



Rapport de recherche

2008

Open Access

This version of the publication is provided by the author(s) and made available in accordance with the copyright holder(s).

Impact de la retraite anticipée sur les cotisations et les prestations de l'AVS

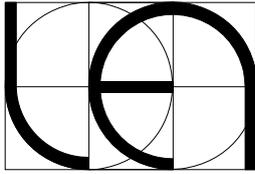
Chaze, Jean-Paul; Candolfi, Pascal

How to cite

CHAZE, Jean-Paul, CANDOLFI, Pascal. Impact de la retraite anticipée sur les cotisations et les prestations de l'AVS. 2008

This publication URL: <https://archive-ouverte.unige.ch/unige:46614>

Faculté des sciences
économiques et sociales



Laboratoire d'économie appliquée

*IMPACT DE LA RETRAITE ANTICIPEE
SUR LES COTISATIONS ET LES
PRESTATIONS DE L'AVS*

Pascal CANDOLFI

Jean-Paul CHAZE

Série de publications du LEA N° 36



**UNIVERSITÉ
DE GENÈVE**

Prix : Fr. 20.- (TVA incluse)

Adresse :

LEA

Uni-Mail

40, boulevard du Pont-d'Arve

CH - 1211 Genève 4

Tél. (022) 379 89 10 (secrétariat)

Fax : (022) 379 89 58

E-mail : Jean-Paul.Chaze@metri.unige.ch

<http://www.unige.ch./ses/lea>

Imprimé en février 2008

Table des matières

Introduction	5
1. Modèle démographique de base	13
1.1 Formulation du modèle démographique	13
1.2 Scénario démographique de référence	15
2. Prise en compte de la retraite anticipée	17
2.1 Cadre conceptuel de la retraite anticipée	17
2.2 Choix possibles de la retraite anticipée.....	19
2.3 Taux de réduction des rentes.....	21
2.4 Scénarios sur les probabilités d'anticipation de la rente	25
3. Impact de la retraite anticipée sur les cotisations	31
3.1 Cadre conceptuel du modèle des cotisations	31
3.2 Modèle des cotisations avec retraite anticipée.....	37
3.3 Hypothèses de simulation des cotisations.....	42
3.4 Simulation des cotisations avec retraite anticipée	44
4. Impact de la retraite anticipée sur les prestations.....	51
4.1 Cadre conceptuel du modèle des prestations	51
4.2 Modèle des prestations avec retraite anticipée.....	61
4.2.1 Modélisation de la durée de cotisation	61
4.2.2 Modélisation de l'état civil	63
4.2.3 Calcul des rentes	66
4.3 Hypothèses de simulation des prestations.....	68
4.4 Simulation des prestations avec retraite anticipée	69
Conclusion.....	85
Références bibliographiques	89
Annexe 1. Estimation du modèle de transition sur le marché du travail.....	91
Annexe 2. Estimation de la distribution du revenu des indépendants.....	95

Remerciements

Les auteurs tiennent à remercier le Fonds de compensation de l'AVS, et en particulier Fabrice Moore, pour le soutien financier apporté à ce projet, qui a notamment permis une mise à jour des données et des scénarios utilisés dans les simulations.

Leurs remerciements vont également à la Prof. Gabrielle Antille Gaillard, directrice du LEA, pour le soutien indéfectible qu'elle a apporté à la modélisation de l'AVS au fil des années, ainsi qu'à toutes les personnes, trop nombreuses pour être mentionnées ici, ayant collaboré à titre divers au développement du modèle.

Introduction

Le 16 mai 2004, la 11^{ème} révision de l'assurance vieillesse et survivants (AVS) était largement rejetée en votation populaire suite à un référendum. Figuraient notamment dans cette révision le relèvement de l'âge de la retraite des femmes à 65 ans dès 2009, la possibilité d'anticiper la rente de vieillesse de 3 ans au maximum avec des taux de réduction actuariels, l'indexation de la rente tous les trois ans, sauf en cas d'inflation supérieure à 4%, ainsi qu'une importante refonte des rentes de veuves. A l'occasion de cette votation, une très forte polarisation du discours politique est apparue, allant souvent bien au-delà des objets proposés par la révision. Ainsi, les principaux arguments avancés par les opposants étaient les suivants :

- le démantèlement social, notamment vis-à-vis des travailleurs âgés, de plus en plus précarisés sur le marché du travail,
- la porte d'entrée pour un relèvement futur de l'âge légal de la retraite à 67 ans, invoqué à l'époque (à l'horizon 2025 toutefois) par le Conseiller fédéral Pascal Couchepin,
- la suppression par le Parlement des options de retraite anticipée « sociale », avec taux de réduction des rentes dépendant du revenu déterminant, au profit de taux purement actuariels,
- le fait que les finances de l'AVS étaient saines et ne nécessitaient pas une telle réforme, globalement défavorable aux retraités.

Les principaux arguments avancés par les défenseurs de la 11^{ème} révision de l'AVS portaient essentiellement sur le financement futur du 1^{er} pilier, à savoir :

- le maintien du système de répartition (autrement dit de transfert intergénérationnel) face au vieillissement inéluctable de la population, dont les premiers effets sur l'équilibre de l'AVS sont attendus au cours des années 2010, avec le passage à la retraite de la première vague du baby-boom,
- l'augmentation constante de l'espérance de vie, entraînant une durée moyenne de plus en plus longue de la retraite,
- la nécessité d'anticiper les changements pour éviter dans le futur un démantèlement « brutal » des prestations, défavorisant les plus jeunes générations,
- la volonté de réduire les coûts liés aux retraites anticipées.

Malgré la netteté du rejet, la nouvelle proposition de 11^{ème} révision (encore en discussion lors de la réalisation de la présente étude) ressemble fortement à celle qui avait été soumise au peuple, du moins en ce qui concerne la rente de vieillesse proprement dite. La politique

d'économies budgétaires de la Confédération, de même que la prise de conscience croissante par le peuple des effets du vieillissement de la population, qui se font déjà sentir au niveau d'autres assurances sociales (invalidité, chômage, maladie), entrent certainement en compte dans cette volonté de « passer outre » le rejet de la précédente mouture de la 11^{ème} révision.

La retraite anticipée constitue l'un des principaux points d'achoppement entre partisans d'une assurance vieillesse plus généreuse et tenants d'une ligne budgétaire stricte. Pour les premiers, il serait souhaitable d'introduire une véritable retraite à la carte, dans le cadre de laquelle, notamment, les personnes effectuant des travaux physiquement pénibles, qui ont souvent débuté à un jeune âge et disposent d'une épargne retraite insuffisante pour une anticipation purement actuarielle, puissent bénéficier de conditions favorables. Pour les seconds, il s'agit de supprimer toute incitation à prendre une retraite anticipée financée par l'Etat et de laisser les branches économiques régler les cas spécifiques (comme par exemple celui des ouvriers de la construction).

L'analyse de la retraite anticipée dans le cadre du 1^{er} pilier de l'assurance vieillesse obligatoire constitue l'objectif concret de cette étude. Elle vise notamment à quantifier l'impact des choix de retraite anticipée actuellement offerts selon le sexe et la génération dans le cadre de la 10^{ème} révision de l'AVS, ainsi que différentes réformes proposées dans le cadre de la 11^{ème} révision, y compris l'approche d'un taux de réduction de la rente en fonction du revenu déterminant, tel qu'il avait été prévu à l'origine de la révision.

Le modèle présenté dans cette étude est le résultat de travaux menés par le Laboratoire d'économie appliquée (LEA) dans le cadre d'un projet de recherche mandaté à l'origine par l'Office fédéral de la statistique (OFS). L'objet de ce mandat était de développer un modèle relativement détaillé permettant de calculer les cotisations encaissées et les prestations octroyées dans le cadre de l'assurance vieillesse obligatoire. En préambule, il est important de mentionner que les bases légales de l'AVS ne permettent pas de séparer les cotisations qui sont payées par la population au titre de la prévoyance vieillesse de celles qui concernent les survivants. En ce qui concerne les prestations, les rentes vieillesse peuvent par contre être isolées des prestations pour veuves ou orphelins. Ce sont donc ces définitions des cotisations et des prestations qui sont utilisées dans la recherche.

Le modèle du LEA a été conçu en plusieurs étapes. Après une étude de faisabilité, la première phase du projet a consisté dans l'élaboration d'un modèle de simulation pour les cotisations.

Brièvement (pour plus de détails, voir Aeschmann et al. 1999, 2000), ce modèle se compose de trois volets principaux :

- un modèle démographique, visant à accroître la flexibilité des scénarios démographiques de l'OFS, à partir des hypothèses sous-jacentes sur la fécondité, la mortalité et les comportements migratoires,
- un modèle de transition sur le marché du travail, spécifiant les probabilités de transition entre les statuts d'indépendant, de salarié, de chômeur et d'inactif, en fonction de l'âge et du sexe,
- un modèle de distribution des revenus soumis à cotisation pour les salariés, les indépendants et les chômeurs, toujours en fonction de l'âge et du sexe.

Sur cette base, le modèle évalue annuellement les cotisations selon l'âge et le sexe en répartissant la population résidente pour chaque cohorte selon les statuts sur le marché du travail et selon le niveau de revenu, afin de pouvoir appliquer les taux de cotisation adéquats, puis cumuler les montants versés.

Ce modèle a connu plusieurs révisions pour aboutir à la version présentée ici. En premier lieu, le modèle démographique, dont la mise à jour (pour tenir compte des nouvelles données sur la population résidente et sur les mouvements démographiques) se serait avérée prohibitive, a été abandonné au profit d'une approche plus simple, basée sur les effectifs figurant dans les différents scénarios démographiques de l'OFS. Ensuite, l'évaluation des distributions de revenus des indépendants et des salariés a été révisée. Enfin, la prise en compte des transitions dans le calcul des cotisations a été affinée pour améliorer la liaison entre le modèle des cotisations et celui des prestations. Ces modifications ont donné lieu aux simulations des cotisations présentées dans Antille et al (2003b).

Une dernière modification dans le modèle des cotisations consiste à introduire la retraite anticipée (en l'occurrence la possibilité de toucher une rente vieillesse ordinaire jusque 3 ans avant l'âge légal de la retraite) dans le modèle, pour aboutir aux résultats présentés ici.

La seconde phase du projet a porté sur l'élaboration d'un modèle des prestations de l'assurance vieillesse obligatoire. Une première maquette du modèle (Candolfi, 1999) calculait les rentes de vieillesse ordinaires versées à la population résidente en fonction de la catégorie d'état civil et de la distribution du RAMD (revenu annuel moyen déterminant), cette dernière ayant été évaluée à partir de données sur les nouveaux rentiers du 1^{er} trimestre 1997 (correspondant à l'entrée en vigueur de la 10^{ème} révision de l'AVS) provenant d'un nombre restreint de caisses de retraite.

Les développements de la modélisation ont tout d'abord porté sur le volet démographique. En effet, si l'absence de prise en compte des non-résidents au niveau des cotisations permet de capter l'essentiel des montants versés, l'exploitation de la population résidente en tant que population de référence au niveau des rentes s'avère inadéquate, une grande partie des ayants droit résidant à l'étranger, tandis que les migrations postérieures à l'âge de la retraite n'ont aucune incidence sur les rentes. De ce fait, l'approche retenue consiste à identifier, au 1^{er} janvier de l'année de retraite, les ayants droits de chaque cohorte que sont les résidents, auxquels s'ajoutent les survivants des personnes ayant émigré à partir de leur 21^{ème} année, ou de 1948 (date d'introduction de l'AVS) pour les générations les plus anciennes. Les bilans démographiques détaillés selon l'âge et le sexe établis par l'OFS n'étant disponibles qu'à partir de 1981, Chaze et Gorini (2002) ont évalué les effectifs de migrants selon l'âge et le sexe pour la période 1948-1980.

Par ailleurs, les données extraites du registre des rentes de la Centrale de Compensation (CdC) concernant les nouvelles générations de rentiers arrivant à la retraite en 1999 (hommes nés en 1934 et femmes nées en 1937) ont permis d'établir les distributions du RAMD des nouveaux rentiers selon les catégories d'état civil pertinentes pour le calcul des rentes (Candolfi et Chaze, 2003)¹.

Les effectifs de nouveaux rentiers par âge et par sexe établis à partir du modèle démographique sont ensuite traités comme des populations fermées n'évoluant que par le biais de la mortalité. Le modèle de transition des catégories d'état civil, basé sur la distribution de l'état civil et de l'âge du conjoint, permet de répartir les retraités selon les catégories pertinentes pour le calcul du RAMD et de la rente selon les règles de la 10^{ème} révision de l'AVS. Les transitions affectant les nouveaux rentiers sont fondées sur au plus quatre événements ayant un impact sur le RAMD et/ou sur la rente : la retraite, le décès, la retraite du conjoint, le décès du conjoint. Le modèle calcule alors, sur la base d'une évolution mensuelle, les rentes versées aux survivants de chaque cohorte selon la catégorie d'état civil et la classe de RAMD. Une description détaillée du modèle des prestations est fournie par Chaze (2003). Les simulations des rentes selon plusieurs scénarios démographiques, économiques ou institutionnels, présentées par Antille et al. (2003b), sont tirées de cette formulation du modèle.

Enfin, la dernière étape est constituée par la prise en compte de la retraite anticipée dans le modèle des prestations, permettant d'aboutir aux résultats figurant dans ces pages.

¹ Notons que ces données sont également exploitées par Candolfi (2005) dans l'optique d'estimer des distributions de revenus basées sur des lois statistiques.

