les pistes d'évolution les plus prometteuses.

Avant cela, il convient également de rappeler que, pour des raisons de robustesse, il est toujours préférable de privilégier l'analyse des résultats exprimés comme des grandeurs relatives (par exemple des proportions au sein de chaque génération ou des écarts entre un scénario central et un scénario de réforme), plutôt que des résultats absolus (par exemple l'effectif total de retraités). L'incertitude liée à l'erreur de modélisation a en effet un impact cumulatif dans le second cas, alors qu'elle a plus de chance d'être constante dans le temps, voire d'être neutralisée, dans le premier cas.

Des améliorations paramétriques envisageables

Le traitement des données de carrière dans PROMESS n'exploite qu'une partie de la richesse de l'information contenue dans l'EIC. En particulier, la complétion des carrières jusqu'à 54 ans ne se fonde que sur la durée validée totale tous régimes et le quartile de niveau de revenu d'activité pour chaque période quadriennale. Elle n'utilise pas en revanche d'autres dimensions, potentiellement déterminantes, comme le régime d'affiliation (public/privé) ou le

type de périodes validées (emploi, chômage, maladie, AVPF, ...) La prise en compte de toutes ces dimensions conjointement n'est bien sûr pas possible, dans la mesure où l'EIC n'est qu'un échantillon de la population totale, et qu'il ne permet donc pas d'être précis sur des catégories définies de manière trop fine. Mais l'une au moins des dimensions devrait être prise en compte dans les versions ultérieures du modèle. Il a en effet été souligné que PROMESS modélise une augmentation de la proportion de personnes terminant leur carrière dans le secteur public (cf. page 13), qui n'est imputable techniquement qu'à des effets de composition, sans qu'il soit possible de déterminer s'il s'agit bien d'une augmentation réelle de cette proportion. La prise en compte du régime d'affiliation en cours de carrière, au moins dans une dichotomie simple public/privé, devrait permettre d'améliorer cet aspect.

Dans le même ordre d'idée, le modèle fait l'hypothèse que les indépendants ont le même comportement de liquidation que les salariés du privé. Cette hypothèse est liée au faible nombre d'observations dans les données de l'EIC et de l'EIR, qui ne permet pas d'estimer un modèle de liquidation spécifique aux indépendants, voire des modèles spécifiques à chacune des principales catégories parmi ces indépendants (agriculteurs, commerçants, artisans, professions libérales). Une telle estimation pourrait néanmoins devenir possible à l'avenir, notamment grâce à l'augmentation de la taille de l'échantillon dans la vague 2008 de l'EIR. D'une manière générale, les prochaines vagues des échantillons (EIR de 2008 et EIC de 2009) devraient permettre de mettre à jour et améliorer l'estimation des paramètres des modèles de fin de carrière. Le modèle de fin de carrière pour les fonctionnaires pourra également être affiné lorsque le recul temporel sera plus substantiel par rapport à la réforme de 2003.

Enfin, un certain nombre de trimestres validés ne sont pas connus dans les données de l'EIC (périodes validées à l'étranger, bonification de durée accordées par certains régimes, une partie des trimestres assimilés pour chômage non-indemnisé et des trimestres reconnus équivalents, etc.). Ces trous de collecte peuvent induire une sous-estimation de la durée validée pour certaines personnes, et donc un biais sur la distribution des durées validées jusqu'à 54 ans dans la population, qui détermine notamment les pondérations associées à chaque catégorie dans PROMESS. Une amélioration du modèle pourrait donc consister à imputer les trimestres correspondants, de la même manière que les majorations de durée d'assurance pour enfants et que les trimestres de service national manquant font déjà l'objet d'une imputation.

Les limites structurelles du modèle

Certains choix de modélisation sont structurels et limitent le cadre d'utilisation du modèle. En premier lieu, la modélisation des cessations d'activité accorde une place primordiale à l'âge où est atteint le taux plein. Dans le secteur privé, cette dimension est déterminante, même si elle n'empêche pas que des départs à la retraite aient lieu à d'autres âges. Elle l'est plus encore dans le secteur public où, faute d'un recul temporel suffisant depuis la réforme de 2003, on fait l'hypothèse que le départ a lieu au taux plein. Les hypothèses faites sur les comportements impliquent que les projections de PROMESS sont pertinentes pour étudier des réformes des retraites qui restent proches du cadre actuel : par exemple, une modification de la durée requise pour le taux plein ou un décalage modéré de l'âge d'ouverture des droits ou

de l'âge d'acquisition automatique du taux plein¹⁴. À l'inverse le modèle, sous sa forme actuelle, n'est pas conçu pour étudier des réformes s'écartant fortement du cadre réglementaire actuel (par exemple, un relèvement très fort des bornes d'âges¹⁵), jouant sur d'autres paramètres que la durée et l'âge (par exemple, une modification des barèmes de la décote et de la surcote¹⁶) ou modifiant structurellement les conditions de liquidation des droits (par exemple, l'instauration d'âge d'ouverture des droits distincts selon d'autres critères que la génération et la durée validée ou, plus radicalement, le passage à un régime en comptes notionnels).

Par ailleurs, PROMESS a été conçu pour étudier les conséquences de réformes des systèmes de retraites. Il ne modélise pas de manière explicite et ne permet pas de paramétrer spécifiquement d'autres déterminants de l'emploi des seniors : conjoncture économique, dispositifs publics de chômage ou de préretraite, etc. Ces déterminants ne sont bien sûr pas ignorés : ils apparaissent de manière implicite dans l'estimation des paramètres des modèles de cessation d'emploi. Mais cette prise en compte implicite implique que le modèle fait l'hypothèse, contrainte, que ces déterminants resteront similaires à leur niveau actuel¹⁷ pour toute la période de projection. Cela signifie d'une part que le modèle ne permet pas d'étudier des réformes de l'un des déterminants autres que les systèmes de retraite, et d'autre part que toute modification de l'équilibre du marché du travail des seniors par rapport à l'équilibre actuel représente un facteur d'incertitude supplémentaire sur les projections.

Pour finir, PROMESS est un modèle qui s'intéresse aux âges (de cessation d'emploi et de liquidation), mais ne vise pas et ne permet pas d'étudier les montants des pensions. Ces montants seraient difficiles à intégrer dans le modèle, du fait d'une conséquence indirecte du choix d'une approche « méso », c'est-à-dire agrégée par catégorie d'affiliés aux régimes de retraite. L'approche « âge » permet en effet de ne prendre en compte que la durée validée cumulée jusqu'à 54 ans, puisque seule la durée totale importe pour le taux plein, et donc de ne ventiler la population totale qu'en un nombre modéré de catégories. Une approche permettant d'estimer un niveau de pension nécessiterait de prendre en compte, de surcroît, toute l'hétérogénéité liée à la chronique complète des revenus d'activité annuels, ce qui n'est guère possible dans le cadre d'une approche agrégée par catégories. Dans ce dernier cas, l'approche

¹⁴ Le modèle est paramétré pour prendre en compte des réformes de ce type, qui peuvent donc être mises en œuvre très facilement. Certaines autres réformes des retraites peuvent également être modélisées, mais nécessitent un travail plus important de programmation. C'est le cas, par exemple, de réformes modifiant les conditions d'éligibilité aux dispositifs de retraite anticipée pour carrière longue.

¹⁵ Contrairement aux exemples suivants, ce scénario ne pose pas des problèmes de mise en œuvre technique du modèle, mais il soulève des questions quant à la pertinence des résultats. En effet, le modèle de départ à la retraite implique, par exemple, qu'une personne qui dispose d'une durée suffisante pour le taux plein dès l'âge d'ouverture des droits a la même probabilité de poursuivre son activité après cet âge (et donc de bénéficier d'une surcote), quel que soit cet âge. Si cette hypothèse reste plausible tant que l'âge d'ouverture des droits reste proche de 60 ans, elle l'est moins lorsque ce dernier est très fortement relevé après 60 ans.

¹⁶ Il est, pour cette raison, peu approprié pour étudier spécifiquement l'impact de la réforme de 2003 dans la fonction publique.

¹⁷ Plus précisément à leur niveau au cours de la fin des années 1990 et du début des années 2000, puisque c'est à partir d'observations correspondant à ces années qu'ont été estimés les paramètres des modèles de cessation d'emploi.

par la microsimulation est préférable¹⁸. Il ne s'agit plus alors d'une évolution du modèle PROMESS, mais du passage à un modèle structurellement différent, ce qui sort du cadre de ce document de travail. Il peut néanmoins être envisageable de mobiliser certains modules de PROMESS dans le cadre d'un exercice de microsimulation : cet usage est moins satisfaisant que la conception d'un modèle de microsimulation complet, mais peut représenter une solution transitoire acceptable. À titre d'exemple, le module de cessation d'emploi et de liquidation de la retraite de PROMESS pourrait être utilisé pour simuler les fins de carrière de personnes dont les carrières sont presque entièrement observées dans l'EIC (au moins jusqu'à l'âge de 54 ans). Les changements de régime et les évolutions du salaire sont en effet rares en toute fin de carrière, et la modélisation de PROMESS permet donc une simulation tout à fait acceptable.

¹⁸ Cela implique notamment que l'approche « méso » de PROMESS n'est a priori pas adaptée pour des comportements de cessation d'activité déterminés par un niveau espéré de la pension de retraite ou du taux de remplacement, plutôt que par un objectif d'âge (tel que l'âge où le taux plein est atteint). Une modélisation de type « Stock et Wise » n'aurait donc guère de sens dans le cadre de PROMESS.

Bibliographie

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

Coudin E. (2007), « Projections de population active à l'horizon 2050 : des actifs en nombre stable pour une population âgée toujours plus nombreuse », *Économie et statistique* n°408-409, pp.113-136

DGAFP, « Rapport annuel sur l'état de la fonction publique – Faits et chiffres 2008-2009 », volume 1

DREES, « Les retraités et les retraités en 2008 », Collection Études et Statistiques

Vallin Jacques et Meslé France, 2001. – Tables de mortalité françaises pour les XIXe et XXe siècles et projections pour le XXIe. – Paris, INED, 102 p + CD-Rom (Données statistiques n 4-2001).

Annexe 1 - Comparaison PROMESS – EACR

Un exercice de comparaison entre les effectifs de retraités projetés par le modèle PROMESS et ceux observés dans l'Enquête annuelle auprès des caisses de retraite (EACR) de la DREES, a été mené. Dans un premier temps, une estimation des effectifs de retraités « tous régimes » a été réalisée à partir des données de l'EACR par génération pour les années 2005 à 2008. Cette estimation a ensuite été comparée à celle obtenue par PROMESS pour affiner le calage du modèle, notamment pour la montée en charge des départs anticipés pour carrières longues après 2004, et pour corriger les effectifs de retraités de la part de ceux qui liquident en versement forfaitaire unique (VFU) ou ne liquident jamais leur pension.