Le premier objectif de cette étude est de présenter de manière détaillée la méthodologie conduisant à l'introduction de la retraite anticipée, en l'occurrence la possibilité de toucher une rente vieillesse ordinaire jusque 3 ans avant l'âge légal de la retraite, tant dans le modèle des cotisations que dans celui des prestations. L'accent est mis en particulier sur les hypothèses simplificatrices qu'il est nécessaire de mettre en œuvre dans ce contexte. Certaines de ces hypothèses s'avèrent discutables, notamment lorsqu'elles sont mises en relation avec les résultats d'études portant sur la retraite anticipée dans un sens plus large, c'est-à-dire sans nécessairement faire appel à une anticipation de la rente de vieillesse du 1^{er} pilier. Les données sont en effet encore insuffisantes à l'heure actuelle pour quantifier l'impact des facteurs influant la décision d'anticiper cette dernière. Les échantillons disponibles dans le cadre d'enquêtes suisses abordant la question (citons notamment l'enquête suisse sur la population active ou le panel suisse des ménages, analysés par Candolfi, 2005) s'avèrent trop petits pour un phénomène aussi rare, car ne touchant qu'un très petit nombre de générations ayant accès aux possibilités d'anticipation offertes par la 10^{ème} révision de l'AVS. Dans un tel contexte, la discussion des hypothèses simplificatrices permet de mettre en évidence les limites de la modélisation dans l'optique d'améliorations futures.

Le second objet de cette étude est de présenter diverses simulations des cotisations et des prestations, basées à la fois sur des mesures institutionnelles, existantes ou envisageables, et des scénarios sur les probabilités de choix des individus concernés, face aux options qui leur sont proposées. En ce qui concerne l'aspect institutionnel, on retient essentiellement trois mesures : la 10^{ème} révision de l'AVS actuellement en vigueur (on suppose qu'aucune modification n'est alors appliquée dans le futur), la 11^{ème} révision analogue à la version soumise au peuple suisse (retraite des femmes à 65 ans en 2009, anticipation possible dès 62 ans avec des taux de réduction actuariels des rentes, sauf pour certaines générations de femmes), sous les modalités envisagées par la Confédération au moment de l'écriture de ces lignes, et enfin une version plus « sociale » de la 11^{ème} révision pour laquelle le taux de réduction de la rente est lié au RAMD. En ce qui concerne les probabilités de choix des individus, en l'absence d'un modèle expliquant la réaction des individus aux changements institutionnels, il est difficile d'effectuer de véritables « prévisions ». On se bornera alors à évaluer la sensibilité des cotisations et des prestations face à différentes hypothèses ad hoc, basées sur les quelques générations observées dans le cadre des possibilités offertes par la 10^{ème} révision de l'AVS. Il convient ainsi de ne pas attacher d'importance excessive aux

montants en termes absolus produits par les simulations, mais plutôt de les comparer en termes relatifs.

Dans le même ordre d'idée, précisons que les simulations effectuées avec nos modèles n'ont pas l'ambition de couvrir les recettes et les dépenses de l'AVS. Par exemple, le fait de prendre en considération la population résidente permanente conduit à exclure de l'évaluation des cotisations, ainsi que des droits aux rentes qui en découlent (compte tenu de la cohérence démographique entre les deux parties du modèle), les montants versées par les saisonniers, les frontaliers ainsi que les cotisations forfaitaires payées par les Suisses résidant à l'étranger. Mentionnons encore qu'en termes de financement de l'assurance vieillesse obligatoire, seules les cotisations sont prises en considération, les autres sources de financement telles que la TVA, la participation des pouvoirs publics ou les revenus de placements ne sont pas considérés dans notre analyse. L'ambition du modèle du LEA n'est pas de se substituer aux prévisions des comptes de l'AVS effectuées par l'Office fédéral des assurances sociales (OFAS), mais plutôt d'apporter des innovations méthodologiques permettant d'améliorer la qualité future des prévisions.

Notons encore que les scénarios démographiques 2005-2050 (Kohli et al, 2006), qui servent de base de calcul pour le modèle démographique présenté ici, ont été adaptés pour tenir compte des données les plus récentes sur la population résidente et les mouvements démographiques. Par ailleurs, bien que l'horizon des prévisions démographiques de l'OFS soit 2050, ce qui permettrait de faire des simulations jusqu'à cette date, on se limitera à calculer les cotisations et les prestations, évaluées aux prix de 2006, jusqu'en 2030.

Une des caractéristiques du modèle du LEA est que celui-ci exploite les mêmes bases démographiques tant pour les cotisations que pour les prestations, et développe une formulation originale pour les deux volets de l'assurance vieillesse qui repose sur le suivi des individus tout au long de leur parcours de vie. Le modèle démographique est présenté de manière succincte dans le prochain chapitre.

Le deuxième chapitre de cette étude présente le cadre conceptuel de la retraite anticipée, tel qu'il est pris en compte tant dans le modèle des cotisations que dans celui des prestations. De manière générale, il consiste à introduire, dans un contexte où l'âge légal de la retraite est flexible selon les cohortes (caractérisées par le sexe et la génération), la possibilité d'anticiper la retraite ordinaire d'un, deux ou trois ans. Concrètement, cette possibilité peut fluctuer d'une cohorte à l'autre, dans la mesure où l'on considère que la probabilité de choix dépend du sexe, de la génération et bien sûr du nombre d'années d'anticipation (une probabilité nulle est alors

associée aux choix impossibles). Par contre, les facteurs explicatifs potentiels du choix ne sont pas pris en compte à l'heure actuelle, faute de pouvoir en quantifier l'impact. La présentation du cadre conceptuel est complétée par celle des scénarios, tant de nature institutionnelle, à savoir les possibilités d'anticipation offertes aux différentes générations ainsi que les taux de réduction des rentes associés, que de nature comportementale (sans modèle explicatif on le rappelle), à savoir les probabilités de choix par cohorte que l'on envisage de simuler.

Le modèle des cotisations ainsi que les simulations qui en découlent font l'objet du troisième chapitre de cette étude. La stratégie employée consiste à présenter d'abord le modèle en l'absence d'intégration de la retraite anticipée, qui sert de point de référence, avant d'expliquer la manière dont celle-ci est introduite dans le modèle, afin notamment de mettre en évidence les hypothèses nécessaires à cette intégration. Les taux de réduction des rentes n'ayant pas d'impact direct au niveau des cotisations, seules les possibilités d'anticipation et les probabilités de choix ont une influence au niveau des simulations présentées.

Le modèle des prestations ainsi que les simulations qui en découlent font l'objet du quatrième chapitre de cette étude. La même stratégie que dans le chapitre précédent est adoptée, à savoir qu'une description du modèle en l'absence de retraite anticipée précède l'intégration de cette dernière. Les simulations effectuées au niveau des prestations font cette fois intervenir tous les éléments des scénarios, à savoir les possibilités d'anticipation, les probabilités de choix et les taux de réduction des rentes.

1. Modèle démographique de base

1.1 Formulation du modèle démographique

Dans cette section, nous présentons succinctement le modèle démographique construit dans l'optique de la prévision de l'AVS. Pour une présentation plus détaillée, on se référera à Chaze (2003).

Le modèle correspond aux bilans démographiques annuels selon l'âge et le sexe, à partir de l'entrée en vigueur de l'AVS, soit le 1^{er} janvier 1948, jusqu'à la fin de la période de simulation, fixée au 31 décembre 2030.

Le bilan démographique comporte des effectifs de population résidente mesurés à une date donnée chaque année et des flux (mouvements) de population entre les dates successives. Dans la mesure où l'on ne considère pas la nationalité et l'état civil, les flux se rapportent à quatre phénomènes :

- les naissances,
- les décès,
- les immigrations,
- les émigrations.

Ces mouvements peuvent être répartis selon l'âge et le sexe, sauf les naissances qui ne sont réparties que selon le sexe et associées à l'âge 0.

La prise en compte de bilans démographiques par âge nécessite une définition sans ambiguïté de l'âge. Pour cela, on utilise l'*âge atteint*, défini comme la différence entre l'année en cours et l'année de naissance, plutôt que l'âge révolu, à savoir le nombre d'anniversaires vécus. L'âge atteint et l'âge révolu coïncident pour tous les individus le 31 décembre de chaque année, date pour laquelle sont déterminés les effectifs de population résidente publiés par l'OFS. Les autres jours de l'année, l'âge révolu est égal soit à l'âge atteint, soit à l'âge atteint moins un.

On retient l'âge atteint pour caractériser aussi bien les effectifs que les mouvements. Au niveau de la date de mesure des effectifs de population, on choisit, contrairement à l'OFS, le 1^{er} janvier. L'avantage de ce choix est que l'âge qui caractérise les mouvements est identique à celui des effectifs de base qui subissent ces mouvements. Cela implique toutefois que, lorsque l'on exploite les données de population résidente en fin d'année de l'OFS, on doit accroître aussi bien l'année que l'âge d'une unité pour définir les effectifs de population résidente au 1^{er} janvier.

Etant donné ces choix, le modèle démographique s'étend du 1^{er} janvier 1948 au 1^{er} janvier 2051.

Par ailleurs, les données par âge de l'OFS concernent les âges compris entre 0 et 98 ans, et la classe résiduelle de 99 ans et plus (notée 99+). Ces classes d'âge sont conservées au niveau des mouvements de population. Par contre, la translation des effectifs au 1^{er} janvier entraîne que l'âge varie de 1 à 99 ans, la classe résiduelle étant 100+. On profitera de l'absence d'effectifs d'âge 0 pour introduire les naissances sous forme de condition initiale de l'évolution des effectifs.

Introduisons quelques notations génériques :

- $t = 1948, \dots, 2051$ année courante (caractérise la période) ;
- $s = 1, 2$ sexe (homme/femme) ;
- g année de naissance (défini la génération) ;
- $a = 0, \dots, 100+$ âge, défini par : $a = t - g$ (âge atteint).

Le modèle démographique de base concerne les éléments suivants :

- $E_{st}^r(a)$, $1 \leq a \leq 100+$, effectifs de résidents en Suisse au 1^{er} janvier ;
- $E_{st}^r(0)$ naissances au cours de l'année (condition initiale pour l'évolution des générations) ;
- $M_{st}^+(a)$, $0 \leq a \leq 99+$, immigrations au cours de l'année, nettes des décès ;
- $M_{st}^-(a)$, $0 \leq a \leq 99+$, émigrations au cours de l'année, nettes des décès ;
- $D_{st}(a)$, $0 \leq a \leq 99+$, décès au cours de l'année des personnes résidentes au 1^{er} janvier.

Les mouvements de population tels que nous les définissons sont « nets » des interactions entre mortalité et migrations (on suppose également que les migrations « aller-retour » au cours de la même année ne sont pas comptabilisées). L'objectif est de pouvoir lier les mouvements de population à des transitions entre le 1^{er} janvier et le 31 décembre de l'année, en ne considérant que l'état initial et l'état final :

- décès : résident \rightarrow décédé,
- émigration : résident \rightarrow non-résident,
- immigration : non-résident \rightarrow résident.

Toutefois, les données de l'OFS relatives aux mouvements de population ne répondent pas à ces définitions. Il s'agit de données brutes, issues de comptages des mouvements. De ce fait, les décès enregistrés contiennent les décès après immigration et pas les décès après émigration, alors que les migrations enregistrées contiennent des individus qui décèdent entre

leur migration et la fin de l'année. La méthode utilisée pour transformer les flux bruts en flux nets est présentée dans Chaze (2003).

L'évolution des stocks de population au 1^{er} janvier est fournie par l'équation de récurrence suivante :

$$E_{st}^r(a) = E_{s,t-1}^r(a-1) - D_{s,t-1}(a-1) + M_{s,t-1}^+(a-1) - M_{s,t-1}^-(a-1), \quad 1 \leq a \leq 99.$$

Au niveau de la catégorie résiduelle $a = 100+$, on a :

$$E_{st}^r(100+) = E_{s,t-1}^r(99+) - D_{s,t-1}(99+) + M_{s,t-1}^+(99+) - M_{s,t-1}^-(99+),$$

avec $E_{st}^r(99+) = E_{st}^r(99) + E_{st}^r(100+)$.

Par la suite, on posera que $a = 99+ \Leftrightarrow a+1 = 100+$, ce qui permet d'écrire des formules de récurrence restant valables pour la classe d'âge résiduelle.

Enfin, à partir des effectifs de population résidente, des migrations et des décès, on peut définir les probabilités de décès, de survie et d'émigration, comme suit :

$$d_{st}(a) = \frac{D_{st}(a)}{E_{st}^r(a)}, \quad 0 \leq a \leq 99+, \text{ probabilités de décès, au cours de l'année, des personnes}$$

résidentes au 1^{er} janvier,

$$l_{st}(a) = 1 - d_{st}(a), \quad 0 \leq a \leq 99+, \text{ probabilités de survie, au cours de l'année, des personnes}$$

résidentes au 1^{er} janvier,

$$m_{st}(a) = \frac{M_{st}^-(a)}{E_{st}^r(a)}, \quad 0 \leq a \leq 99+, \text{ probabilités d'émigration (nettes des décès), au cours de}$$

l'année, des personnes résidentes au 1^{er} janvier.

1.2 Scénario démographique de référence

Pour les simulations présentées dans ces pages, qui seront réalisées à l'horizon 2030, on se base sur le scénario démographique moyen A-00-2005 publié par l'OFS (voir Kohli et al, 2006, pour une description détaillée). Ce scénario prolonge les tendances observées au cours des dernières années, et intègre en particulier les effets de l'entrée en vigueur des accords bilatéraux sur la libre circulation des personnes.

Les caractéristiques principales de ce scénario sont la poursuite d'un léger accroissement de la population de la Suisse au cours des trente prochaines années, une accélération du vieillissement démographique durant cette même période et une hausse importante du nombre de retraités par actif. Ainsi, selon le scénario «moyen», la croissance démographique de la

Suisse se poursuivrait jusqu'en 2036, avec 8.152 millions de personnes, ensuite la population diminuerait lentement pour atteindre 8.061 millions en 2050.

Compte tenu de la disponibilité des données publiées par l'OFS sur les mouvements démographiques en 2005 et 2006 et la population résidente au 31 décembre de ces mêmes années, nous avons mis à jour les données démographiques sous-jacentes au modèle jusqu'aux effectifs par âge et par sexe au 1^{er} janvier 2007. Sur cette base, on exploite les mouvements démographiques fournis par le scénario A-00-2005 de 2007 à 2030 pour déterminer l'évolution des effectifs de population résidente par âge et par sexe au 1^{er} janvier, de 2007 à 2031.

Précisons que les données sur la population résidente au 1^{er} janvier 2006 restent très proches de celles fournies par le scénario A-00-2005. Elles représentent en effet tous âges confondus une diminution de 3'682 hommes et 2'687 femmes. Au niveau des cohortes, les écarts s'étendent de -320 (femmes âgées d'1 an) à +202 (femmes de 20 ans), et la somme des écarts en valeur absolue donne 7'120 hommes et 7'435 femmes, soit 1.95‰ de la population totale observée dans les deux cas.

Les données sur la population résidente au 1^{er} janvier 2007 s'écartent davantage de celles fournies par le scénario A-00-2005, ce qui n'est pas surprenant dans la mesure où les erreurs de prévision peuvent se cumuler d'une année sur l'autre. Tous âges confondus, les écarts s'avèrent toutefois moindres qu'en 2006, avec une diminution de 3'473 hommes et 2'008 femmes par rapport au scénario retenu. Ces différences restent valables pour toutes les années ultérieures, compte tenu de la formule de récurrence appliquée (voir section précédente).

Au niveau des cohortes, les écarts s'étendent de -523 (hommes de 34 ans) à +753 (hommes âgés d'1 an), et la somme des écarts en valeur absolue donne 13'739 hommes et 12'402 femmes, soit respectivement 3.73‰ et 3.24‰ de la population totale observée au 1^{er} janvier 2007. Compte tenu du cumul des effectifs dans la classe résiduelle 100+, la somme des écarts en valeur absolue diminue au cours du temps, pour atteindre 12'631 hommes et 9'158 femmes (respectivement 3.15‰ et 3.22‰ de la population totale observée) au 1^{er} janvier 2031, date qui clôture la période de simulation.

2. Prise en compte de la retraite anticipée

2.1 Cadre conceptuel de la retraite anticipée

Le modèle de simulation de l'AVS du LEA (voir Antille et al, 2003) permet de prendre en compte des fluctuations de l'âge légal de la retraite, telles qu'en ont connues les femmes (passage de 65 ans à 62 ans dans les années 1950-1960 et passage de 62 à 64 ans dans les années 2000, la 11^{ème} révision de l'AVS envisageant le relèvement à 65 ans dès 2009). Par contre, il ne permettait pas précédemment de prendre en compte la flexibilité de la retraite, c'est-à-dire la possibilité pour un individu de prendre sa retraite à un âge autre que l'âge ordinaire². Nous allons introduire cette flexibilité sur la base des possibilités offertes dans le cadre de la 10^{ème} révision de l'AVS, que l'on étendra sur la base des propositions envisagées dans le cadre de la 11^{ème} révision, à savoir essentiellement la possibilité de toucher une rente vieillesse à partir de 62 ans, tant pour les hommes que pour les femmes, soit au maximum trois ans avant l'âge légal de la retraite.

Examinons d'abord le cadre de base, sans flexibilité de la retraite (pour une présentation plus complète, on se référera à Chaze, 2003).

Considérons la génération g de sexe s , et notons $A(g,s)$ l'âge légal de la retraite qui lui est spécifique. En l'absence d'anticipation ou d'ajournement de la rente vieillesse, cette cohorte prendra sa retraite à l'année $T(g,s) = g + A(g,s)$.

Notons r_{st} l'âge légal de la retraite en vigueur à l'année t pour une personne de sexe s .

De manière générale, on a pour tout g et tout s : $A(g,s) \geq r_{sT(g,s)}$.

En effet, en cas d'abaissement de l'âge légal, plusieurs générations passent à la retraite conjointement cette année-là (inversement, en cas de relèvement de l'âge légal, aucune génération ne passe à la retraite cette année-là).

Ce phénomène exerce un impact sur les rentes, car si les personnes arrivant à la retraite à un âge égal à celui en vigueur touchent leur première rente le mois qui suit l'anniversaire, les personnes arrivant à la retraite à un âge supérieur à celui en vigueur toucheront leur première rente dès le mois de janvier.

Pour prendre en compte cette différence, on définit une variable muette :

$$\delta_{gs}^{TR} = \begin{cases} 1 & \text{si } A(g,s) = r_{sT(g,s)} \\ 0 & \text{si } A(g,s) > r_{sT(g,s)} \end{cases}.$$

² L'âge ordinaire de la retraite désigne l'âge légal qui s'applique à un individu de sexe et de génération donnés.

Supposons maintenant qu'un individu appartenant à la génération g de sexe s prend sa retraite en l'année t , à l'âge $a = t - g$. On note $k = a - A(g,s)$ la différence (en années) entre l'âge de la retraite effective et l'âge légal de la retraite.

Trois cas sont envisageables a priori :

- $k < 0$: l'individu anticipe sa retraite,
- $k = 0$: l'individu prend sa retraite à l'âge ordinaire,
- $k > 0$: l'individu ajourne sa retraite.

Dans le cadre du modèle de base, on a supposé que tous les individus prenaient leur retraite à l'âge légal spécifique à leur génération et à leur sexe. Le but de la présente étude est d'introduire les possibilités d'anticipation d'un, deux ou trois ans envisagées dans le projet de la 11^{ème} révision de l'AVS. Dans cette optique, on formule les hypothèses suivantes :

H2.1 : Les individus peuvent anticiper leur passage légal à la retraite de trois ans au maximum.

Plus précisément, on supposera qu'il est possible de toucher une rente vieillesse à partir du mois officiel de passage à la retraite, mais avec 1, 2 ou 3 ans d'avance sur l'âge légal. On ne considère pas la possibilité d'avancer sa retraite sur des fractions d'années, ni l'opportunité d'anticiper des demi-rentes.

H2.2 : Il n'y a pas d'ajournement de la retraite.

On ignore les possibilités d'ajournement de la retraite, déjà offertes dans le cadre de la 10^{ème} révision de l'AVS. Elles concernent et devraient continuer à concerner dans le futur un nombre limité d'individus.

De ce fait, les choix possibles de k pour un individu se limitent aux valeurs $k = -3, -2, -1, 0$. Considérons un individu appartenant à la génération g de sexe s . Cette personne peut choisir entre les 4 valeurs a priori de k . Concrètement, au cours des années successives $T(g,s) + k$, pour $k = -3, -2, -1$, il peut choisir de prendre ou non la retraite anticipée. L'année de la prise de décision est donc entièrement déterminée par le couple (g,s) , qui fixe l'année de la retraite ordinaire, et par k , qui détermine l'écart par rapport à cette année de référence pour la cohorte.

On définit alors $\gamma_{gs}(k)$ la probabilité qu'un individu de sexe s né en g décale sa retraite de k années par rapport à l'âge légal.

Selon nos hypothèses :

$$\gamma_{gs}(k) \geq 0, k = -3, \dots, 0, \text{ et } \gamma_{gs}(k) = 0, k < -3 \text{ ou } k > 0, \text{ ce qui entraîne que } \sum_{k=-3}^0 \gamma_{gs}(k) = 1.$$

On définit les probabilités cumulées :

$$\Gamma_{gs}(k) = \sum_{l=-\infty}^k \gamma_{gs}(l), \text{ pour tout } k.$$

Alors, la probabilité qu'un individu de la génération g de sexe s soit à la retraite le 1^{er} janvier t est égale à $\Gamma_{gs}(t-T(g,s)-1)$ et la probabilité qu'il soit à la retraite le 31 décembre t est égale à $\Gamma_{gs}(t-T(g,s))$.

Considérons plus spécifiquement les années où la prise de la retraite anticipée est possible, c'est-à-dire $t = T(g,s) + k$, $k = -3, -2, -1$.

Dans ce cas, la probabilité de transiter vers la retraite anticipée est égale à $\frac{\gamma_{gs}(k)}{1-\Gamma_{gs}(k-1)}$ et la

probabilité de ne pas transiter vers la retraite anticipée est égale à $\frac{1-\Gamma_{gs}(k)}{1-\Gamma_{gs}(k-1)}$.

Considérons encore l'année de la retraite ordinaire $t = T(g,s)$. Au 1^{er} janvier, une proportion $\Gamma_{gs}(-1)$ de la population est à la retraite anticipée et une proportion $\gamma_{gs}(0) = 1 - \Gamma_{gs}(-1)$ ne l'est pas. Au 31 décembre, toute la population est à la retraite, qui n'est alors plus une retraite anticipée (seule la rente diffère en fonction du choix effectué).

2.2 Choix possibles de la retraite anticipée

Dans cette section, on va décrire les possibilités offertes aux différentes générations d'hommes et de femmes en termes de nombre d'années d'anticipation.

L'anticipation d'un an de la rente AVS pour les hommes est une mesure de la 10^{ème} révision de l'AVS entrée en vigueur le 1^{er} Janvier 1997. Les hommes de la génération 1933 ont ainsi eu l'opportunité de toucher une rente AVS anticipée à 64 ans en 1997. Par contre, les femmes n'ont eu la possibilité d'anticiper leur rente qu'à partir de 2001, soit lors de la première augmentation de l'âge légal de la retraite des femmes de 62 à 63 ans. La première génération concernée est celle de 1939 qui a pu, malgré l'augmentation de l'âge légal, partir à la retraite à 62 ans en 2001. D'ailleurs, cette première augmentation a également donné la possibilité aux hommes nés à partir de 1938 d'anticiper leur retraite de deux ans, soit le mois suivant leur 63^{ème} anniversaire. De surcroît, compte tenu de la deuxième augmentation de l'âge légal de la retraite des femmes de 63 à 64 ans en 2005, les femmes nées à partir de 1942 peuvent également anticiper leur rente de 2 ans depuis l'année 2004, ceci toujours afin d'avoir la possibilité de se retirer du marché du travail à l'âge de 62 ans.

Le premier scénario de la retraite anticipée (RA10) correspond à la prise en compte de ce facteur dans la 10^{ème} révision de l'AVS. L'âge légal de la retraite des femmes est alors stabilisé dès 2005 à 64 ans pour toute la période de simulation. Les femmes peuvent ainsi anticiper leur rente d'un ou deux ans dès 2004 comme leurs homologues masculins. Le tableau 2.1 résume les possibilités d'anticipation aussi bien pour les hommes que pour les femmes en fonction de leur génération.

Tableau 2.1 : Choix de retraite anticipée par génération pour le scénario RA10

Génération	Hommes			Femmes		
	Age légal de retraite	Année de retraite	Choix d'anticip.	Age légal de retraite	Année de retraite	Choix d'anticip.
1933	65	1998	0,-1	62	1995	0
1934	65	1999	0,-1	62	1996	0
1935	65	2000	0,-1	62	1997	0
1936	65	2001	0,-1	62	1998	0
1937	65	2002	0,-1	62	1999	0
1938	65	2003	0,-1,-2	62	2000	0
1939	65	2004	0,-1,-2	63	2002	0,-1
1940	65	2005	0,-1,-2	63	2003	0,-1
1941	65	2006	0,-1,-2	63	2004	0,-1
1942+	65	2007	0,-1,-2	64	2006	0,-1,-2

Etant donné que le modèle des prestations commence en l'an 2000, on suppose pour simplifier qu'aucun individu n'entre en retraite anticipée avant la première année de simulation, c'est-à-dire que l'on néglige les départs prématurés pour les générations antérieures à celle de 1936. Cette hypothèse n'affecte que les hommes puisque les premières femmes concernées par la retraite anticipée sont celles nées en 1939.

Le deuxième scénario de la retraite anticipée (RA11) se base sur le passage de l'âge légal de la retraite des femmes à 65 ans en 2009. En contrepartie, il est prévu d'introduire dès 2009 la possibilité d'anticiper la rente AVS de 3 ans. Pour les hommes, la génération 1947 est alors la première à bénéficier de cette opportunité, qui s'applique par contre chez les femmes dès la génération 1945. En effet, suivant les règles de la 10^{ème} révision, les femmes nées en 1945 ou 1946 ont la possibilité de partir à la retraite à 62 ans (en 2007, respectivement 2008) avec 2 ans d'anticipation. Lors de l'entrée en vigueur de la 11^{ème} révision en 2009, une telle

anticipation, effectuée selon le précédent régime, se transforme en une anticipation de 3 ans avec le relèvement de l'âge légal à 65 ans.

Tableau 2.2 : Choix de retraite anticipée par génération pour le scénario RA11

Génération	Hommes			Femmes		
	Age légal de retraite	Année de retraite	Choix d'anticip.	Age légal de retraite	Année de retraite	Choix d'anticip.
1936	65	2001	0,-1	62	1998	0
1937	65	2002	0,-1	62	1999	0
1938	65	2003	0,-1,-2	62	2000	0
1939	65	2004	0,-1,-2	63	2002	0,-1
1940	65	2005	0,-1,-2	63	2003	0,-1
1941	65	2006	0,-1,-2	63	2004	0,-1
1942	65	2007	0,-1,-2	64	2006	0,-1,-2
1943	65	2008	0,-1,-2	64	2007	0,-1,-2
1944	65	2009	0,-1,-2	64	2008	0,-1,-2
1945	65	2010	0,-1,-2	65	2010	0,-1,-2,-3
1946	65	2011	0,-1,-2	65	2011	0,-1,-2,-3
1947+	65	2012	0,-1,-2,-3	65	2010	0,-1,-2,-3

Une fois déterminées les possibilités de choix de retraite anticipée selon les deux scénarios institutionnels envisagés, l'étape suivante consiste à déterminer les taux de réduction des rentes correspondant aux possibilités d'anticipation prévues.