Effectifs de retraités tous régimes à partir de l'EACR

L'EACR fournit le nombre de retraités au 31 décembre de chaque année dans chacune des principales caisses de retraite françaises. La consolidation de ces effectifs en un effectif de retraités tous régimes a été réalisée à partir d'une méthode similaire à celle utilisée pour l'estimation annuelle du nombre de retraités tous régimes et publiée chaque année par la DREES¹⁹. Elle porte néanmoins uniquement sur les retraités de 50 ans et plus dans un régime de base, et est effectuée par génération pour les générations comprises entre 50 et 65 ans. Les retraités titulaires d'une pension uniquement dans un régime complémentaire sont exclus, ce qui est aussi le cas dans PROMESS.

Les données de la CNAV, des régimes de base alignés, de la CNRACL et du service des retraites de l'État ont été utilisées. Les taux de couverture du nombre de pension, ainsi que le nombre moyen de pensions par retraité, sont calculés à partir de l'EIR 2004 et de l'EIR 2008. Ils sont ensuite calculés pour les années 2005 à 2007 par extrapolation linéaire.

Correction des liquidations en versement forfaitaire unique

Les effectifs de retraités de PROMESS sont corrigés des personnes liquidant tous leurs droits dans des régimes de base sous forme d'un VFU (par exemple les individus ayant effectué la plus grande partie de leur carrière à l'étranger). Par convention, on inclut également parmi ces personnes celles qui ne liquideront jamais leurs droits, ce qui peut être le cas lorsque ces derniers sont très faibles. La correction consiste à diminuer de 7 % la valeur obtenue en multipliant les effectifs totaux dans le RNIPP par la probabilité d'avoir liquidé un droit à la retraite dans un régime de base. Cette proportion est calculée à partir du ratio entre les effectifs de retraités effectivement observés dans l'EACR et les effectifs présents dans le RNIPP pour les générations 1932 à 1941 : 85 % des effectifs RNIPP sont retraités. Parmi les 15 % restant, 8 % correspondent à des personnes qui ne sont affiliées à aucun régime de retraite (proportion estimée à partir de l'EIC). Le solde, soit 7 %, est considéré comme représentatif des personnes qui partent en VFU.

La correction n'est appliquée qu'aux effectifs de retraités de 65 ans et plus. On fait donc l'hypothèse que toutes les liquidations en VFU ont lieu à 65 ans. La justification est que ces liquidations concernent des montants de pension très faibles, correspondant à des carrières incomplètes, si bien que le taux plein est rarement atteint avant 65 ans.

¹⁹ Cf. « Les retraités et les retraités en 2008 », Collection Études et Statistiques, DREES.

Comparaison avec les effectifs de PROMESS

Les écarts entre PROMESS et l'estimation tous régimes corrigée proviennent des écarts de prévision des flux de départ par âge, notamment aux âges de 56 et 57 ans, qui correspondent aux départs anticipés pour carrière longue : PROMESS sous-estime les départs anticipés. Entre 2005 et 2008, ces départs ont eu lieu majoritairement avant 59 ans, ce qui se répercute sur les écarts des années suivantes.

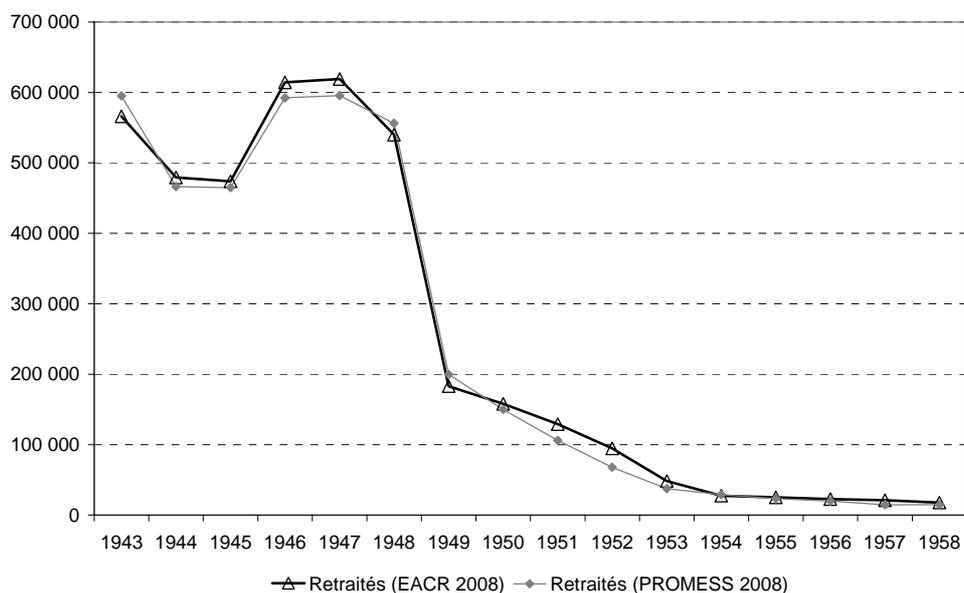
Tableau 4
Comparaison des effectifs de retraités par année et par classe d'âge

Effectifs de retraités (en milliers)	2005	2006	2007	2008
PROMESS	13 187	13 612	14 084	14 537
EACR (régimes de base, retraités de 50 ans et plus)	13 157	13 660	14 193	14 611
Écart total	30	-48	-109	-74
Écart 50-54 ans	-13	-13	-13	-13
Écart 55-59 ans	47	-15	-85	-52
Écart 60 ans	23	17	11	16
Écart 61-64 ans	-26	-37	-53	-67
Écart 65 ans	0	0	32	29
Écart 66 ans	0	0	0	14

Sources : Drees, EACR 2005 à 2008, EIR 2004 et 2008, et modèle PROMESS.

Champ : personnes, nées en France ou à l'étranger, retraitées dans un régime de base, hors VFU.

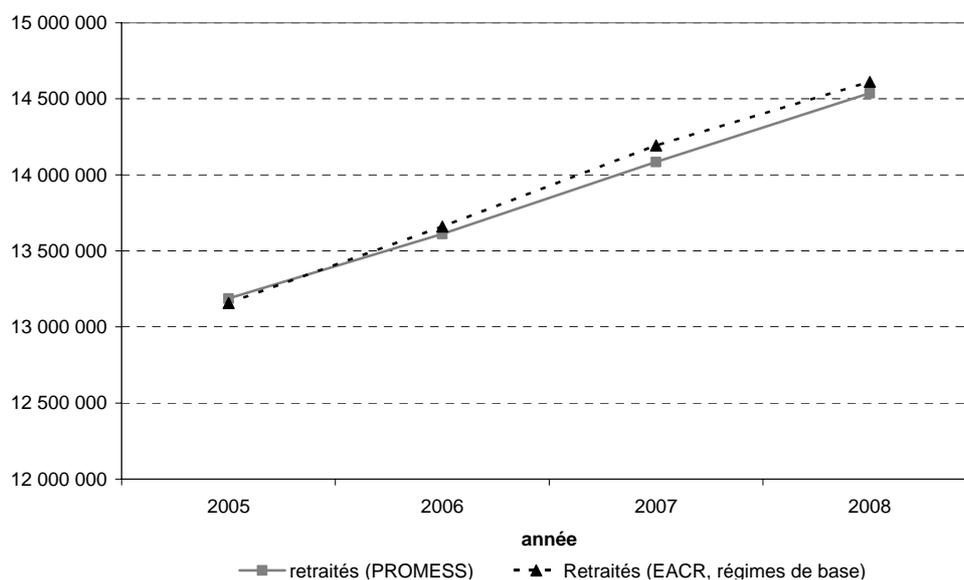
Graphique 11
Effectifs de retraités de 50 à 65 ans selon la génération en 2008



Sources : Drees, EACR 2008, EIR 2004 et 2008, et modèle PROMESS.

Champ : personnes, nées en France ou à l'étranger, retraitées dans un régime de base, hors VFU.

Graphique 12
Comparaison des effectifs totaux de retraités – 2005-2008



Sources : Drees, EACR 2005 à 2008, EIR 2004 et 2008, et modèle PROMESS.

Champ : personnes, nées en France ou à l'étranger, retraitées dans un régime de base, hors VFU.

Note : pour les effectifs totaux du modèle PROMESS, les effectifs de retraités des générations nées en 1941 et avant sont ceux issus de l'EACR.

Annexe 2 - Effets modélisés des réformes de 1993 et 2003

Plusieurs études économétriques récentes ont visé à estimer l'impact des réformes des retraites de 1993 et de 2003, et notamment de l'allongement de la durée requise pour le taux plein, sur les âges de liquidation d'un droit à la retraite ou de cessation d'emploi. Ces études montrent généralement que, pour les personnes réellement touchées par les réformes, l'allongement de la durée requise a un impact statistiquement significatif sur l'âge de départ à la retraite.

Ces estimations à partir d'études économétriques présentent l'avantage de représenter des résultats « toutes choses égales par ailleurs ». Elles correspondent bien à l'impact des réformes, et non à des effets de composition ou des évolutions qui se produiraient de manière concomitante mais indépendante des réformes. Les estimations des études microéconométriques présentent, en revanche, l'inconvénient de ne pas pouvoir s'interpréter facilement comme un « effet » global des réformes sur la population entière et de ne pas pouvoir se comparer directement à des grandeurs usuelles, telles que l'âge moyen de liquidation ou de cessation d'emploi.

Les projections du modèle PROMESS permettent de pallier cet inconvénient. Le modèle est en effet d'une part calibré à partir d'estimations prenant bien en compte l'effet des réformes des retraites, et d'autre part conçu pour modéliser des effets moyens sur l'ensemble de la population, en tenant compte de la composition de cette population selon ses diverses composantes.

Dans cette annexe, on illustre donc l'impact des réformes de 1993 et 2003, pour les générations nées entre 1950 et 1974, sur divers indicateurs simples estimés à partir du modèle PROMESS. Cet exercice est bien sûr théorique, puisqu'il ignore les réformes des retraites postérieures à 2003, notamment celle de 2010. Cependant, même si de telles réformes modifient les évolutions futures, il est intéressant d'étudier les résultats de la projection pour les seules réformes passées jusqu'à un horizon relativement lointain, afin d'observer à la fois les conséquences de court terme et de long terme de ces réformes passées.

Pour les générations actuellement en âge de partir à la retraite, les réformes de 1993 et 2003 ont abouti à une baisse de l'âge de départ à la retraite, du fait des dispositifs de départ anticipé pour carrière longue, qui permettent de liquider à partir de 56 ans. L'âge moyen de liquidation serait ainsi de 60,8 ans pour les hommes nés en 1950 (hormis ceux qui terminent leur carrière dans un régime de la fonction publique ou un régime spécial), alors qu'il aurait été de 61,3 ans avec la législation antérieure à la réforme de 1993 (cf. graphique 13).