2.3 Taux de réduction des rentes

En premier lieu, on considère des taux de réduction des rentes de nature actuarielle. Ainsi, un individu touchant une rente AVS anticipée verra sa rente réduite d'un certain taux tout au long de sa retraite. Bien évidemment, plus l'individu anticipe sa retraite, plus le taux de réduction est élevé. Pour les hommes, les taux de réduction obtenus sont constants et se montent, dans le cadre de la 10^{ème} révision de l'AVS, à 6.8% par année d'anticipation. Par contre, pour les femmes, les premières générations concernées par les augmentations par paliers de l'âge légal de la retraite bénéficient de taux plus favorables, à savoir 3.4% par année d'anticipation. Les tableaux 2.3 et 2.4 résument, respectivement pour les hommes et les femmes, les taux de réduction par génération pour les deux scénarios envisagés.

Tableau 2.3 : Taux de réduction de la rente par génération pour les hommes

Génération	Age légal	RA10		RA11		
		Années d'anticipation		Années d'anticipation		
		2	1	3	2	1
1936-1937	65		6.8%			6.8%
1938-1946	65	13.6%	6.8%		13.6%	6.8%
1947 +	65	13.6%	6.8%	20.4%	13.6%	6.8%

Chez les hommes, aucune augmentation de l'âge légal de la retraite n'étant prévue dans les deux scénarios retenus, les taux de réduction sont maintenus à 6.8% par année d'anticipation. Ce principe est étendu dans le scénario RA11, pour lequel les hommes nés à partir de 1947 peuvent anticiper la retraite à 62 ans, moyennant une réduction de leur rente de 20.4%. Par ailleurs, compte tenu de notre hypothèse simplificatrice (qui ignore les possibilités d'anticipation offertes aux hommes avant 2000), la première génération qui peut anticiper la retraite est celle de 1936.

Tableau 2.4 : Taux de réduction de la rente par génération pour les femmes

Génération	RA 10			RA11			
	Age légal	Années d'anticip.		Age légal	Années d'anticipation		
		2	1		3	2	1
1939-1941	63		3.4%	63			3.4%
1942-1944	64	6.8%	3.4%	64		6.8%	3.4%
1945	64	6.8%	3.4%	65	6.8%	3.4%	3.4%
1946	64	6.8%	3.4%	65	6.8%	6.8%	3.4%
1947	64	6.8%	3.4%	65	10.2%	6.8%	3.4%
1948-1952	64	13.6%	6.8%	65	20.4%	13.6%	3.4%
1953 +	64	13.6%	6.8%	65	20.4%	13.6%	6.8%

En ce qui concerne les femmes, le scénario RA10 correspond aux règles en vigueur dans le cadre de la 10^{ème} révision de l'AVS. Les taux préférentiels liés au relèvement de l'âge de la retraite de 62 à 64 ans sont offerts aux générations 1939 à 1947, les taux actuariels s'appliquant aux générations suivantes. Bien que le scénario RA11 prévoie un relèvement supplémentaire à 65 ans en 2009, on applique les taux préférentiels pour les mêmes générations. Ainsi, on peut constater dans le tableau 2.4 que les trois premières générations

qui sont concernées par l'augmentation de l'âge légal de la retraite des femmes à 65 ans en 2009 pourront anticiper leur rente à 62 ans avec un taux préférentiel, qui varie d'une génération à l'autre en raison du basculement de la 10^{ème} vers la 11^{ème} révision en 2009. Celui-ci entraîne en effet un allongement de la longueur des anticipations déjà réalisées (en 2007 ou 2008) par les générations 1945 et 1946, mais sans changer pour autant les taux de réduction. Les générations suivantes, soit celles de 1948 à 1952, sont les dernières à bénéficier d'un taux favorable. Cependant, il est prévu qu'un tel taux ne s'applique que pour les femmes qui anticipent leur retraite d'une année, soit à 64 ans, avec une réduction de la rente de 3.4%. Autrement, le coût sera le même que pour les hommes, soit une réduction de 20.4% si elles décident d'anticiper de 3 ans (à 62 ans), et de 13.6% si elles optent pour une retraite anticipée de 2 ans (à 63 ans). Quant aux générations 1953 et suivantes, elles auront les mêmes possibilités au niveau du nombre d'années d'anticipation, mais avec des taux de réduction entièrement similaires à ceux de la population masculine.

Un scénario alternatif est la détermination du taux de réduction de la rente en fonction du revenu déterminant³. Un tel principe, qui vise à faciliter l'accès à la retraite anticipée pour les revenus les plus modestes (qui correspondent souvent aux travaux les plus pénibles) avait été envisagé par le Conseil fédéral dans le projet initial de 11^{ème} révision de l'AVS, avant d'être rejeté par le Parlement au profit de taux actuariels sans lien avec le revenu. Bien qu'abandonnée pendant plusieurs années au profit d'autres formules⁴, cette approche a retrouvé une certaine actualité dans les discussions parlementaires fin 2007. Par ailleurs, il nous a semblé intéressant de la simuler car le modèle du LEA permet d'intégrer sans difficulté des taux de réduction dépendant du revenu déterminant.

Dans ce contexte, on suppose qu'un individu se situant dans les classes de revenu donnant lieu à une rente simple maximale verrait sa rente réduite d'un taux actuariel, toujours fonction du nombre d'années d'anticipation, alors qu'une personne se trouvant dans les classes de revenus donnant lieu à une rente simple minimale bénéficierait d'un taux préférentiel, réduit de moitié par rapport au taux actuariel, sans dépasser toutefois le taux actuariel obtenu avec une année d'anticipation de moins. Pour les individus se trouvant dans les classes de revenu intermédiaires, on considère des taux calculés d'après une simple interpolation linéaire.

³ Voir section 4.1 pour la définition du revenu annuel moyen déterminant et son impact sur le calcul des rentes.

⁴ En 2005, l'introduction d'une rente pont, permettant à certains individus (par exemple des chômeurs en fin de droit) de combler les dernières années les séparant de l'âge légal de la retraite, sans pour autant anticiper la rente de vieillesse, donc sans entraîner de réduction de cette dernière, a été envisagée. Une mesure de ce type s'apparente toutefois plutôt aux prestations complémentaires de l'AVS (PC), non prises en compte dans le modèle du LEA.

On propose cette alternative pour une simulation relative à la 11^{ème} révision de l'AVS, en liaison avec l'augmentation de l'âge légal de la retraite des femmes à 65 ans. Chez les hommes, la première génération concernée par cette alternative est celle de 1947, soit la première qui a la possibilité d'anticiper la rente à l'âge de 62 ans. Chez les femmes, compte tenu du fait que la génération 1947 bénéficie de taux préférentiels réduits de moitié (donc plus avantageux que la réforme simulée) tant dans les scénarios RA10 que RA11, la première génération concernée est alors 1948. Cependant, les femmes appartenant aux générations 1948 à 1952 conservent le bénéfice d'un taux réduit de moitié dans le cadre du scénario RA11, mais uniquement pour une retraite à 64 ans. Dans ce cas, le taux de réduction variable en fonction du revenu ne s'applique que pour des anticipations de deux ou trois ans, le taux fixe de 3.4% restant valable pour une anticipation d'un an, quel que soit le revenu.

Le graphique 2.1 et le tableau 2.5 résument les taux de réduction appliqués aux générations 1947 et suivantes chez les hommes et aux générations 1948 (1953 pour une anticipation d'un an) et suivantes chez les femmes, suivant nos hypothèses.

Figure 2.1 : Réduction de la rente selon la classe de revenu et les années d'anticipation

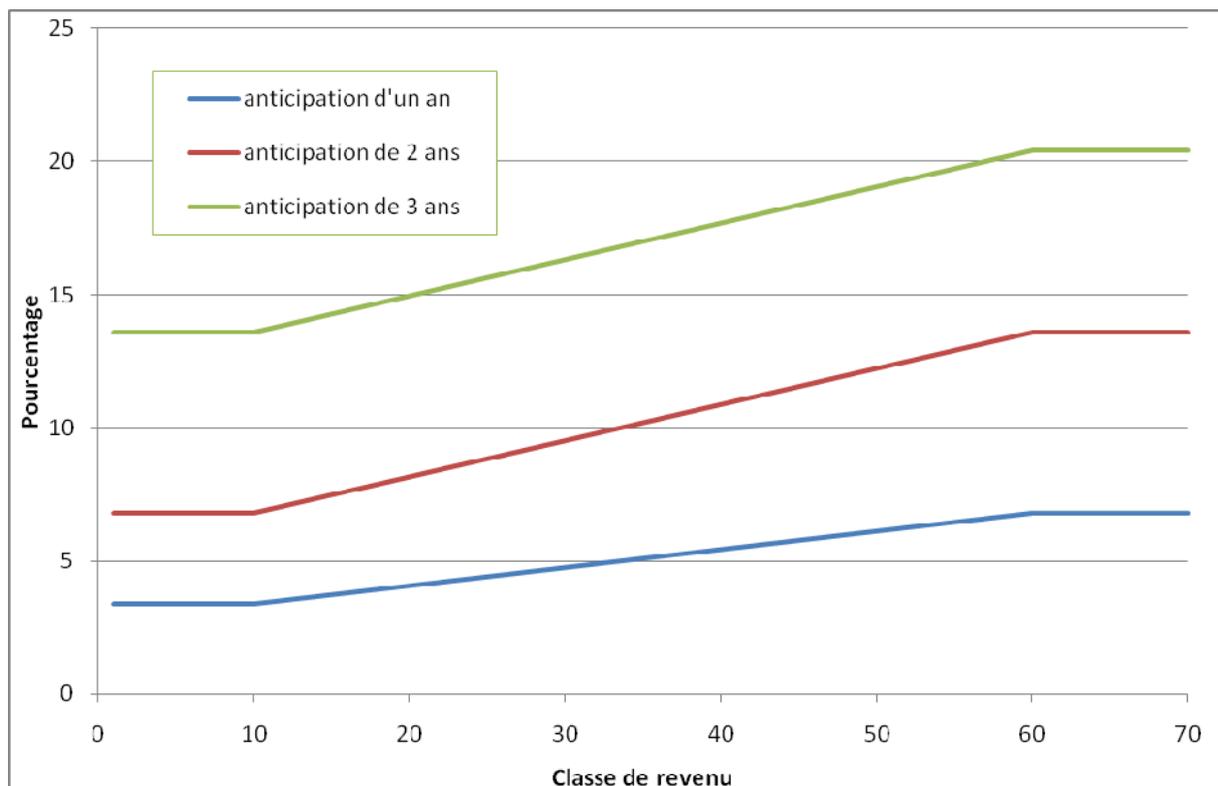


Tableau 2.5 : Taux de réduction des rentes en fonction de la classe du revenu

Années d'anticipation	Taux minimum	Taux maximum	Ordonnée à l'origine	Pente
1	3.4	6.8	2.72	0.068
2	6.8	13.6	5.44	0.136
3	13.6	20.4	12.24	0.136

2.4 Scénarios sur les probabilités d'anticipation de la rente

Dans cette section, on va décrire les scénarios choisis pour simuler l'impact de la retraite anticipée. Ces scénarios se rapportent aux probabilités de choix $\gamma_{gs}(k)$, $k = -3, -2, -1, 0$, pour les différentes générations g de sexe s .

Sur la base des grandes enquêtes par sondage effectuées par l'OFS, il est périlleux d'estimer la proportion d'individus qui touchent une rente AVS anticipée. Seul le module spécifique de l'enquête suisse sur la population active (ESPA) 2002 consacré à la retraite a permis d'évaluer ces pourcentages, qui semblent toutefois très élevés, puisqu'ils se montent à 29.4% pour les hommes et à 38.5% pour les femmes (voir Candolfi, 2005). Ces taux sont calculés sur un nombre très limité d'observations, ce qui pose un problème de précision dans l'estimation au niveau de l'ensemble de la population. Des informations analogues sont également disponibles dans le panel suisse des ménages (PSM), mais depuis l'année 2002 seulement. Les taux de non-réponses étant très élevés, on ne s'est pas attardé sur ces indications.

Afin d'évaluer les proportions de retraités qui anticipent leur rente AVS, on se base sur deux sources d'information. La première est la publication de l'OFAS sur la statistique de l'AVS⁵. Cette première source nous fournit le nombre de rentes qui ont été anticipées en Suisse et à l'Etranger de 1997 à 2006. Ensuite, on utilise le modèle des prestations⁶. En effet, ce modèle nous donne la répartition des ayants droit à l'AVS par sexe, âge, année, et selon le domicile (Suisse et Etranger). En calculant le rapport du nombre de rentes anticipées par sexe et par génération aux ayants droits aux rentes correspondants, on peut ainsi évaluer le pourcentage des individus qui partent en retraite anticipée. On obtient ainsi des taux pour les domiciliés en Suisse et pour ceux qui vivent à l'Etranger. Cependant, étant donné que l'on ne distingue pas cet aspect dans le modèle des prestations, on cumule le nombre de rentes anticipées et on le

⁵ Voir par exemple Eschmann (2007).

⁶ Voir section 4.1 ou, pour plus de détails, Chaze (2003).

divise par l'ensemble des ayants droit résidant en Suisse ou à l'Étranger pour obtenir les pourcentages des préretraités pour l'AVS.

Le tableau 2.6 présente les pourcentages d'hommes et de femmes qui anticipent leur rente AVS d'un ou deux ans selon l'année, qui sont calculés à partir des données de l'OFAS et des effectifs issus du modèle des prestations. Les valeurs fournies à partir de 2007 constituent quant à elles des hypothèses.

Tableau 2.6 : Pourcentage des hommes et des femmes qui touchent une rente AVS anticipée par année pour le scénario RA10

Année	Domicile	Anticipation Hommes		Anticipation Femmes	
		2 ans	1 an	2 ans	1 an
2000	Suisse	Non possible	5.3%	Non possible	
	Etranger		3.7%		
	Total		4.6%		
2001	Suisse	2.9%	6.2%	Non possible	19.9%
	Etranger	2.7%	5.5%		9.7%
	Total	2.8%	5.9%		16.1%
2002	Suisse	2.8%	4.1%	Non possible	15.7%
	Etranger	2.8%	4.2%		10.9%
	Total	2.8%	4.1%		13.9%
2003	Suisse	3.0%	4.1%	Non possible	15.9%
	Etranger	3.4%	4.4%		9.4%
	Total	3.1%	4.2%		13.6%
2004	Suisse	3.3%	4.1%	12.7%	Non possible
	Etranger	3.8%	4.2%	8.7%	
	Total	3.5%	4.1%	11.3%	
2005	Suisse	3.5%	4.0%	12.9%	13.8%
	Etranger	4.0%	4.2%	8.4%	8.4%
	Total	3.7%	4.1%	11.4%	11.9%
2006	Suisse	3.8%	3.9%	14.1%	12.6%
	Etranger	4.3%	4.0%	8.7%	7.0%
	Total	4.0%	4.0%	12.3%	10.7%
2007+	Total	4.0%	5.0%	10.0%	12.0%

On utilise en effet les anticipations des rentes observées jusqu'en 2006, mais il faut ensuite estimer les pourcentages pour les années 2007 et suivantes. En se basant sur les observations, on suppose que 4% des hommes choisissent d'anticiper leur rente à 63 ans et que 5% le font à l'âge de 64 ans. Pour la population féminine, les taux retenus sont plus élevés puisque 10% anticipent la rente de 2 ans, alors que 12% des femmes le font d'une année.

Un autre moyen de représenter les pourcentages d'individus qui anticipent leur retraite (sans distinction de domicile) est une représentation par génération. Les premières générations qui ont l'opportunité d'anticiper la rente AVS d'une année sont celles de 1936 pour les hommes (selon notre hypothèse simplificatrice déjà mentionnée, les générations 1933 à 1935 étant ignorées à ce niveau) et celle de 1939 pour les femmes (voir tableau 2.1).

Tableau 2.7 : Pourcentage des hommes et des femmes qui touchent une rente AVS anticipée par génération pour le scénario RA10

Génér.	Anticipation Hommes			Anticipation Femmes		
	2 ans	1 an	0 ans	2 ans	1 an	0 ans
1935	NP	NC	100%	NP	NP	100%
1936	NP	4.6%	95.4%			
1937	NP	5.9%	94.1%			
1938	2.8%	4.1%	93.1%			
1939	2.8%	4.2%	93.0%	NP	16.1%	83.9%
1940	3.1%	4.1%	92.8%	NP	13.9%	86.1%
1941	3.5%	4.1%	92.4%	NP	13.6%	86.4%
1942	3.7%	4.0%	92.3%	11.3%	11.9%	76.8%
1943	4.0%	5.0%	91.0%	11.4%	10.7%	77.9%
1944	4.0%	5.0%	91.0%	12.3%	12.0%	75.7%
1945+	4.0%	5.0%	91.0%	10.0%	12.0%	78.0%

(NP : non possible, NC : non considéré)

On a vu que certaines femmes disposaient de taux de réduction préférentiels, ceci afin de compenser partiellement la transition de l'augmentation de l'âge légal de la retraite. Comme on vient de le préciser pour la génération 1942, il est fort probable que les femmes qui disposent d'un tel traitement en profitent par rapport aux générations dont les taux de réduction des rentes sont similaires à ceux des hommes. On propose ainsi un nouveau scénario (RA10_2) qui tient compte des générations qui disposent de taux favorables. Dans

cette optique, on fait l'hypothèse que les pourcentages des femmes nées à partir de 1948 qui anticipent la rente AVS sont les mêmes que ceux des hommes, à savoir 4% pour celles qui l'anticipent de deux ans et 5% pour celles qui l'anticipent d'une année.

En ce qui concerne le scénario RA11, soit celui qui prend en compte l'augmentation de l'âge légal de la retraite des femmes à 65 ans en 2009, il nous faut déterminer quelle est la proportion d'individus partant à la retraite anticipée trois ans avant l'âge légal pour les générations concernées, soit les générations 1947 et suivantes. En l'absence de toute information, on fixe arbitrairement ce taux à 3% pour les hommes et 5% pour les femmes. Dans ce contexte également, on postule un scénario alternatif (RA11_2) qui différencie le comportement des femmes selon qu'elles bénéficient de taux de réduction favorables ou non. Dans ce cas, on suppose que les taux d'anticipation des femmes sont similaires à ceux des hommes dès lors qu'elles ne bénéficient plus de taux préférentiels. On résume les deux scénarios (RA11 et RA11_2) pour les femmes dans le tableau 2.8, sachant que pour les hommes le problème ne se pose pas dans la mesure où ils ne disposent pas de taux de réduction favorables.

Tableau 2.8 : Pourcentage des femmes qui touchent une rente AVS anticipée par génération

Génér.	RA11				RA11_2			
	3 ans	2 ans	1 an	0 ans	3 ans	2 ans	1 an	0 ans
1942	NP	11.3%	11.9%	76.8%	NP	11.3%	11.9%	76.8%
1943	NP	11.4%	10.7%	77.9%	NP	11.4%	10.7%	77.9%
1944	NP	12.3%	12.0%	75.7%	NP	12.3%	12.0%	75.7%
1945	12.0%	10.0%	5.0%	73.0%	12.0%	10.0%	5.0%	73.0%
1946	10.0%	5.0%	12.0%	73.0%	10.0%	5.0%	12.0%	73.0%
1947	5.0%	10.0%	12.0%	73.0%	5.0%	10.0%	12.0%	73.0%
1948-52	5.0%	10.0%	12.0%	73.0%	3.0%	4.0%	12.0%	81.0%
1953+	5.0%	10.0%	12.0%	73.0%	3.0%	4.0%	5.0%	88.0%

Les deux dernières simulations prennent en compte des taux de réduction qui dépendent du RAMD avec les deux scénarios présentés ci-dessus. Dans le premier cas, on applique des taux constants dès la première génération concernée, soit celle de 1947, comme le montre le tableau 2.9.

Tableau 2.9 : Pourcentage des hommes et des femmes qui touchent une rente AVS anticipée – scénario RA11_RAMD

Génér.	Hommes				Femmes			
	3 ans	2 ans	1 an	0 ans	3 ans	2 ans	1 an	0 ans
1947+	3.0%	4.0%	5.0%	88.0%	5.0%	10.0%	12.0%	73.0%

Dans le second cas, on suppose que les taux d'anticipation des femmes s'ajustent à ceux des hommes dès lors qu'elles bénéficient des mêmes conditions en termes de réduction des rentes. Par contre, comme dans le cas précédent, on n'a pas tenté d'évaluer l'impact qu'aurait une réduction liée au RAMD sur les taux d'anticipation des hommes. Le tableau 2.10 permet d'apprécier les spécificités de cette variante par rapport à celle précédemment considérée.

Tableau 2.10 : Pourcentage des hommes et des femmes qui touchent une rente AVS anticipée – scénario RA11_2_RAMD

Génér.	Hommes				Femmes			
	3 ans	2 ans	1 an	0 ans	3 ans	2 ans	1 an	0 ans
1947	3.0%	4.0%	5.0%	88.0%	5.0%	10.0%	12.0%	73.0%
1948-52	3.0%	4.0%	5.0%	88.0%	3.0%	4.0%	12.0%	81.0%
1953+	3.0%	4.0%	5.0%	88.0%	3.0%	4.0%	5.0%	88.0%

Les premières différences dans les résultats entre ces deux scénarios se produisent en 2010, puisque dans le dernier cas, il n'y a plus que 3% des femmes qui anticipent l'AVS de trois ans, soit deux points de pourcentage de moins que dans le scénario précédent.

3. Impact de la retraite anticipée sur les cotisations

3.1 Cadre conceptuel du modèle des cotisations

Avant de présenter l'intégration de la retraite anticipée dans le modèle des cotisations du LEA, une description succincte de ce modèle est nécessaire pour comprendre les hypothèses utilisées pour cette intégration. Des descriptions plus détaillées relatives à différents aspects de ce modèle se trouvent dans Aeschmann et al (1999, 2000) ou Antille et al (2003b) pour les développements plus récents.

Le modèle des cotisations du LEA se rapporte aux cotisations à l'AVS versées par la population résidente permanente. Ne sont donc pas prises en compte les cotisations versées par les saisonniers et les frontaliers, de même que les cotisations volontaires des Suisses résidant à l'étranger. L'absence de données précises sur ces populations est la cause principale de cette restriction.

La base du modèle est constituée par les effectifs de la population résidente permanente au 1^{er} janvier selon l'âge et le sexe.

Ces effectifs sont répartis en fonction du *statut sur le marché du travail*. On considère quatre états pertinents pour le calcul des cotisations :

1. salarié,
2. indépendant,
3. inactif,
4. chômeur.

Le statut de chômeur étant incompatible avec l'obtention d'une rente de vieillesse, ce statut disparaît lors de l'arrivée à l'âge légal de la retraite $A(g,s)$ d'une cohorte.

La situation sur le marché du travail est caractérisée par des probabilités d'état (au 1^{er} janvier) et des probabilités de transition (entre le 1^{er} janvier et le 31 décembre).

On définit ainsi :

- $p_{st}^h(a)$, $h = 1, \dots, 4$, probabilité qu'un individu de sexe s et d'âge a en t ait le statut h au 1^{er} janvier t ;
- $p_{st}^{hj}(a)$, $h, j = 1, \dots, 4$, probabilité qu'un individu de sexe s et d'âge a en t ayant le statut h au 1^{er} janvier ait le statut j au 31 décembre t .

L'évolution dans le temps des probabilités d'état est gouvernée par la formule de récurrence suivante :

$$p_{s,t+1}^j(a+1) = \sum_{h=1}^4 p_{st}^h(a) p_{st}^{hj}(a), \quad j=1, \dots, 4.$$

L'approche méthodologique choisie est de fixer les probabilités d'état à l'entrée du système et d'estimer un *modèle économétrique des probabilités de transition* $p_{st}^{hj}(a)$. Les probabilités d'état successives peuvent alors être évaluées selon la formule ci-dessus.

L'état initial du modèle est fixé à 16 ans, avec les probabilités d'état suivantes :

$$p_{st}^3(16) = 1, \quad p_{st}^k(16) = 0, \quad k = 1, 2, 4,$$

c'est-à-dire que l'on suppose que tous les individus sont inactifs jusqu'au 1^{er} janvier de leur 16^{ème} année.

La forme fonctionnelle retenue pour les probabilités de transition est celle d'un modèle logistique multinomial, défini comme suit :

$$p_{st}^{hj}(a) = F(x_s' \beta_{shj}) = \begin{cases} \frac{\exp(x_s' \beta_{shj})}{d_{0s} + \sum_{k=1}^3 \exp(x_s' \beta_{shk})} & \text{si } j = 1, 2, 3 \\ \frac{d_{0s}}{d_{0s} + \sum_{k=1}^3 \exp(x_s' \beta_{shk})} & \text{si } j = 4 \end{cases}, \quad h = 1, \dots, 4, \quad s = 1, 2,$$

où x_s est un vecteur de facteurs explicatifs, β_{shj} un vecteur de paramètres spécifiques à la transition considérée, et

$$d_{0s} = \begin{cases} 1 & \text{si } a < A(t-a, s) \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

est une variable muette traduisant la disparition de l'état de chômeur lorsque l'individu atteint l'âge de la retraite.

En ce qui concerne le choix des facteurs explicatifs, on a retenu un profil d'évolution selon l'âge suivant un polynôme de degré 3. La modification des probabilités de transition à partir de la retraite (outre la disparition de l'état de chômeur déjà mentionnée) est captée à travers une variable muette, en l'occurrence d_{0s} . Enfin, le retrait des femmes du marché du travail pour mettre au monde et élever les enfants est pris en compte à l'aide d'une variable muette :

$$d_f = \begin{cases} 1 & \text{si } 24 \leq a \leq 44 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}.$$

Etant donné le manque d'information dans l'échantillon sur les transitions à partir de l'état de chômeur (et sa disparition à partir de la retraite), pour $h = 4$, les paramètres associés à l'âge, à l'âge au cube, au retrait des femmes et au passage à la retraite sont fixés à 0. Le modèle

comporte ainsi 51 paramètres pour les hommes et 60 paramètres pour les femmes. Ces paramètres ont été estimés par le maximum de vraisemblance sur le panel 1992-1996 de l'ESPA (c'est-à-dire le sous-échantillon ayant répondu 5 fois à l'enquête durant cette période). Ce modèle est identique à celui présenté dans Aeschimann et al (1999, 2000). Les paramètres estimés n'étant toutefois pas fournis dans ces publications, on les trouvera en Annexe 1.

En résumé, mis à part l'impact d'une éventuelle variation dans le temps de l'âge de la retraite, les probabilités de transition sur le marché du travail, ainsi que les probabilités d'état qui en résultent, ne dépendent que de l'âge et du sexe. Il s'agit d'une limite du modèle, le marché du travail comportant d'une part un aspect conjoncturel marqué (notamment à travers le chômage) et d'autre part, au moins chez les femmes, une évolution à long terme du comportement, constatée au cours des dernières décennies⁷. Cette limite est imposée par l'échantillon utilisé pour l'estimation. Elle pourrait être partiellement levée par l'utilisation des différentes vagues d'enquête de l'ESPA depuis 1991. Cependant, étant donné la complexité numérique de l'estimation, une mise à jour de ce modèle n'a pas été réalisée à l'heure actuelle.

Une autre limite du modèle est due à l'estimation des probabilités de transition pour les âges très élevés (80 ans et plus). Ces dernières sont peu fiables car les données de l'échantillon sont rares dans cette catégorie d'âge et les profils d'évolution selon l'âge proviennent, en dehors de l'impact de la variable muette d_{0s} sur les transitions et sur la disparition de l'état de chômeur, essentiellement d'une extrapolation du profil cubique selon l'âge, ajusté sur les âges pour lesquels les données sont majoritaires. Il serait préférable d'estimer des profils d'évolution selon l'âge qui soient spécifiques aux retraités plutôt que d'utiliser uniquement une variable muette. Pour cela, il est toutefois nécessaire de disposer d'un échantillon comportant suffisamment de personnes d'âge élevé. Une autre solution serait de contraindre a priori les profils par âge de manière à ce que les probabilités d'être salarié ou indépendant tendent vers 0 lorsque l'âge dépasse 80 ans.