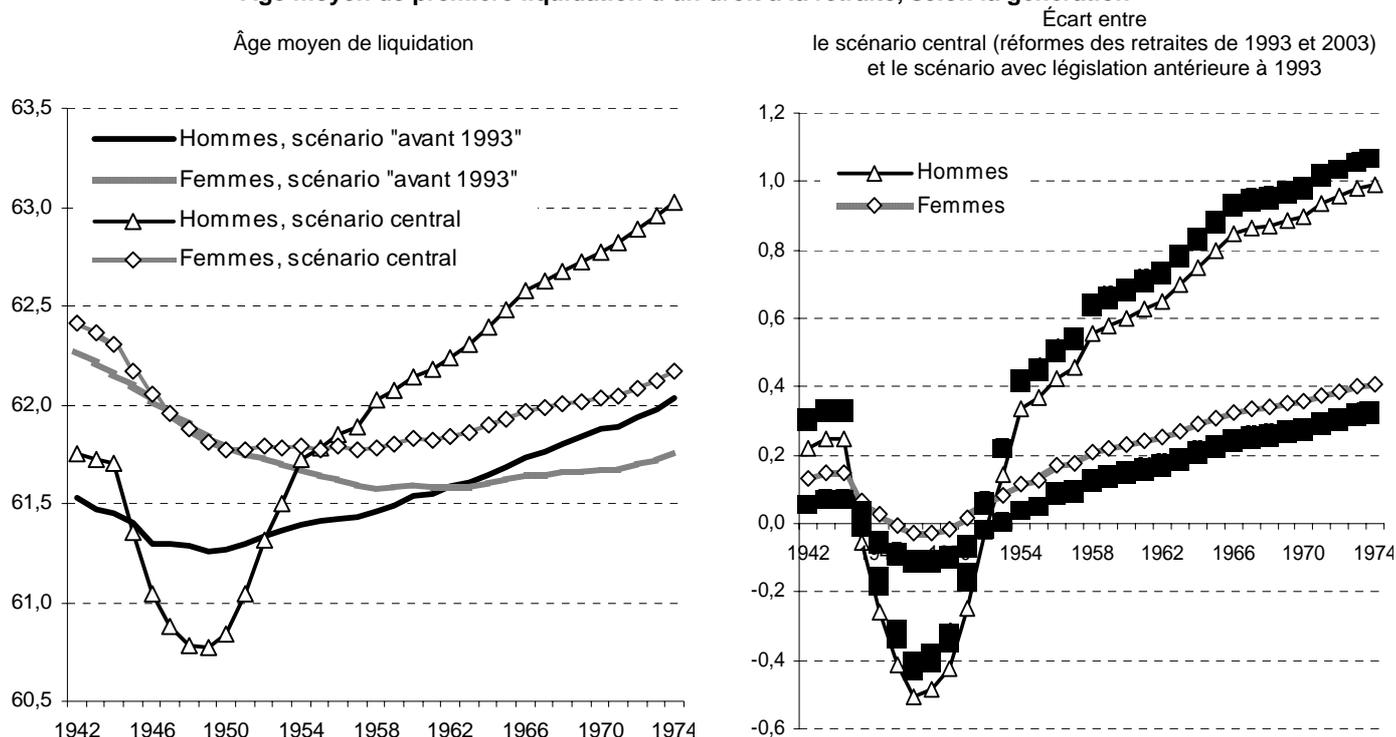
La conclusion est en revanche différente à long-terme, du fait de l'entrée plus tardive sur le marché du travail des générations récentes. D'une part, pratiquement plus aucune personne des générations nées après 1970 ne réunit les conditions pour un départ anticipé dans le cadre de dispositif de carrière longue ; d'autre part, du fait des durées validées plus courtes observées en début de carrière, une proportion importante des personnes ne dispose pas, à 60 ans, d'une durée suffisante pour une liquidation au taux plein : beaucoup sont donc amenées à retarder leur départ à la retraite après cet âge.

À l'horizon 2030 (pour les générations nées à partir des années 1970), l'allongement de la durée requise pour le taux plein résultant des réformes de 1993 et 2003 aurait eu, en l'absence de réformes supplémentaires, pour effet de décaler l'âge moyen de départ à la retraite de 12 mois pour les hommes (1 an) et de 5 mois pour les femmes (0,4 an).

Notons que, dans les régimes du public et les régimes spéciaux, les réformes sont trop récentes pour qu'un impact puisse être correctement estimé à l'heure actuelle, si bien que la modélisation reste plus frustrante pour ces régimes dans le modèle PROMESS. Pour cette raison, les âges moyens de liquidation et cessation d'emploi présentés dans les graphiques 13 et 14 sont calculés sur un champ excluant les salariés qui terminent leur carrière dans un régime de la fonction publique ou un régime spécial (SNCF, RATP, CNIEG, CANSSM, ENIM).

Il convient également de rappeler que les résultats présentés ici sont issus d'une modélisation, et ne sont donc valides que si les hypothèses formulées pour la projection se réalisent effectivement. Dans le cas présent, l'impact modélisé à long-terme correspondra bien à l'impact effectif des réformes si le comportement de « recherche du taux plein », observé sur les générations parties récemment à la retraite et sous-jacent à la modélisation de PROMESS, reste le modèle de comportement effectif des générations futures.

Graphique 13
Âge moyen de première liquidation d'un droit à la retraite, selon la génération



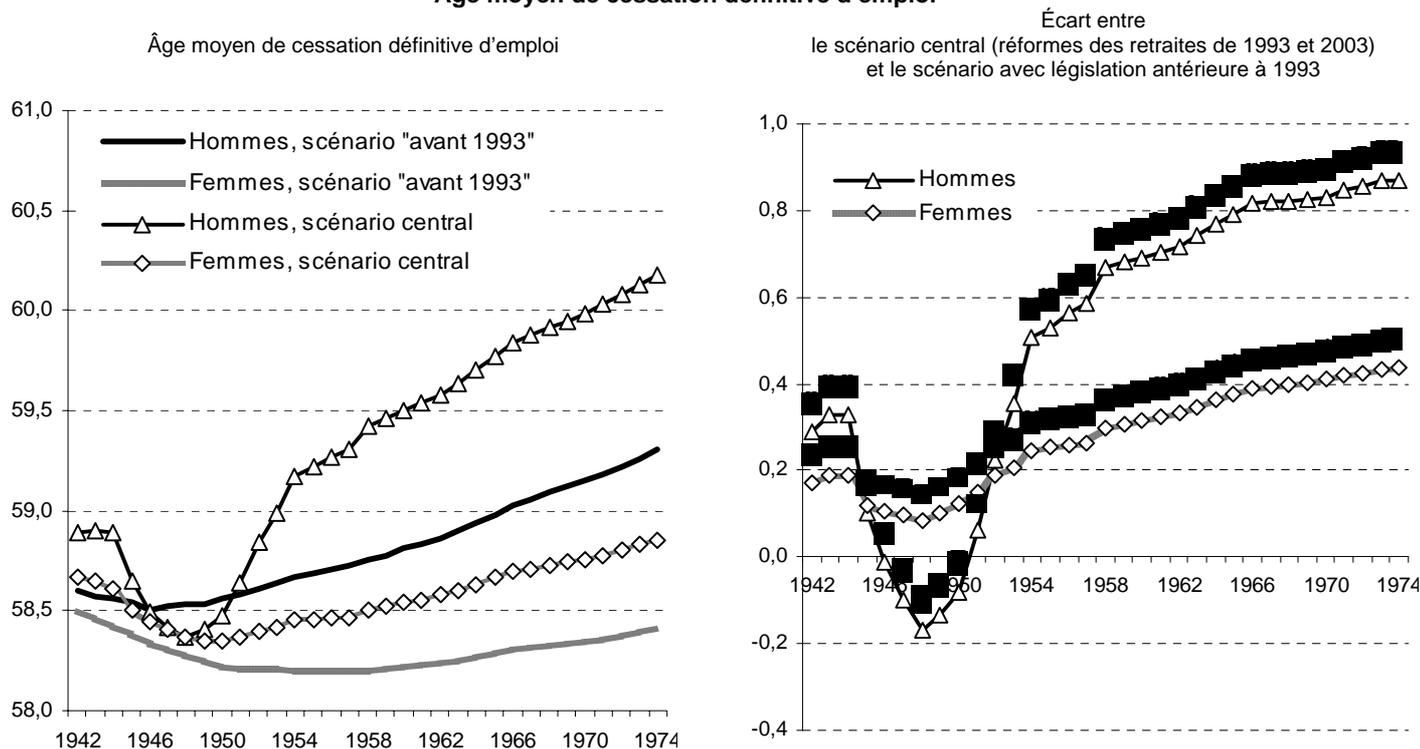
Sources : Drees, EIC 2005 et modèle PROMESS.

Champ : personnes, nées en France ou à l'étranger, dont le dernier régime de carrière est un régime "privé" (c'est-à-dire hors fonction publique -FPE et CNRACL- et régimes spéciaux (SNCF, CNIEG, RATP, ENIM et CANSSM)).

L'impact est de même ampleur, bien que très légèrement atténué, sur l'âge de cessation définitive d'emploi des personnes encore en emploi après 50 ans (cf. graphique 14). Pour la génération née en 1974, il serait ainsi en moyenne de 60,2 ans (au lieu de 59,3) pour les hommes et de 58,9 ans (au lieu de 58,4) pour les femmes. La comparaison des impacts sur

l'âge de cessation d'emploi et sur l'âge de liquidation doit cependant être interprétée avec prudence, du fait de la différence de champ : le premier indicateur est calculé sur un champ plus restreint, excluant les personnes sorties définitivement de l'emploi avant 50 ans. L'âge de liquidation de ces dernières est généralement peu sensible aux réformes, parce qu'elles liquident de toute façon souvent soit à 60 ans au titre de l'inaptitude ou de l'ex-invalidité, soit à 65 ans.

Graphique 14
Âge moyen de cessation définitive d'emploi



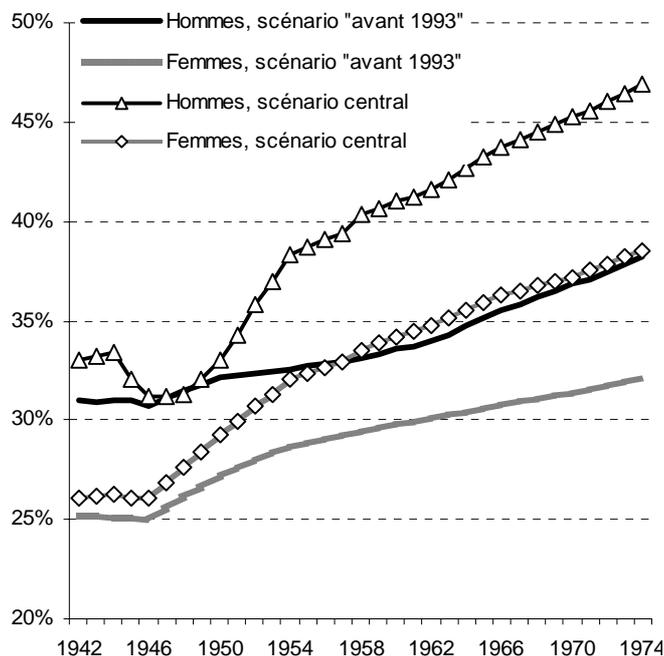
Sources : Drees, EIC 2005 et modèle PROMESS.