Avec les estimations actuelles, ce résultat est obtenu (sans imposer de contrainte) pour les femmes, mais ne l'est pas pour les hommes où la probabilité d'être indépendant tend à croître au-delà de 80 ans, ce qui entraîne une surestimation des cotisations versées par les personnes très âgées.

⁷ Voir par exemple Chaze, Bilger et Schlessler (2005) pour une analyse de l'évolution de l'activité entre 1970 et 2000.

Une fois introduit le modèle de transition sur le marché du travail, il convient d'analyser son *interaction avec les mouvements démographiques*. En effet, le modèle de transition se rapporte à des individus qui restent dans la population résidente. Concrètement, des individus quittent en cours d'année la population résidente au 1^{er} janvier, soit par le décès, soit par l'émigration. Inversement, des individus intègrent la population résidente au 31 décembre à travers l'immigration.

Les individus qui entrent ou sortent de la population résidente doivent également être distribués dans les états du marché du travail. Pour ce faire, on retient les hypothèses les plus simples, à savoir celles qui n'entraînent aucune modification des probabilités d'état obtenues dans le système fermé. Ces hypothèses sont les suivantes :

- les probabilités de décès selon l'âge et le sexe sont indépendantes du statut sur le marché du travail,
- les probabilités d'émigration selon l'âge et le sexe sont indépendantes du statut sur le marché du travail,
- les probabilités d'état, selon l'âge et le sexe, des immigrants sur le marché du travail en fin d'année sont identiques à celles des résidents non migrants.

Ces hypothèses sont largement discutables, mais en l'absence de modèles explicatifs des migrations ou de la prise en compte de l'état de santé, elles se justifient par l'approche globale par cohorte que l'on a retenue. Toutefois, les barrières à l'immigration des étrangers (concernant la possibilité de devenir indépendant ou chômeur avant un certain délai) pourraient être prises en considération pour améliorer le réalisme du modèle et affecter ainsi l'évolution des probabilités d'état. Elles devraient toutefois être intégrées dans l'estimation des probabilités de transition elles-mêmes.

Le deuxième volet du modèle des cotisations est constitué par les *revenus soumis à cotisation*. Ces derniers sont évidemment liés au statut sur le marché du travail. L'objectif est de déterminer un revenu annuel moyen par individu selon l'âge, le sexe et le statut sur le marché du travail lorsque le taux de cotisation est uniforme, ou une fonction de densité de revenu individuel selon l'âge, le sexe et le statut sur le marché du travail lorsque le taux de cotisation varie selon les tranches de revenu.

Examinons les différents statuts du marché du travail :

1. En ce qui concerne les salariés, on a exploité l'enquête sur la structure des salaires de 1994 (LSE94) pour estimer le revenu salarial brut (avec les paiements spéciaux et 13^{ème} mois, mais sans les heures supplémentaires, que l'on ne peut pas extrapoler à l'année)

moyen selon l'âge et le sexe, calculé par une moyenne pondérée (avec les poids basés sur la stratification) des observations. Le salaire mensuel est extrapolé pour obtenir un revenu annuel moyen en le multipliant par 12⁸.

2. En ce qui concerne les indépendants, on a exploité un échantillon (3322 hommes et 965 femmes) de revenus issus de l'activité indépendante pour la période 1992-1994, fourni par la Centrale de Compensation. L'échantillon comportant un sous-ensemble de revenus égaux à une valeur forfaitaire, on a estimé pour chaque sexe une distribution log-normale censurée et conditionnelle à l'âge. Les résultats de cette estimation sont présentés en Annexe 2.
3. On ne considère pas le revenu des inactifs.
4. En ce qui concerne les chômeurs, pour lesquels on ne disposait pas de données, on a calculé le revenu soumis à cotisation à partir des hypothèses suivantes : 90% des chômeurs sont issus de la population de salariés et 10% de la population d'indépendants, et les allocations de chômage représentent 80% de leur rémunération en tant qu'actifs.

Enfin, on suppose que les revenus évoluent dans le temps de manière uniforme (c'est-à-dire sans modification de l'inégalité) suivant la croissance des salaires.

Le troisième volet du modèle des cotisations concerne le *calcul des cotisations*. Ce calcul se fait en fonction des transitions sur le marché du travail et des mouvements démographiques.

Pour simplifier le processus, on suppose qu'un individu subit au maximum une transition par année, qu'elle soit sur le marché du travail ou de nature démographique. Ainsi, l'état au 1^{er} janvier et l'état au 31 décembre suffisent à caractériser le parcours annuel d'un individu et, en espérance mathématique, une modification d'état se produira au milieu de l'année.

Le calcul des cotisations se fait alors sur les effectifs d'individus répartis en fonction de l'état de départ et de l'état d'arrivée, la cotisation portant à 50% sur le revenu associé à la situation de départ et à 50% sur le revenu associé à la situation d'arrivée.

Lorsque l'état de départ est le reste du monde (immigration) ou l'état d'arrivée le reste du monde (émigration) ou le décès, on n'associe pas de cotisation à cet état.

Lorsque l'état initial ou final est le marché du travail, le calcul de la cotisation annuelle moyenne selon l'âge et le sexe est réalisé de la manière suivante :

1. Pour les salariés, on applique le taux de cotisation AVS sur le revenu moyen selon l'âge et le sexe.

⁸ Voir Antille et al (2003b) pour une représentation graphique de la distribution des salaires des hommes et des femmes.

2. Pour les indépendants, on calcule une cotisation moyenne selon l'âge et le sexe en appliquant le taux de cotisation adéquat au revenu moyen propre à chaque tranche de revenu, multiplié par la probabilité associée à cette tranche.
3. Pour les inactifs, on multiplie la cotisation forfaitaire (indépendante de l'âge et du sexe) par la probabilité qu'un individu de sexe et d'âge donné verse celle-ci. Bien que les personnes mariées puissent cotiser par le biais de leur conjoint lorsque ce dernier a un revenu suffisant, on a fixé (en l'absence d'information sur ce phénomène) une probabilité unitaire sur la période de cotisation obligatoire (de 21 ans à l'âge de la retraite), et nulle en dehors.
4. Pour les chômeurs, on procède comme pour les salariés.

Notons ainsi $\bar{C}_{st}^h(a)$ la cotisation annuelle moyenne d'un individu de sexe s et d'âge a en t dans le statut h du marché du travail, $h = 1, \dots, 4$.

Le tableau 3.1 présente la structure du modèle des cotisations pour une année donnée selon l'âge et le sexe. Les effectifs rentrant en ligne de compte sont marqués d'une croix.

Tableau 3.1 : Transitions dans le modèle des cotisations

		résidents au 31 décembre				émigrants	décès
		salariés	indépend.	inactifs	chômeurs		
résidents au 1 ^{er} janvier	salariés	x	x	x	x	x	x
	indépendants	x	x	x	x	x	x
	inactifs	x	x	x	x	x	x
	chômeurs	x	x	x	x	x	x
immigrants		x	x	x	x	0	0

Considérons les personnes de sexe s et d'âge a en t . On note h le statut d'un résident au 1^{er} janvier sur le marché du travail et j le statut correspondant d'un résident au 31 décembre, pour $h, j = 1, \dots, 4$. On a alors les effectifs suivants :

- Résidents pendant l'année : $E_{st}^r(a) p_{st}^h(a) p_{st}^{hj}(a) (l_{st}(a) - m_{st}(a))$.
- Décès : $E_{st}^r(a) p_{st}^h(a) d_{st}(a)$.
- Emigrants : $E_{st}^r(a) p_{st}^h(a) m_{st}(a) = M_{st}^-(a) p_{st}^h(a)$.
- Immigrants : $M_{st}^+(a) \sum_{h=1}^4 p_{st}^h(a) p_{st}^{hj}(a) = M_{st}^+(a) p_{s,t+1}^j(a+1)$.

Les résidents versent la moitié de la cotisation annuelle moyenne associée au statut h et la moitié de la cotisation annuelle moyenne associée au statut j . Les émigrants et les personnes décédées versent la moitié de la cotisation annuelle moyenne associée au statut h et les immigrants la moitié de la cotisation annuelle moyenne associée au statut j .

De là, on peut facilement déduire que les cotisations versées par les individus de sexe s et d'âge a en t dans les états $h = 1, \dots, 4$ du marché du travail sont obtenues comme suit :

$$C_{st}^h(a) = \bar{C}_{st}^h(a) \frac{E_{st}^r(a) p_{st}^h(a) + E_{s,t+1}^r(a+1) p_{s,t+1}^h(a+1)}{2},$$

soit simplement en faisant le produit de la cotisation annuelle moyenne propre au statut considéré par l'effectif moyen d'individus appartenant à ce statut.

La somme des cotisations versées dans les 4 statuts donne les cotisations versées en t par la génération née en $t - a$ de sexe s .

3.2 Modèle des cotisations avec retraite anticipée

Pour prendre en compte la retraite anticipée, telle que nous l'avons définie dans la section 2, dans le modèle des cotisations du LEA, nous allons introduire un cinquième statut sur le marché du travail, celui de rentier anticipé de l'AVS. Un individu de ce type se distingue en effet d'un inactif sans rente AVS, par le fait qu'il se retire totalement du marché du travail au moins jusqu'à l'âge légal de la retraite.

Une fois atteint l'âge légal de la retraite, la distinction entre retraités anticipés et inactifs s'estompe au niveau des cotisations et le statut de rentier anticipé disparaît, au même titre que celui de chômeur. Tous les individus sont alors rentiers, et se répartissent en salariés, indépendants et inactifs.

Pour introduire le statut supplémentaire de rentier anticipé, on va postuler un ensemble d'hypothèses simplificatrices de manière à déterminer les interactions avec les quatre statuts de base du marché du travail et les mouvements démographiques.

H3.1 : Le choix de la retraite anticipée est indépendant du statut sur le marché du travail.

Cette hypothèse est discutable dans la mesure où la situation professionnelle peut être un élément déterminant de la décision de prendre une retraite anticipée. De manière générale (sans tenir compte du fait d'anticiper l'AVS ou non), le fait d'être salarié ou indépendant paraît jouer un rôle (les indépendants sont moins enclins à se retirer prématurément du marché du travail), comme le montrent notamment Antille et al (2003a) à partir des données de l'ESPA 1991-2000. Toutefois, en l'absence d'une mesure quantifiée de l'impact du statut

d'occupation sur la probabilité de choisir une des options de retraite à la carte, on se limitera à une approche globale. Notons cependant que la structure du modèle des transitions permet d'envisager dans le futur une différenciation selon le statut sur le marché du travail.

H3.2 : Une personne qui choisit la retraite anticipée ne revient pas sur le marché du travail avant d'avoir atteint l'âge légal de la retraite. A partir de cet âge, son comportement est analogue à celui d'un individu n'ayant pas anticipé sa retraite.

Il paraît logique qu'une personne choisissant d'anticiper sa rente AVS se retire totalement du marché du travail au moins jusqu'à l'âge légal. En effet, si cette personne restait active, elle aurait avantage à continuer à cotiser pour compléter sa rente, pour peu que son revenu ne soit pas trop faible.

Une fois atteint l'âge de la retraite, on ne fait plus de distinction entre les personnes qui ont pris la retraite anticipée et les autres, par souci de simplicité. On pourrait imaginer que les retraités anticipés ont une probabilité plus faible de reprendre une activité (de salarié ou d'indépendant) que les autres inactifs, mais la différence serait difficile à quantifier.

H3.3 : Les probabilités de décès selon l'âge et le sexe sont indépendantes des probabilités de prendre la retraite anticipée.

Cette hypothèse appelle peu de commentaires. Une corrélation pourrait intervenir à travers l'état de santé, facteur explicatif potentiel du choix de la retraite anticipée.

H3.4 : Les probabilités d'émigrer selon l'âge et le sexe sont indépendantes des probabilités de prendre la retraite anticipée.

Cette hypothèse est discutable dans la mesure où la migration peut être directement liée à la retraite, notamment pour les étrangers. Toutefois, l'impact de la retraite anticipée sur l'émigration pourrait être atténué par le fait que les étrangers, ayant plus souvent une durée de cotisation incomplète, seront moins enclins à choisir la retraite anticipée que les Suisses.

H3.5 : Les immigrants d'âge et de sexe donnés se distribuent entre retraite anticipée et marché du travail suivant les mêmes proportions que les résidents en fin d'année.

Il paraît raisonnable de considérer qu'une partie des immigrants proches de l'âge légal de la retraite ne s'inscrivent pas à l'AVS s'ils n'ont pas résidé en Suisse préalablement. On suppose implicitement que ces immigrants prennent leur retraite anticipée à l'étranger dans les mêmes proportions que les résidents en Suisse, mais même s'ils cotisent encore dans leur pays d'origine, cela n'a pas d'incidence au niveau de l'AVS. Quant aux immigrants ayant déjà cotisé à l'AVS, on suppose qu'ils ont les mêmes probabilités de choix de la retraite anticipée que les résidents, même s'ils habitent à l'étranger au moment de la décision.

A partir des hypothèses H3.1 à H3.5, on va construire le modèle des cotisations modifié pour tenir compte de la retraite anticipée. La population résidente selon l'âge et le sexe va désormais être distribuée en cinq états : salarié, indépendant, inactif, chômeur, rentier anticipé.

On note ainsi $p_{st}^{*h}(a)$, $h = 1, \dots, 5$, la probabilité qu'un individu de sexe s et d'âge a en t ait le statut h au 1^{er} janvier t .