Champ : personnes, nées en France ou à l'étranger, encore en emploi après l'âge de 50 ans et dont le dernier régime de carrière est un régime "privé" (c'est-à-dire hors fonction publique -FPE et CNRACL-, SNCF, CNIIEG, RATP, ENIM et CANSSM).
Note : dans le modèle PROMESS, on fait l'hypothèse que les personnes cessent définitivement tout emploi lorsqu'elles liquident leur droit à la retraite. L'activité dans le cadre du cumul emploi-retraite n'est donc pas prise en compte dans l'estimation de l'âge de cessation définitive d'emploi.

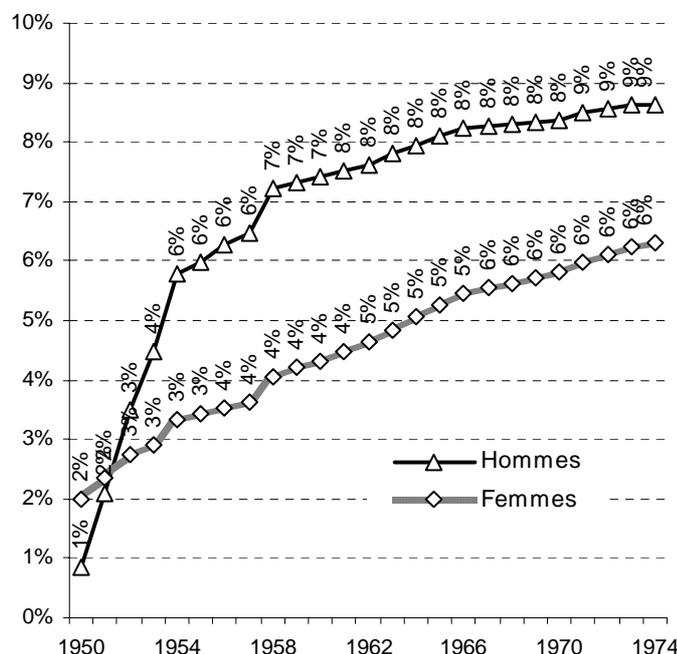
Les taux d'emploi entre 55 et 64 ans seraient de 6 à 9 points plus élevés à long terme du fait des réformes de 1993 et 2003 (cf. graphique 15). Ils atteindraient près de 47 % pour les hommes et de 38 % pour les femmes pour les personnes nées en 1974. Du fait de différences de concept, ces taux ne sont pas directement comparables aux taux d'emploi « au sens du bureau international du travail (BIT) », publiés habituellement par l'Insee à partir de son enquête Emploi. Le taux d'emploi par génération n'est pas non plus comparable au taux d'emploi annuel, construit lui aussi à partir des résultats de PROMESS, dans l'annexe suivante. À quelques points de pourcentage près, les niveaux restent cependant proches quel que soit le concept, si bien que l'impact des réformes devrait vraisemblablement être de même ampleur sur le taux d'emploi au sens du BIT.

Graphique 15
Taux d'emploi moyen entre 55 et 64 ans, par génération

Taux d'emploi moyen entre 55 et 64 ans



Écart entre le scénario central (réformes des retraites de 1993 et 2003) et le scénario avec législation antérieure à 1993



Sources : Drees, EIC 2005 et modèle PROMESS.

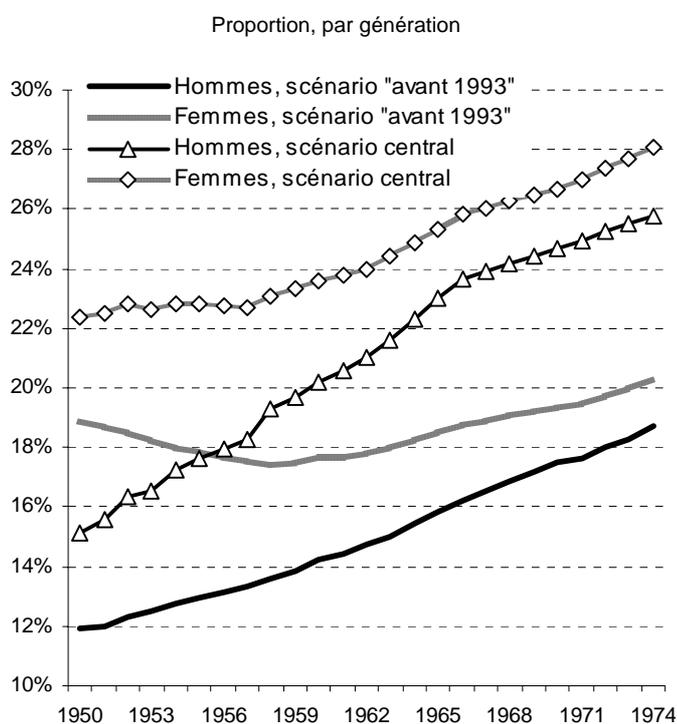
Champ : personnes résidentes en France au moment de la retraite.

Note : les taux d'emploi présentés dans ce graphique ne sont pas directement comparables aux taux d'emploi des 55-64 ans par année, estimés à partir de l'enquête Emploi et publiés par l'Insee. D'une part, il s'agit de taux par génération et non par année (mêlant des personnes de diverses générations) ; d'autre part, le concept d'emploi diffère. Le fait d'être en emploi est approché par le fait que l'âge est inférieur à l'âge de cessation définitive d'emploi, défini par l'enregistrement d'une période d'emploi dans les sources administratives. Ce concept diffère de l'emploi au sens du Bureau international du travail (BIT), observé au cours d'une semaine de référence donnée, utilisé par l'Insee pour ses publications.

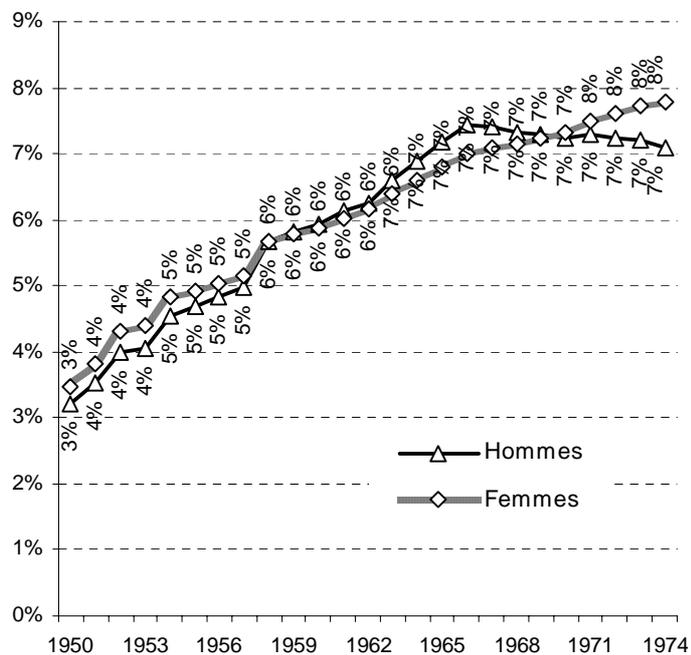
Par ailleurs, l'estimation sur le champ des personnes résidentes en France est une approximation, réalisée en affectant aux personnes nées à l'étranger une pondération inférieure à 1, égale à la probabilité de résider en France au moment de la retraite compte-tenu du sexe et de la durée de carrière validée.

Enfin, avec l'allongement de la durée requise pour le taux plein, une proportion grandissante de la population atteint l'âge de 60 ans avec une durée validée inférieure à cette durée légale. Certaines personnes repoussent leur âge de cessation d'activité, ou bien attendent l'âge d'acquisition automatique du taux plein (65 ans), mais pas toutes. Une partie plus importante de la population liquide donc sa pension de retraite avec une décote, ou bien au titre d'un dispositif tel que l'inaptitude ou l'ex-invalidité. En l'absence de réformes, la proportion de personnes dans cette situation aurait été d'environ 20 % de la population née en 1974 (cf. graphique 16), pour les hommes comme pour les femmes. Sous l'effet des réformes de 1993 et de 2003 (et sans effet de réformes ultérieures), cette proportion augmenterait de 7 points et se situerait entre 25 et 30 % de la population.

Graphique 16
Proportion de chaque génération ne liquidant pas au taux plein au titre de la durée ou de l'âge



Écart entre
 le scénario central (réformes des retraites de 1993 et 2003)
 et le scénario avec législation antérieure à 1993



Sources : Drees, EIC 2005 et modèle PROMESS.

Champ : personnes résidentes en France au moment de la retraite.

Note : le graphique représente la proportion de personnes liquidant avant l'âge d'acquisition automatique du taux plein (65 ans) avec une durée inférieure à la durée requise pour le taux plein (150 trimestres dans le scénario « avant 1993 », entre 162 et 164 trimestres dans le scénario central, sous l'effet des réformes de 1993 et 2003). Ces personnes ont donc liquidé au titre de l'inaptitude ou de l'ex-invalidité, ou bien ont fait l'objet d'une décote.

Annexe 3 - Comparaison avec les taux d'emploi observés dans l'enquête Emploi

Cette annexe vise à comparer les résultats du modèle PROMESS avec les séries de taux d'emploi par sexe et âge des seniors observées à partir des enquêtes Emploi de l'Insee, d'une part, et avec les séries de taux d'activité modélisées dans les projections de population active réalisée en 2006 par l'Insee²⁰, d'autre part. Cette double comparaison permet de juger de l'adéquation du modèle avec les observations sur les années récentes et d'expliquer les divergences éventuelles avec des projections utilisées par ailleurs (notamment dans la projection du COR de l'effectif de retraités tous régimes).

La comparaison n'est toutefois pas immédiate. Le modèle PROMESS repose en effet sur une approche par génération et porte sur le champ de tous les affiliés aux régimes de retraites français (résidents en France ou à l'étranger), alors que les séries de l'Insee sont des séries annuelles, toutes générations confondues, et sur le champ de la population résidente. Un traitement a donc été réalisé en aval des résultats de PROMESS pour faciliter la comparaison.

Calcul de taux d'emploi annuels à partir de PROMESS

Le passage d'une approche par génération à une approche par année se fait aisément, dans la mesure où les probabilités d'être en emploi ou hors emploi pour chaque génération dans le modèle PROMESS sont calculées à chaque âge, donc pour chaque année. Les effectifs annuels en emploi dans les tranches d'âge considérées sont calculés en multipliant la population totale dans chaque génération par cette probabilité d'être en emploi.

La population résidant en France métropolitaine ne peut en revanche pas être directement appréciée à partir des données de l'EIC et de l'EIR, sur lesquelles est basé le modèle PROMESS. Une approximation a donc été réalisée ici, consistant pour chaque année donnée à considérer que toutes les personnes en emploi et en dispositif validant (chômage, invalidité, maladie, préretraite) résident en France, mais que seule une proportion donnée des retraités et autres inactifs non retraités y résident. Cette proportion est calibrée à partir de la probabilité de résider en France au moment de la retraite pour la génération 1938 dans les données de l'EIR, conditionnellement au pays naissance (France / étranger), au sexe, au fait d'être encore sur le marché du travail après 50 ans et à la durée validée avant cet âge (regroupée en 5 catégories). Elle vaut 100 % pour toutes les personnes nées en France, et entre 10 et 100 %, selon les cas, pour les personnes nées à l'étranger.

Certaines différences de concept subsistent néanmoins entre les résultats du modèle PROMESS et les séries tirées de l'enquête Emploi. PROMESS se base ainsi sur une population totale (y compris les ménages « non ordinaires ») alors que l'enquête Emploi a comme champ les ménages ordinaires. Par ailleurs, le concept d'emploi est différent. Dans l'enquête Emploi, le concept est celui du Bureau international du travail (BIT). Le fait d'être en emploi est calculé sur une semaine de référence et le taux d'emploi publié est une moyenne sur les 52 semaines de l'année. Dans PROMESS, on modélise l'âge de la cessation définitive

²⁰ Pour les seniors (55-59 ans et 60-64 ans), ces projections reposent principalement sur l'impact des réformes des retraites modélisé par le modèle DESTINIE de l'Insee, ainsi que sur une prise en compte ad-hoc des départs dans le cadre du dispositif de retraite anticipée pour carrière longue (cf. Coudin, 2007).

d'emploi, qui est défini comme l'âge le plus élevé pour lequel une période d'emploi (salaire ou revenu d'activité porté au compte, durée d'emploi) est observée dans les fichiers administratifs d'au moins un régime de retraite. Cette période peut éventuellement être inférieure à l'année ou correspondre à des rémunérations très faibles. Les personnes sont considérées en emploi tant que leur âge est inférieur à l'âge de la cessation définitive d'emploi, même si elles passent par des périodes transitoires de chômage, ce qui pourrait conduire à surestimer le taux d'emploi. À l'inverse, on considère qu'il n'y a plus d'emploi après la liquidation d'un premier droit à la retraite. Le cumul emploi-retraite n'est donc pas considéré comme de l'emploi, ce qui a pour effet de sous-estimer le taux d'emploi réel.

Enfin, le concept d'âge est différent. Dans les calculs faits à partir de PROMESS pour cette annexe, une base trimestrielle a été retenue. Chaque génération a été ventilée en 4 groupes d'effectifs égaux et dont on considère qu'ils naissent de manière uniforme au cours de chacun des 4 trimestres de l'année. L'âge retenu correspond donc à un concept d'âge courant. Ce concept est similaire à celui retenu par la DARES dans son tableau de bord de l'emploi des seniors, mais pas au concept d'âge au 31 décembre utilisé dans les projections de population active de 2003. Le concept d'âge peut avoir un impact important sur les résultats concernant les seniors, puisque définir des tranches d'âge en âge courant plutôt qu'en âge au 31 décembre revient à considérer des personnes en moyenne âgées de 6 mois de plus.

Ces différences de concept rendent peu pertinentes la comparaison des niveaux des deux séries : dans la suite, on commentera donc principalement les différences d'évolution.

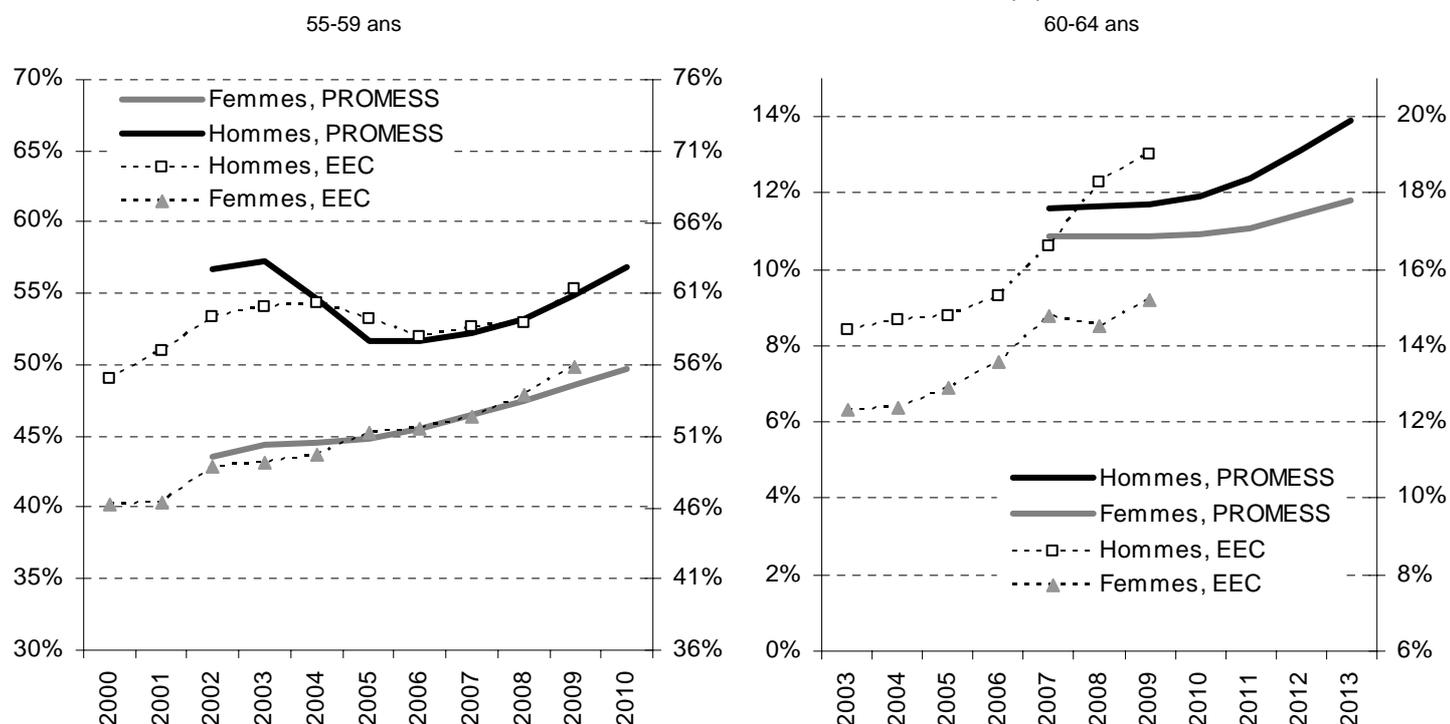
Comparaison avec les taux d'emploi observés

En évolution, le modèle PROMESS semble conforme à la réalité observée pour les 55-59 ans. Pour les femmes de cette tranche d'âge, au cours des 8 années pour lesquelles une comparaison est possible (2002 à 2009), PROMESS modélise une augmentation continue et régulière sur la période du taux d'emploi d'environ 0,7 point par an. Celle-ci est comparable, même si elle est un peu plus faible, à l'augmentation d'environ 1 point par an observée dans les enquêtes Emploi. Pour les hommes, une baisse du taux d'emploi est observée à partir de 2004, année de mise en place du dispositif de retraite anticipée pour carrière longue. Cette baisse s'interrompt à partir de l'année 2006 et n'est totalement compensée qu'après 2009.

Pour les 60-64 ans, la comparaison est plus difficile, dans la mesure où elle n'est possible que pour 3 années seulement (2007 à 2009). Sur cette période, PROMESS donne des résultats très comparables aux séries observées pour les femmes (stabilité du taux d'emploi sur les trois années), mais pas pour les hommes (stabilité du taux d'emploi selon PROMESS, alors qu'une hausse de 2,5 points du taux d'emploi est observée).

Graphique 17
Taux d'emploi observés dans les enquêtes Emploi et modélisés par PROMESS

En % de la population résidente en France



Sources : DARES, tableaux de bord de l'activité des seniors (d'après les enquêtes Emploi de l'Insee) et DREES, modèle PROMESS.

Note : du fait des différences de concept, les niveaux des taux d'emploi ne sont pas directement comparables entre le modèle PROMESS et les données des enquêtes Emploi en continu (EEC). Pour faciliter la comparaison, les échelles sont décalées de 5 points de pourcentage (modèle PROMESS : échelle de gauche, séries EEC : échelle de droite).

La différence pourrait provenir d'un impact significatif de la surcote, entre 2006 et 2009, sur les départs en retraite. Le modèle PROMESS n'inclut pas, en effet, de réaction spécifique des comportements de départ à la retraite à l'instauration de la surcote et à la modification du barème de la décote²¹. Il ne permet donc pas de modéliser une éventuelle montée en charge rapide de ces dispositifs dans les années qui ont suivi 2004, si tant est que c'est bien ce phénomène qui expliquerait la hausse du taux d'emploi des hommes de 60-64 ans dans les données de l'enquête Emploi.

Cependant, les taux d'emploi des hommes de plus de 60 ans augmentent fortement à partir de 2010 dans le modèle PROMESS. L'écart pourrait donc aussi ne traduire qu'un décalage temporel dans la montée en charge des effets des réformes.

²¹ Les hypothèses de modélisation des départs à la retraite correspondent principalement à une sensibilité à la durée requise pour le taux plein et, le cas échéant, à l'âge minimal d'ouverture des droits. Cela revient donc à faire l'hypothèse que les départs avec surcote aurait eu lieu de toute façon au même âge, même si la surcote n'avait pas été instaurée.

Comparaison avec les taux d'activité modélisés dans les projections de population active de 2006

Comme dans la partie précédente, les niveaux des taux d'emploi modélisés à partir de PROMESS ne peuvent pas être directement comparés aux taux d'activité dans les projections de population active de l'Insee. Aux difficultés inhérentes à la définition d'un champ des résidents en France dans PROMESS s'ajoutent en effet ici le fait que l'indicateur est différent (taux d'activité et non taux d'emploi) et la différence du concept d'âge (âge atteint en fin d'année pour les projections de population active, âge à la date d'observation pour PROMESS). Néanmoins, si l'on fait l'hypothèse que le taux de chômage des seniors reste globalement stable dans l'avenir, les évolutions des séries dans les deux projections peuvent être comparées.

Pour les 55-59 ans, les projections de PROMESS et celles des projections de population active sont similaires sur le court-terme. Le taux d'emploi des femmes croît de manière continue et à un rythme comparable dans les deux exercices sur la période 2002-2008.