L'initialisation des probabilités d'état est effectuée comme précédemment à 16 ans, en ajoutant simplement une probabilité nulle pour le statut de rentier anticipé :

$$p_{st}^{*3}(16) = 1, p_{st}^{*k}(16) = 0, k = 1, 2, 4, 5.$$

Les états de chômeur et de retraité anticipé disparaissant au cours de l'année de la retraite légale, on va considérer séparément deux périodes : avant l'âge légal de la retraite, et à partir de l'âge légal. Il n'est pas nécessaire de considérer spécifiquement les trois années pour lesquelles l'anticipation est effectivement possible, les formules restant valables pour les autres années, à la différence près que les probabilités de prendre la retraite anticipée sont nulles. Le tableau 3.2 montre les transitions qui sont possibles avant l'âge légal de la retraite. Les cas exclus sont le retour sur le marché du travail des retraités anticipés, lorsqu'il y en a.

Tableau 3.2 : Transitions avant l'âge légal de la retraite

		résidents au 31 décembre					émigrants	décès
		salariés	indép.	inactifs	chôm.	rentiers		
résidents au 1 ^{er} janvier	salariés	x	x	x	x	x	x	x
	indépendants	x	x	x	x	x	x	x
	inactifs	x	x	x	x	x	x	x
	chômeurs	x	x	x	x	x	x	x
	rentiers	0	0	0	0	x	x	x
immigrants		x	x	x	x	x	0	0

Considérons les personnes de sexe s et d'âge a en t , n'ayant pas atteint l'âge légal de la retraite, c'est-à-dire telles que $a < A(t - a, s)$. On note h le statut d'un résident au 1^{er} janvier sur le marché du travail et j le statut correspondant d'un résident au 31 décembre, pour $h, j = 1, \dots, 5$. On a alors les effectifs par transition suivants :

- Résidents de $h < 5$ à $j < 5$:

$$E_{st}^r(a) p_{st}^{*h}(a) p_{st}^{hj}(a) \frac{1 - \Gamma_{t-a,s}(a - A(t-a,s))}{1 - \Gamma_{t-a,s}(a - A(t-a,s) - 1)} (l_{st}(a) - m_{st}(a)).$$

- Résidents de $h < 5$ à $j = 5$ (passage à la retraite anticipée) :

$$E_{st}^r(a) p_{st}^{*h}(a) \frac{\gamma_{t-a,s}(a - A(t-a,s))}{1 - \Gamma_{t-a,s}(a - A(t-a,s) - 1)} (l_{st}(a) - m_{st}(a)).$$

- Résidents rentiers anticipés ($h = j = 5$) : $E_{st}^r(a) p_{st}^{*5}(a) (l_{st}(a) - m_{st}(a))$.
- Décès : $E_{st}^r(a) p_{st}^{*h}(a) d_{st}(a)$.
- Emigrants : $E_{st}^r(a) p_{st}^{*h}(a) m_{st}(a) = M_{st}^-(a) p_{st}^{*h}(a)$.
- Immigrants : $M_{st}^+(a) p_{s,t+1}^{*j}(a+1)$.

Les probabilités d'état peuvent être calculées à partir de la formule de récurrence suivante :

$$p_{s,t+1}^{*j}(a+1) = \begin{cases} \sum_{h=1}^4 p_{st}^{*h}(a) p_{st}^{hj}(a) \frac{1 - \Gamma_{t-a,s}(a - A(t-a,s))}{1 - \Gamma_{t-a,s}(a - A(t-a,s) - 1)} & \text{si } j = 1, \dots, 4 \\ \sum_{h=1}^4 p_{st}^{*h}(a) \frac{\gamma_{t-a,s}(a - A(t-a,s))}{1 - \Gamma_{t-a,s}(a - A(t-a,s) - 1)} + p_{st}^{*5}(a) & \text{si } j = 5 \end{cases}.$$

Une approche alternative consiste à calculer les probabilités d'état lorsque $a \leq A(t-a,s)$ à partir des probabilités d'état conditionnelles au fait de rester en dehors de la retraite anticipée $p_{st}^h(a)$, $h = 1, \dots, 4$. On peut alors écrire :

$$p_{st}^{*h}(a) = \begin{cases} p_{st}^h(a) (1 - \Gamma_{t-a,s}(a - A(t-a,s) - 1)) & \text{si } h = 1, \dots, 4 \\ \Gamma_{t-a,s}(a - A(t-a,s) - 1) & \text{si } h = 5 \end{cases},$$

les probabilités d'état conditionnelles restant régies par la formule de récurrence originelle :

$$p_{s,t+1}^j(a+1) = \sum_{h=1}^4 p_{st}^h(a) p_{st}^{hj}(a), \quad j = 1, \dots, 4.$$

Le tableau 3.3 montre les transitions qui sont possibles à partir de l'âge légal de la retraite. Les cas exclus sont les transitions vers le chômage ou vers la retraite anticipée. Ceci entraîne bien entendu dès la fin de l'année de la retraite légale la disparition des états de chômeur et de rentier anticipé.

D'autre part, d'après notre hypothèse H3.2, dès l'âge légal de la retraite, il n'y a plus de différence de comportement sur le marché du travail entre les individus qui ont pris la retraite anticipée et les autres. De ce fait, les retraités anticipés vont transiter au cours de l'année de la retraite légale suivant les mêmes probabilités que les inactifs.

Tableau 3.3 : Transitions dès l'âge légal de la retraite

		résidents au 31 décembre					émigrants	décès
		salariés	indép.	inactifs	chô.m.	rentiers		
résidents au 1 ^{er} janvier	salariés	x	x	x	0	0	x	x
	indépendants	x	x	x	0	0	x	x
	inactifs	x	x	x	0	0	x	x
	chômeurs	x	x	x	0	0	x	x
	rentiers	x	x	x	0	0	x	x
immigrants		x	x	x	0	0	0	0

Considérons les personnes de sexe s et d'âge a en t , à partir de l'âge légal de la retraite, c'est-à-dire telles que $a \geq A(t-a, s)$. On note h le statut d'un résident au 1^{er} janvier sur le marché du travail et j le statut correspondant d'un résident au 31 décembre, pour $h, j = 1, \dots, 5$. On a alors les effectifs par transition suivants :

- Résidents de $h < 5$ à $j < 4$: $E_{st}^r(a) p_{st}^{*h}(a) p_{st}^{hj}(a) (l_{st}(a) - m_{st}(a))$.
- Résidents de $h = 5$ à $j < 4$: $E_{st}^r(a) p_{st}^{*5}(a) p_{st}^{3j}(a) (l_{st}(a) - m_{st}(a))$.
- Décès : $E_{st}^r(a) p_{st}^{*h}(a) d_{st}(a)$.
- Emigrants : $E_{st}^r(a) p_{st}^{*h}(a) m_{st}(a) = M_{st}^-(a) p_{st}^{*h}(a)$.
- Immigrants : $M_{st}^+(a) p_{s,t+1}^{*j}(a+1)$.

Les probabilités d'état pour $a \geq A(t-a, s)$ peuvent être calculées à partir de la formule de récurrence suivante :

$$p_{s,t+1}^{*j}(a+1) = \begin{cases} \sum_{h=1}^4 p_{st}^{*h}(a) p_{st}^{hj}(a) + p_{st}^{*5}(a) p_{st}^{3j}(a) & \text{si } j = 1, \dots, 4 \\ 0 & \text{si } j = 5 \end{cases}.$$

Les valeurs initiales pour cette formule de récurrence sont les probabilités d'état au 1^{er} janvier de l'année de la retraite légale, à savoir :

$$p_{st}^{*h}(a) = \begin{cases} p_{st}^h(a) (1 - \Gamma_{t-a,s}(-1)) & \text{si } h = 1, \dots, 4 \\ \Gamma_{t-a,s}(-1) & \text{si } h = 5 \end{cases}, \text{ avec } a = A(t-a, s).$$

Une fois la population résidente et les flux démographiques répartis dans les 5 états (4 statuts du marché du travail + la retraite anticipée), il convient de déterminer les revenus

représentatifs pour chacun de ces états et de calculer les cotisations individuelles moyennes selon l'âge et le sexe qui en résultent.

Les revenus soumis à cotisation des salariés, indépendants et chômeurs sont calculés de la même manière que dans le modèle de base (voir section 3.1). Un revenu nul est associé aux inactifs et aux retraités anticipés.

Le calcul des cotisations moyennes $\bar{C}_{st}^h(a)$ pour les salariés, indépendants, inactifs et chômeurs est réalisé de la même manière que dans le modèle de base (voir section 3.1). Les retraités anticipés versent quant à eux la cotisation forfaitaire jusqu'à l'âge légal de la retraite, de manière analogue aux inactifs, et ce conformément à la législation en vigueur.

Reste à calculer la somme des cotisations versées par les individus de sexe s et d'âge a en t dans chacun des statuts h du marché du travail, $h = 1, \dots, 5$. Le calcul des cotisations se fait à nouveau sur les effectifs d'individus répartis en fonction de l'état de départ et de l'état d'arrivée, la cotisation portant à 50% sur le revenu associé à la situation de départ et à 50% sur le revenu associé à la situation d'arrivée.

De là, on peut déduire que les cotisations versées par les individus de sexe s et d'âge a en t dans les états $h = 1, \dots, 5$ du marché du travail sont obtenues comme suit :

$$C_{st}^h(a) = \bar{C}_{st}^h(a) \frac{E_{st}^r(a) p_{st}^{*h}(a) + E_{s,t+1}^r(a+1) p_{s,t+1}^{*h}(a+1)}{2},$$

soit en effectuant le produit de la cotisation annuelle moyenne propre au statut considéré par l'effectif moyen d'individus appartenant à ce statut.

La somme des cotisations versées dans les 5 statuts donne les cotisations versées en t par la génération de sexe s née en $t - a$.

3.3 Hypothèses de simulation des cotisations

Pour simuler les cotisations à l'AVS à l'horizon 2030, il est nécessaire de définir des scénarios sur les facteurs démographiques, économiques et institutionnels du modèle. L'objectif de cette étude portant plus spécifiquement sur les aspects institutionnels, on ne retiendra qu'un scénario de référence tant en ce qui concerne l'évolution démographique que celle de l'économie suisse.

Comme on l'a mentionné dans la section 1.2, les hypothèses démographiques sont celles du scénario moyen A-00-2005 de l'OFS, avec mise à jour des données pour 2005 et 2006.

Les variables économiques du modèle portent sur l'évolution des prix, à travers l'indice des prix à la consommation, et des salaires, à travers l'indice des salaires nominaux. Les données

observées pour ces deux indices (publiés par l'OFS) sont disponibles pour cette étude jusqu'en 2006. Les hypothèses quant à l'évolution de ces indices sur la période 2007-2030 sont celles retenues dans les perspectives budgétaires de l'AVS établies par l'OFAS en 2007. Le tableau 3.4 présente les taux de croissance annuels des prix et des salaires choisis.

Tableau 3.4 : Taux de croissance des prix et des salaires pour la période 2007-2030

Année	2007	2008	2009-2030
Salaires nominaux	2.5%	2.5%	2.5%
Prix	0.6%	1.2%	1.5%

En ce qui concerne les facteurs institutionnels, les règles concernant les taux de cotisation, la période d'assujettissement obligatoire et les déductions pour les rentiers exerçant une activité lucrative sont celles en vigueur dans le cadre de la 10^{ème} révision de l'AVS. La simulation porte sur deux aspects, à savoir la retraite anticipée et l'augmentation de l'âge légal de la retraite des femmes.

En ce qui concerne ce dernier aspect, on retient deux scénarios :

- le scénario sans modification, correspondant à la 10^{ème} révision de l'AVS en vigueur, noté RA10
- le scénario avec augmentation de l'âge légal des femmes à 65 ans en 2009, correspondant au projet de 11^{ème} révision de l'AVS, noté RA11.

Les choix de retraite anticipée sont ceux disponibles dans le cadre de la 10^{ème} révision de l'AVS (anticipation d'un ou deux ans pour les hommes comme pour les femmes) pour le scénario RA10, ou envisagés dans le cadre de la 11^{ème} révision (anticipation à partir de 62 ans quel que soit le sexe) pour le scénario RA11 (voir section 2.2).

En ce qui concerne les proportions d'individus qui choisissent les différentes options de retraite anticipée, on retient deux variantes, présentées en détail dans la section 2.4 :

- la variante haute, pour laquelle les taux d'anticipation des femmes restent élevés même lorsqu'elles ne bénéficient plus de taux de réduction des rentes favorables,
- la variante basse, où les taux d'anticipation des femmes s'ajustent à ceux des hommes, lorsque les taux de réduction des rentes sont de nature actuarielle.

Les scénarios RA10 et RA11 sont associés à la variante haute, tandis que la variante basse donne lieu respectivement aux scénarios RA10_2 et RA11_2.

Enfin, pour pouvoir quantifier l'impact de la retraite anticipée, on considère deux scénarios de référence, noté I pour la 10^{ème} révision et II pour la 11^{ème} révision, dans lesquels on suppose qu'il n'y a aucune anticipation, y compris durant la période d'observation.

3.4 Simulation des cotisations avec retraite anticipée

Les premières simulations, présentées dans le tableau 3.5, concernent les scénarios relatifs à la 10^{ème} révision de l'AVS, avec des taux de réduction actuariels, sauf pour certaines générations de femmes (voir section 2.3). Les montants sont calculés en millions de francs au prix de 2006.