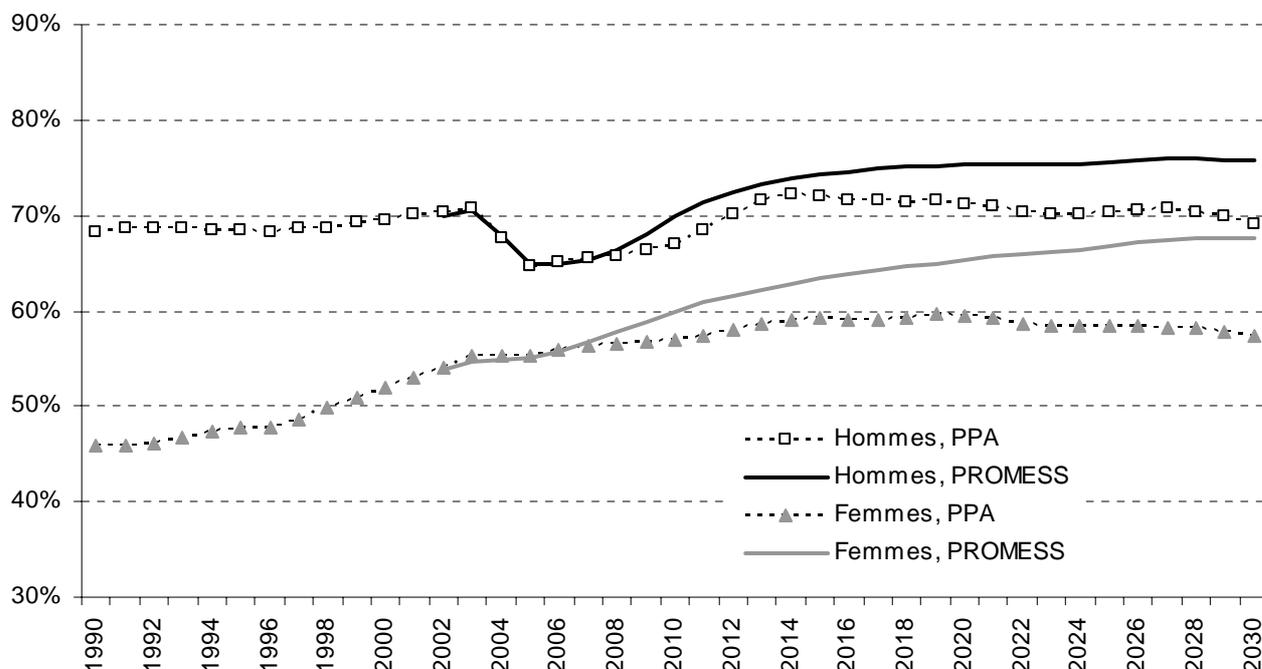
Pour les hommes, le taux d'emploi fait apparaître un « creux » d'environ 5 points de pourcentage à partir de 2004, année de mise en place des retraites anticipées pour carrière longue, et cela dans les deux projections. Ce creux ne se résorbe qu'à l'horizon de 2010, avec un retour au niveau observé en moyenne avant 2003. La remontée du taux d'emploi est plus rapide pour PROMESS que pour les projections de population active (retour au niveau de 2003 en 2010 dans le premier cas et en 2013 dans le second). Il faut cependant rappeler que cette remontée est liée à deux facteurs : d'une part, la scolarité obligatoire jusqu'à 16 ans pour les personnes nées à partir de 1953 (qui ont 56 ans en 2009), qui fait que ces personnes n'atteignent jamais les questions d'éligibilité à la retraite anticipée pour carrière longue avant d'avoir 59 ans ; d'autre part, le durcissement des conditions d'accès en 2009, décidé dans le cadre de la LFSS pour 2009. Par construction, les projections de population active de l'Insee, réalisées en 2006, n'intègrent pas ce second effet, ce qui explique que la disparition de l'impact du dispositif de retraite anticipé soit plus lente dans ces projections.

À long-terme, en revanche, les conclusions des deux exercices de projections se distinguent. PROMESS modélise en effet une hausse du taux d'emploi des 55-59 ans jusqu'en 2020 pour les hommes et jusqu'en 2030 pour les femmes, alors que le taux reste stable, voire baisse légèrement à partir de 2015 dans les projections de population active. À l'horizon 2030, la variation du taux d'emploi depuis 2005 est ainsi de 6 points plus élevée pour les hommes et de 11 points plus élevée pour les femmes dans le modèle PROMESS.

Graphique 18
Taux d'activités des 55-59 ans modélisés dans les projections de population active de l'Insee (2006)
et taux d'emploi modélisés par PROMESS

En % de la population résidente en France

NB : pour faciliter la comparaison des courbes, les séries issues du modèle PROMESS ont été décalées de quelques points de pourcentage (cf. note de lecture). La comparaison n'est donc pertinente qu'en évolution, et non en niveau.



Sources : INSEE, projections de population active 2006 ; DREES, modèle PROMESS.

Note : du fait des différences de concept, les niveaux des taux d'emploi du modèle PROMESS ne sont pas directement comparables aux niveaux des taux d'activité dans les projections de population active. Pour faciliter la comparaison, les taux d'emploi modélisés par PROMESS ont donc été décalés de plusieurs points de pourcentage, de manière à ce que la moyenne soit la même sur la période 2002-2010 (+13 points pour les hommes et +10 points pour les femmes).

Cette différence de dynamique pourrait s'expliquer par une hypothèse d'impact des réformes des retraites sur l'emploi avant 60 ans plus forte dans le modèle PROMESS que dans les projections de population active. Dans PROMESS, cet impact passe principalement par deux canaux. Premièrement, le modèle de départ en retraite dans la fonction publique et dans les régimes spéciaux (SNCF, RATP, CNIÉG) est un modèle de départ au taux plein²². Pour les salariés en catégories actives, dont l'âge d'ouverture des droits est de 55 ans, l'impact de l'allongement de la durée requise pour le taux plein combinée au recul de l'âge d'entrée dans la vie active est donc très fort à l'horizon des générations 1960-1970. Sous l'hypothèse retenue, ces salariés partent massivement à l'âge d'annulation de la décote, c'est-à-dire 60 ans, puisqu'ils n'atteignent jamais la durée requise pour le taux plein avant cet âge²³. Deuxièmement, pour les salariés et indépendants du secteur privé, le modèle de sortie de l'emploi à chaque âge entre 55 et 60 ans inclut un effet indirect de la législation des retraites. Cet effet se traduit par le fait que les personnes qui ne disposent pas encore d'une durée suffisante pour liquider au taux plein ont, à chaque âge, une probabilité de se maintenir dans

²² À l'exception d'une proportion de la population, composée de militaires, invalides et parents de trois enfants, dont l'âge de départ à la retraite (ou en invalidité) est supposé inélastique à la modification de la durée requise pour le taux plein (cf. page 25).

²³ À noter que PROMESS n'inclut pas de modélisation des bonifications de durées, accordées par certains régimes et qui pourraient permettre en pratique à certaines personnes d'atteindre une durée validée suffisante avant d'avoir 60 ans.

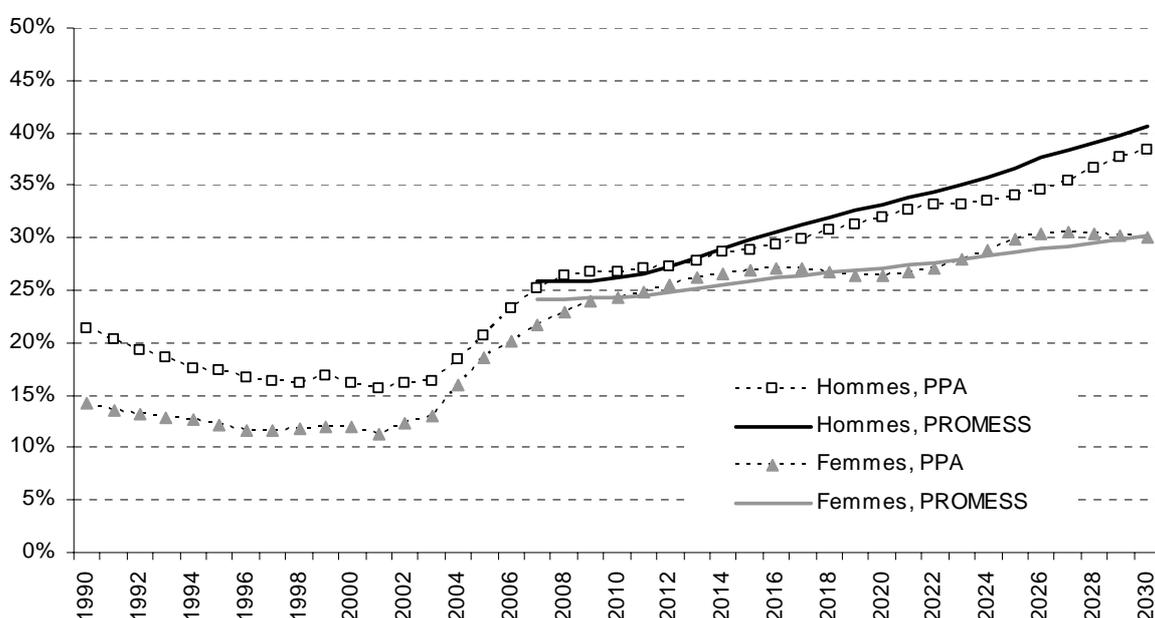
l'emploi significativement plus forte que celle des personnes qui disposent déjà d'une telle durée (cf. page 17). L'allongement de la durée requise pour le taux plein et le recul de l'âge d'entrée dans la vie active ont pour effet d'augmenter la proportion de la population dans cette situation, et impactent donc à la hausse le taux d'emploi des seniors.

Ce dernier mécanisme implique en fait que même l'évolution « naturelle » du taux d'emploi ou d'activité des 55-59 ans, en l'absence des réformes de retraites de 1993 et 2003, conduit à des écarts entre le modèle PROMESS et les projections de population active. Dans les projections de l'Insee, la modélisation de DESTINIE n'est en effet utilisée qu'en différentiel entre un scénario fondé sur la législation appliquée avant les réformes de 1993 et 2003 et un scénario de législation intégrant les effets de ces réformes. Hormis cet impact différentiel, l'évolution du taux d'activité est modélisée via l'estimation des paramètres d'une fonction logistique, ce qui en pratique conduit à l'estimation d'un taux globalement stable dans le futur. À l'inverse, dans la modélisation de PROMESS, le recul de l'âge d'entrée dans la vie active au fil des générations conduit à une hausse du taux d'emploi des 55-59 ans entre 2010 et 2030, même en l'absence des effets des réformes de retraites.

Graphique 19
Taux d'activités des 60-64 ans modélisés dans les projections de population active de l'Insee (2006) et
taux d'emploi modélisés par PROMESS

En % de la population résidente en France

NB : pour faciliter la comparaison des courbes, les séries issues du modèle PROMESS ont été décalées de quelques points de pourcentage (cf. note de lecture). La comparaison n'est donc pertinente qu'en évolution, et non en niveau.



Sources : INSEE, projections de population active 2006 ; DREES, modèle PROMESS.

Note : du fait des différences de concept, les niveaux des taux d'emploi du modèle PROMESS ne sont pas directement comparables aux niveaux des taux d'activité dans les projections de population active. Pour faciliter la comparaison, les taux d'emploi modélisés par PROMESS ont donc été décalés de quelques points de pourcentage, de manière à ce que la moyenne soit la même sur la période 2002-2010 (+14 points pour les hommes et +13 points pour les femmes).

Pour les 60-64 ans, le rythme de hausse des taux d'emploi dans PROMESS est similaire au rythme de hausse des taux d'activité des projections de population active de l'Insee : +13 points environ pour les hommes et +6 points pour les femmes entre 2010 et 2030.

Comme on l'a déjà indiqué, seules les évolutions peuvent être ici comparées, et non les niveaux. L'apparente concordance entre les évolutions modélisées dans PROMESS et dans les projections de population active (issues principalement du modèle DESTINIE pour les 60-64 ans) pourrait être nuancée par le fait que ces dernières incluent une très forte hausse du taux d'activité sur la période 2003-2008 (+10 points en 5 ans), période sur laquelle il n'est malheureusement pas possible de juger de l'adéquation avec la modélisation de PROMESS, puisque les générations concernées sont plus anciennes que celles prises en compte dans le modèle (générations antérieures à celle née en 1942).

Annexe 4 - Comparaison avec les résultats projetés par le modèle PRISME de la CNAV

Dans cette annexe, on compare les âges de départ à la retraite modélisés par PROMESS et par PRISME sur l'horizon 2008-2030. Les simulations issues de PRISME ont été réalisées par la CNAV au printemps 2010 et correspondent aux résultats publiés par le COR en mai 2010 (cf. huitième rapport du COR « Retraites : Perspectives actualisées à moyen et long terme en vue du rendez-vous de 2010 » du 14 avril 2010 et documents n°2 et 3 du 11 mai 2010). On se reportera à ces documents pour une présentation des hypothèses de modélisation retenues par la CNAV.

Le modèle PRISME porte sur le champ des seuls affiliés au régime général, alors que le modèle PROMESS est un modèle « tous régimes » (même s'il distingue, pour le besoin de la modélisation, les modes de sorties d'activité pour les personnes finissant leur carrière dans les régimes « privés », « publics » et « spéciaux »). Par construction, il n'est donc pas possible de comparer les résultats des deux modélisations sur des champs rigoureusement équivalents. Cette limite doit être gardée en mémoire lors de l'interprétation des résultats. Pour se placer sur des champs les plus comparables possibles, tous les résultats du modèle PROMESS présentés dans cette note portent sur les seules personnes finissant leur carrière dans un régime « privé ». En particulier :

- le « flux de liquidants » dans PROMESS inclut toutes les personnes bénéficiaires d'une pension du régime agricole ou de l'un des régimes d'indépendants (RSI, MSA exploitants, CNAVPL, etc.), parmi lesquelles certaines n'ont jamais été affiliées à la CNAV,
- il n'inclut pas, à l'inverse, les personnes qui terminent leur carrière dans un régime du public (État ou CNRACL) ou dans un régime spécial (SNCF, CNIEG, Banque de France, ENIM, CANSSM, etc.), même si elles ont pu être affiliées au régime général en début de carrière, et faire à ce titre partie du flux de liquidants de la CNAV.

Le modèle PROMESS porte par ailleurs sur la première liquidation d'un droit à la retraite. Dans le cas des polypensionnés du régime général, cette date peut être distincte de la date de liquidation à la CNAV, si les diverses pensions ne sont pas liquidées en même temps.

Le graphique 20 représente les âges moyens des nouveaux retraités annuels, modélisés par PRISME et par PROMESS²⁴ sous l'hypothèse d'un scénario législatif de type « Fillon », c'est-à-dire avec simple application des mesures prévues dans la réforme des retraites de 2003 (allongement de la durée requise pour le taux plein jusqu'à 41,5 années à l'horizon 2020).

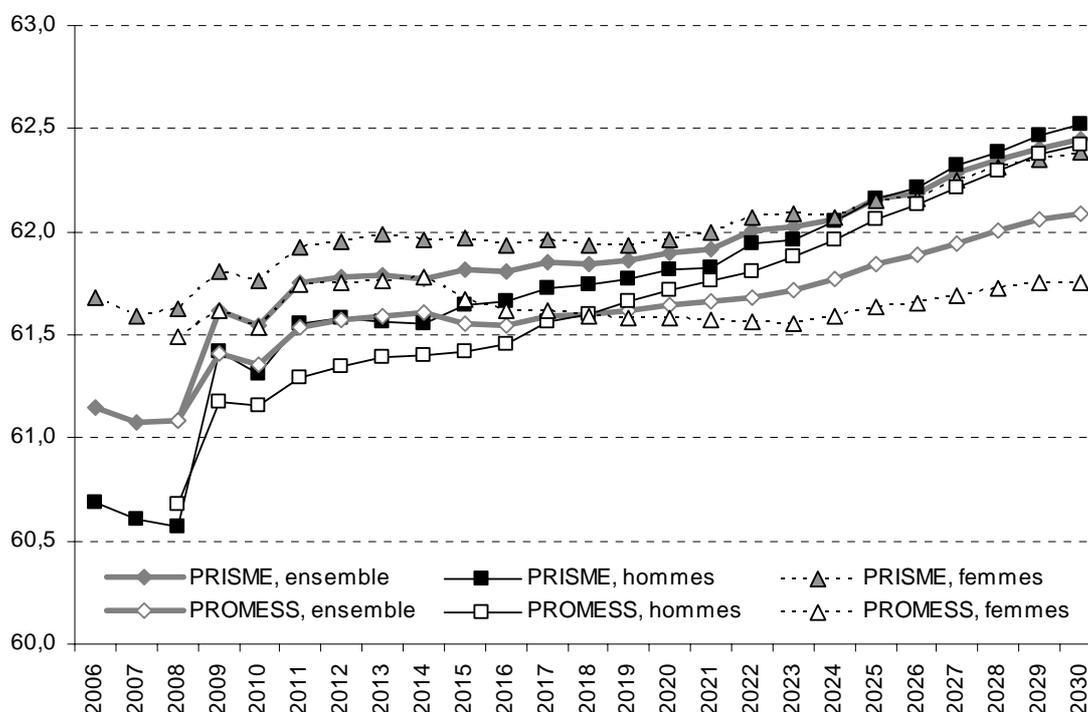
Les niveaux sont légèrement différents entre les deux modélisations, l'âge moyen des nouveaux retraités étant un peu plus faible (d'environ 0,2 an) dans PROMESS. Cette différence tient principalement aux différences de champ déjà mentionnées. PROMESS fait par ailleurs l'hypothèse que le départ à la retraite a lieu à 66 ans au maximum, alors que

²⁴ PROMESS modélise, pour chaque génération, les probabilités d'avoir liquidé un premier droit à la retraite à chaque âge trimestriel (situation en fin du trimestre). Pour construire un flux de liquidant annuel, on a considéré que les personnes de chaque génération sont nées de manière uniforme sur chacun des jours de l'année.

PRISME fait l'hypothèse que les départs peuvent avoir lieu jusqu'à 69 ans. À elle seule, cette hypothèse explique une différence en niveau de 0,1 an.

L'âge moyen des nouveaux retraités évolue de manière globalement similaire dans les deux modèles, sauf pour les femmes entre 2010 et 2020, pour lesquelles l'âge moyen de liquidation est stable selon PRISME alors qu'il diminue légèrement de 0,2 an pour PROMESS. Sur le long terme, l'âge moyen augmente également un peu plus pour les hommes dans la modélisation de PROMESS par rapport à celle de PRISME, ce qui fait que, dans l'ensemble, l'âge moyen de liquidation (hommes et femmes confondus) croît de manière parallèle dans les deux modèles.

Graphique 20
Âge moyen des nouveaux retraités, par année



Sources : DREES, modèle PROMESS ; CNAV, modèle PRISME.

La variation entre 2008 et 2009 doit être considérée à part. Entre ces deux années, l'âge de liquidation augmente nettement plus brusquement dans la modélisation de PRISME, notamment pour les hommes. La hausse en elle-même est liée au resserrement des conditions d'accès aux départs anticipés pour carrière longue à partir de 2009. L'écart entre les deux modèles provient en réalité d'un écart dans l'estimation de ces départs anticipés : il est marqué en 2008, année où ces départs sont encore nombreux, mais l'est beaucoup moins en 2009, dans la mesure où les départs anticipés pour carrière longue représentent une part beaucoup plus faible du flux de nouveaux retraités.

La modélisation des départs anticipés, entre 2004 à 2008, est très difficile dans la mesure où, pour en profiter, de nombreux salariés ont recours à une régularisation au moment de la liquidation de périodes qui n'étaient pas enregistrées dans les fichiers administratifs des caisses de retraite. PRISME modélise explicitement ces régularisations, de manière à se caler

sur les flux de départs en retraite anticipée observés jusqu'à 2008²⁵. En revanche, PROMESS se fonde sur les durées validées dans l'EIC de 2005, sans imputation des périodes régularisées après coup. En pratique, si l'on compare les nombres de retraités de 56 à 59 ans en 2007 et 2008 modélisés par PROMESS et observés dans l'EACR (enquête annuelle auprès des caisses de retraites), les départs en retraite anticipée pour carrière longue semblent effectivement sous-estimés par PROMESS au cours de ces deux années (cf. page 38). Dans la mesure où le phénomène n'est que transitoire, aucune correction spécifique n'a été ajoutée au modèle, la sous-estimation ne jouant qu'à très court terme.

Le Tableau 5 présente les évolutions d'âge de liquidation entre 2008 et 2030 et entre 2009 et 2030. Comme expliqué ci-dessus, la comparaison des évolutions 2008-2030 présente peu d'intérêt, du fait des écarts spécifiques à l'année 2008. Il est donc davantage pertinent de retenir les écarts entre les évolutions 2009-2030 pour juger des écarts entre modèles. Les évolutions projetées sont alors très proches entre les deux modèles. L'écart pour l'ensemble des nouveaux retraités n'est que de 0,1 an. Comme on l'a déjà souligné, cette proximité cache cependant des disparités entre hommes et femmes, le décalage plus faible de l'âge de liquidation des femmes dans PROMESS étant compensé par un décalage un peu plus fort de l'âge de liquidation des hommes.

Notons que cette proximité, observée pour un scénario législatif de type « Fillon », n'est pas nécessairement assurée dans des simulations de scénarios de relèvement de l'âge minimal d'ouverture des droits ou de l'âge d'acquisition automatique du taux plein (résultats non représentés ici). Le décalage de l'âge moyen des nouveaux retraités est en effet plus important selon le modèle PROMESS que selon le modèle PRISME, et ce d'autant plus que le relèvement de l'âge minimal est fort. Ce résultat est en fait naturel et s'explique par les différentes hypothèses de modélisation : d'un côté, PROMESS est fondé sur un modèle de distance au taux plein, sans effet spécifique lié à l'âge (en particulier, à distance au taux plein donnée, le nombre d'années jusqu'à l'âge effectif de liquidation sera la même quel que soit l'âge à partir duquel cette distance est « vue ») ; de l'autre, la CNAV a fait, pour l'exercice de projection de 2010, l'hypothèse que les assurés partant au taux plein dans le scénario de référence (scénario « Fillon ») chercheront à conserver ce taux en restant le plus proche possible de leur date de départ initiale (avec éventuellement une perte de la surcote). Cette hypothèse tend à atténuer fortement les reports de l'âge de liquidation dans les scénarios où l'âge minimal d'ouverture des droits est relevé.

²⁵ Le souci d'une prise en compte spécifique est lié au fait que le modèle PRISME est également utilisé pour réaliser des projections de court-terme, ce qui n'est pas le cas du modèle PROMESS.

Tableau 5
Décalage de l'âge moyen des nouveaux retraités

	CNAV (modèle PRISME)			PROMESS, âge moyen du flux de liquidants (fin de carrière dans le secteur privé)			
	Ensemble	Hommes	Femmes	Ensemble	<i>écart</i>	Hommes	Femmes
2008 à 2030	1,4	2,0	0,8	1,0	<i>0,4</i>	1,7	0,3
2009 à 2030	0,8	1,1	0,6	0,7	<i>0,2</i>	1,2	0,1

Sources : DREES, modèle PROMESS ; CNAV, modèle PRISME.

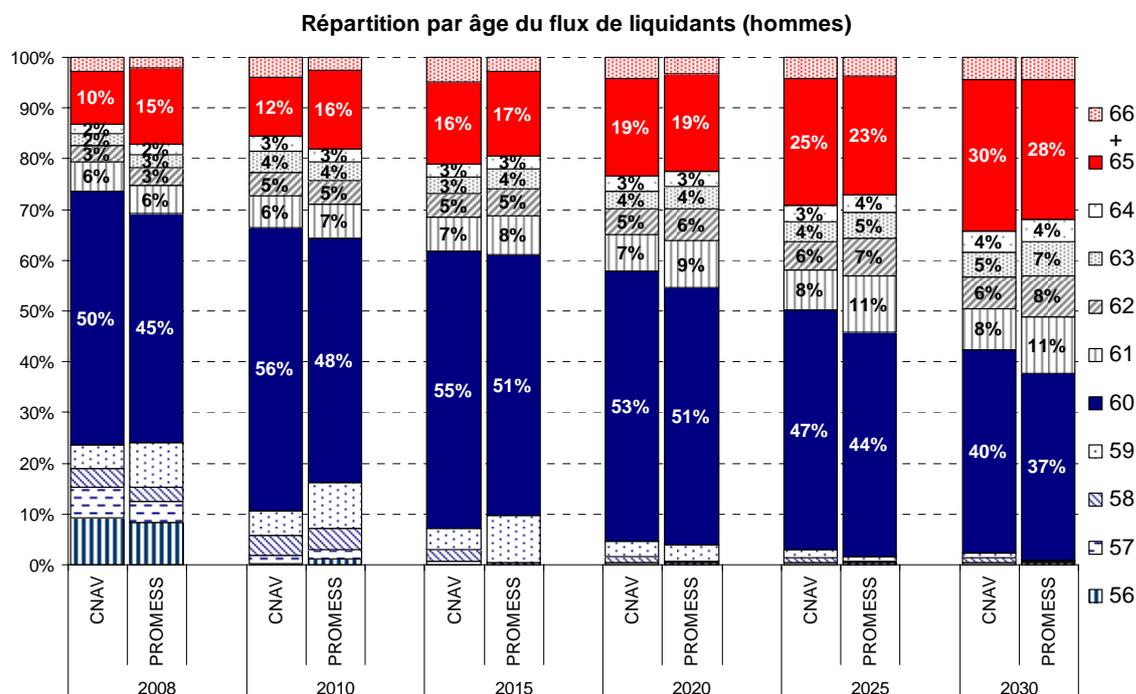
Lecture : sous un scénario de législation « Fillon », l'âge moyen des nouveaux retraités augmente de +0,8 an entre 2009 et 2030 selon le modèle PRISME, et de +0,7 sur la même période selon le modèle PROMESS (pour les personnes finissant leur carrière dans un régime du privé).

Les graphiques suivants complètent enfin l'analyse, en présentant les répartitions par âge des nouveaux retraités de l'année, pour les hommes et pour les femmes, sous le scénario « Fillon ».

Ces graphiques confirment les observations déjà réalisées précédemment. Pour les hommes en 2008, le modèle PROMESS sous-estime les départs anticipés en retraite pour carrière longue à 58 ans ou avant (19 % du flux selon PRISME contre 15 % selon PROMESS). Cette différence est cependant compensée par des départs en retraite anticipée plus nombreux à 59 ans dans le modèle PROMESS. Elle disparaît par ailleurs pour les années postérieures, avec le resserrement des conditions d'accès à ce dispositif.

En 2010, la proportion de liquidants de 60 ans et moins est proche dans les deux modèles (environ 66 % du flux total, avec 2 points d'écart entre les deux modèles), mais l'écart s'amplifie par la suite et la proportion est de 5 points de pourcentage plus élevée selon PRISME à l'horizon 2030. PROMESS modélise en revanche une augmentation plus forte de la part de personnes liquidant entre 61 et 64 ans dans le flux de nouveaux retraités hommes.

Graphique 21
Répartition par âge des nouveaux retraités hommes de l'année, sous le scénario « Fillon »



Sources : DREES, modèle PROMESS ; CNAV, modèle PRISME.

Parmi les femmes, la proportion de 60 ans et moins parmi les nouvelles retraitées baisse significativement plus selon le modèle PRISME. Alors que ces proportions sont à peu près égales en 2010, elles sont près de 10 points plus faibles selon PRISME à l'horizon 2030.

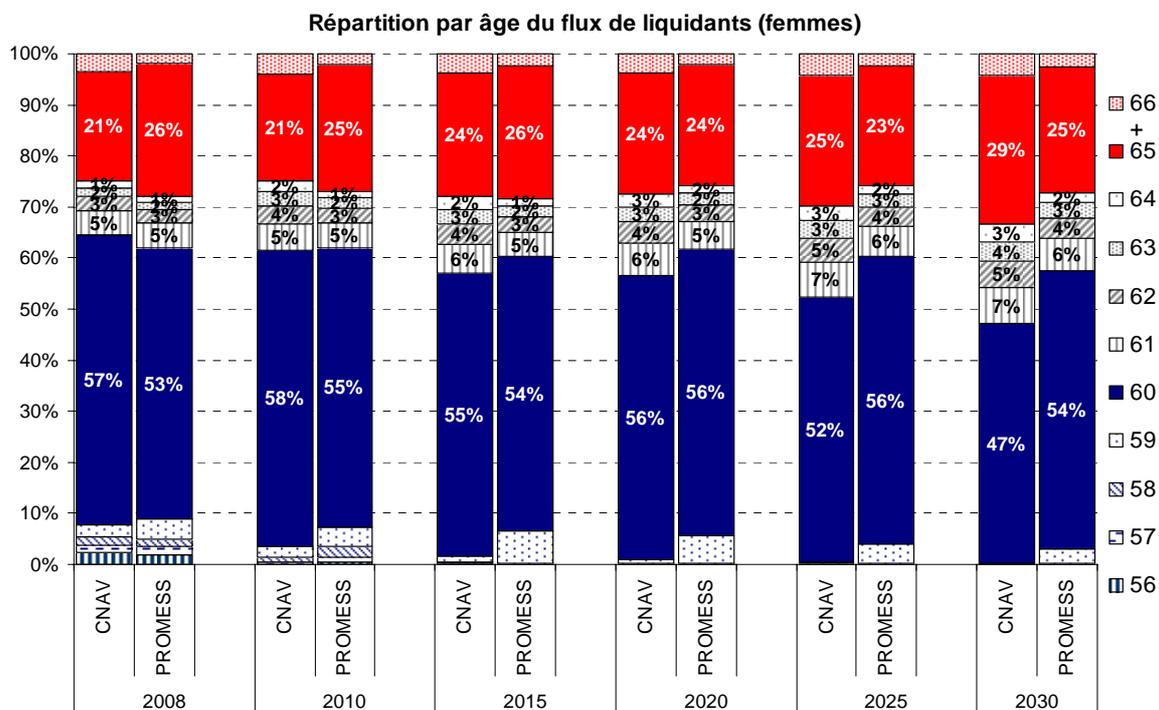
Les départs en retraite anticipée représentent une partie de l'écart. Ces départs disparaissent quasiment pour les femmes à partir de 2020 dans la modélisation de PRISME, alors qu'ils représentent encore 3 % des nouveaux retraités selon PROMESS. Cet écart reste néanmoins faible, et n'est évoqué ici que pour information²⁶.

Pour le reste, les différences observées entre les deux modèles peuvent difficilement être reliées à une hypothèse de modélisation spécifique et bien identifiable. Elles pourraient en partie être liées aux hypothèses sur l'emploi avant 60 ans. PROMESS prend en compte des effets spécifiques des réformes des retraites sur l'emploi des 55-59 ans : de ce fait, les femmes pourraient être plus souvent en emploi et valider des durées un peu plus longues que dans PRISME. Mais d'autres phénomènes pourraient jouer. Par exemple, PRISME fait l'hypothèse d'une couverture de plus en plus large de la population par le régime général (c'est-à-dire l'hypothèse qu'une proportion de plus en plus élevée de la population bénéficiera d'une

²⁶ L'explication pourrait en être la suivante : les possibilités de départ en retraite anticipée pour carrière longue sont soumises à une triple condition de durée validée totale, de durée cotisée et d'âge de début d'activité. Cependant, seule la durée validée totale est modélisée dans PROMESS. Les deux autres conditions sont en fait prises en compte dans le modèle en appliquant une probabilité de satisfaire les trois conditions pour les personnes qui satisfont déjà la condition de durée validée. En projection, cette probabilité est supposée constante (ses différentes valeurs, définies pour chaque catégorie de sexe et durée validée à 54 ans, sont calibrées sur les observations pour les personnes nées en 1946 ou en 1950, cf. page 23), alors qu'elle pourrait en réalité décroître, ce qui expliquerait la différence avec la modélisation de PRISME (qui prend explicitement en compte les trois conditions).

pension de droit propre au régime général). Ce rattrapage pourrait induire un phénomène de composition démographique, difficile à appréhender, mais expliquant une partie des différences entre PRISME et PROMESS.

Graphique 22
Répartition par âge des nouvelles retraitées femmes de l'année, sous le scénario « Fillon »



Sources : DREES, modèle PROMESS ; CNAV, modèle PRISME.