Tableau 3.5 : Cotisations selon différents scénarios relatifs à la 10^{ème} révision de l'AVS

Année	En millions de francs, au prix de 2006			% p. r. au scén. de réf.	
	Scénario I	Scénario RA10	Scénario RA10_2	RA10	RA10_2
2005	22'988	22'949	22'949	-0.17%	-0.17%
2006	23'202	23'155	23'155	-0.20%	-0.20%
2007	23'824	23'771	23'771	-0.22%	-0.22%
2008	24'292	24'233	24'233	-0.24%	-0.24%
2009	24'683	24'622	24'622	-0.25%	-0.25%
2010	25'067	25'003	25'004	-0.25%	-0.25%
2011	25'446	25'380	25'385	-0.26%	-0.24%
2012	25'817	25'750	25'758	-0.26%	-0.23%
2013	26'181	26'113	26'123	-0.26%	-0.22%
2014	26'532	26'463	26'474	-0.26%	-0.22%
2015	26'868	26'798	26'810	-0.26%	-0.22%
2016	27'184	27'113	27'125	-0.26%	-0.21%
2017	27'481	27'409	27'421	-0.26%	-0.22%
2018	27'754	27'680	27'693	-0.26%	-0.22%
2019	28'007	27'931	27'944	-0.27%	-0.22%
2020	28'245	28'166	28'180	-0.28%	-0.23%
2021	28'466	28'385	28'399	-0.29%	-0.24%
2022	28'677	28'593	28'608	-0.29%	-0.24%
2023	28'880	28'793	28'809	-0.30%	-0.25%
2024	29'078	28'988	29'004	-0.31%	-0.25%
2025	29'267	29'174	29'190	-0.32%	-0.26%
2026	29'448	29'352	29'369	-0.33%	-0.27%
2027	29'625	29'525	29'542	-0.34%	-0.28%
2028	29'795	29'692	29'710	-0.35%	-0.28%
2029	29'959	29'854	29'872	-0.35%	-0.29%
2030	30'121	30'016	30'035	-0.35%	-0.29%

L'impact de la retraite anticipée sur les cotisations est minime puisque le total des cotisations ne diminue pas de plus de 0.35% par rapport au scénario de référence. Le scénario RA10_2 est encore plus proche du scénario sans retraite anticipée, étant donné que les pourcentages d'individus qui anticipent la retraite sont plus faibles dès que les taux de réduction des rentes cessent d'être avantageux.

Regardons à présent ce qui se passe lorsque l'âge légal de la retraite des femmes augmente à 65 ans en 2009. Les résultats sont présentés dans le tableau 3.6.

Tableau 3.6 : Cotisations selon différents scénarios relatifs à la 11^{ème} révision de l'AVS

Année	En millions de francs, au prix de 2006			% p. r. au scén. de réf.	
	Scénario II	Scénario RA11	Scénario RA11_2	RA11	RA11_2
2005	22'988	22'949	22'949	-0.17%	-0.17%
2006	23'202	23'155	23'155	-0.20%	-0.20%
2007	23'824	23'771	23'771	-0.22%	-0.22%
2008	24'292	24'233	24'233	-0.24%	-0.24%
2009	24'685	24'621	24'621	-0.26%	-0.26%
2010	25'100	25'023	25'024	-0.31%	-0.30%
2011	25'482	25'394	25'396	-0.34%	-0.34%
2012	25'854	25'758	25'763	-0.37%	-0.35%
2013	26'219	26'120	26'127	-0.38%	-0.35%
2014	26'570	26'469	26'476	-0.38%	-0.35%
2015	26'906	26'804	26'811	-0.38%	-0.35%
2016	27'221	27'117	27'126	-0.38%	-0.35%
2017	27'520	27'413	27'423	-0.39%	-0.35%
2018	27'793	27'684	27'695	-0.39%	-0.35%
2019	28'047	27'934	27'947	-0.40%	-0.36%
2020	28'286	28'169	28'183	-0.41%	-0.36%
2021	28'508	28'387	28'402	-0.42%	-0.37%
2022	28'721	28'596	28'611	-0.43%	-0.38%
2023	28'925	28'796	28'812	-0.45%	-0.39%
2024	29'123	28'990	29'007	-0.46%	-0.40%
2025	29'314	29'176	29'194	-0.47%	-0.41%
2026	29'497	29'354	29'373	-0.48%	-0.42%
2027	29'674	29'527	29'546	-0.50%	-0.43%
2028	29'846	29'694	29'714	-0.51%	-0.44%
2029	30'011	29'857	29'877	-0.51%	-0.45%
2030	30'173	30'019	30'039	-0.51%	-0.44%

Ici, le scénario de comparaison (scénario II) devient celui qui intègre le changement institutionnel mais sans prise en compte de la retraite anticipée. Là aussi, les différences sont minimales puisque les montants des cotisations diminuent uniquement de 154 et 133 millions de francs (aux prix de 2006) selon les proportions de préretraités en 2030, soit en termes relatifs des différences voisines de 0.5%.

Quel que soit le scénario retenu, l'impact de la retraite anticipée tend à s'accroître (en valeur absolue) légèrement au fil du temps. Deux phénomènes contribuent à cette évolution. Le premier est de nature démographique, l'arrivée à la retraite des générations issues du baby-boom amenant, les proportions restant constantes, un plus grand nombre d'individus à se retirer prématurément du marché du travail. Le second phénomène provient de l'augmentation au fil du temps du nombre de générations ayant eu accès à l'anticipation de l'AVS, dans la mesure où le retrait prématuré du marché du travail entraîne également une diminution de la probabilité d'être actif (salarié ou indépendant) après l'âge légal de la retraite.

Pour examiner à un niveau plus détaillé l'impact de la retraite anticipée, on représente les cotisations désagrégées selon le sexe et l'âge. Compte tenu de la faiblesse relative des effets, on se limite à représenter les scénarios donnant lieu aux probabilités d'anticipation les plus élevées. Ainsi, les figures 3.1 et 3.2 représentent les cotisations de 21 à 85 ans, versées respectivement par les hommes et les femmes, dans le cadre du scénario RA10 au cours des années 2010, 2020 et 2030, alors que les figures 3.3 et 3.4 fournissent une représentation analogue pour le scénario RA11.

Figure 3.1 : Cotisations par âge des hommes – scénario RA10

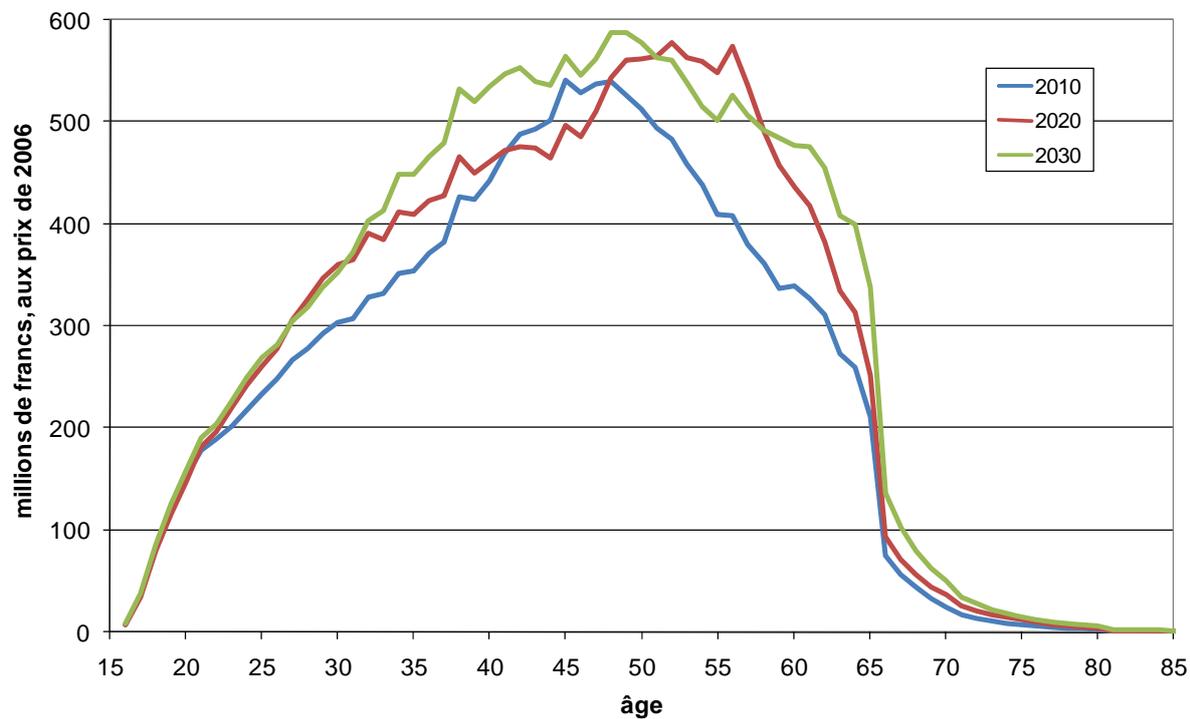


Figure 3.2 : Cotisations par âge des femmes – scénario RA10

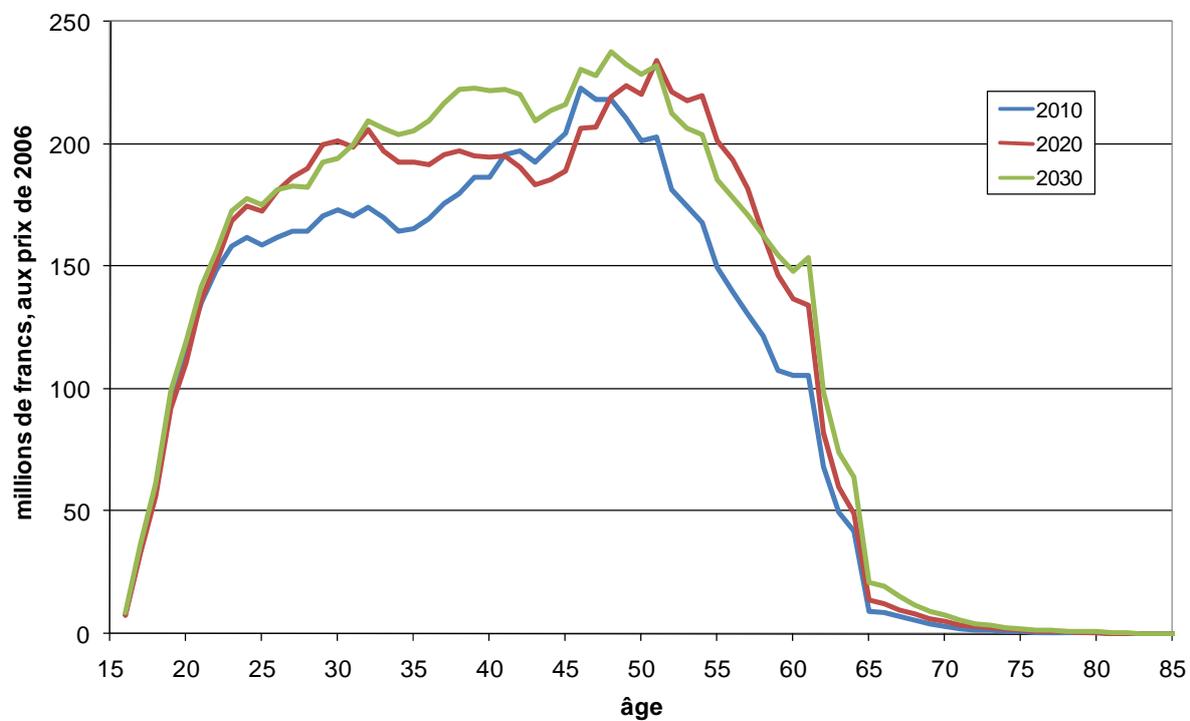


Figure 3.3 : Cotisations par âge des hommes – scénario RA11

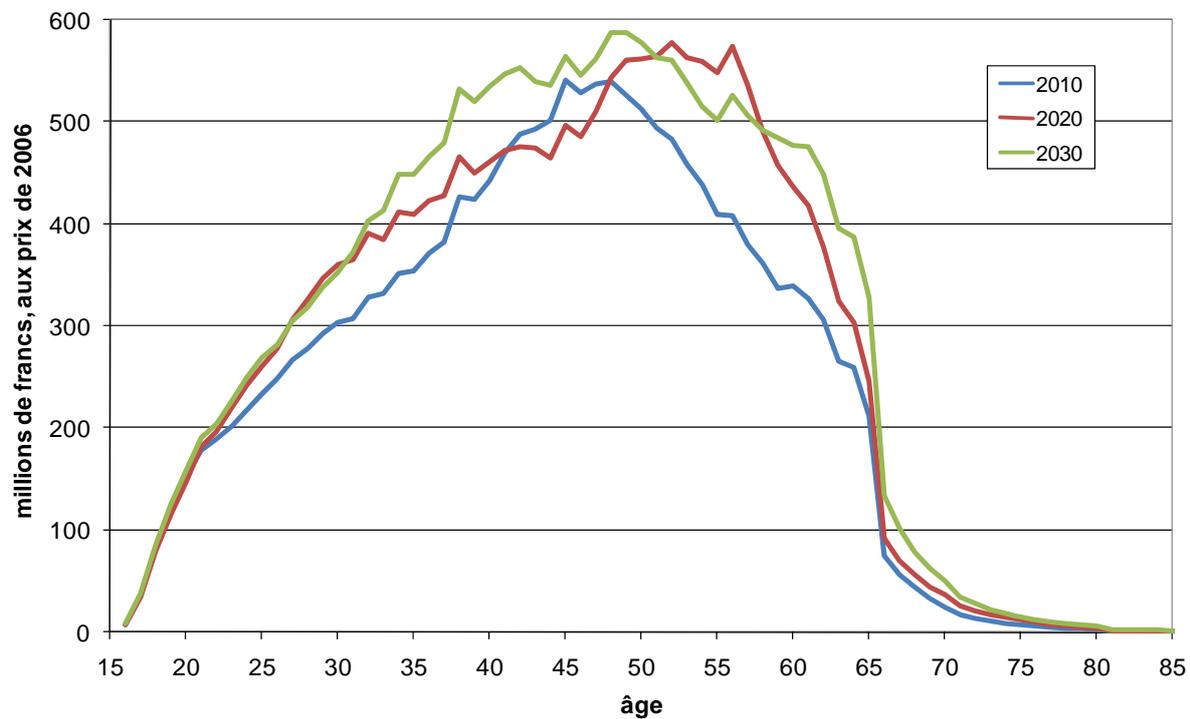
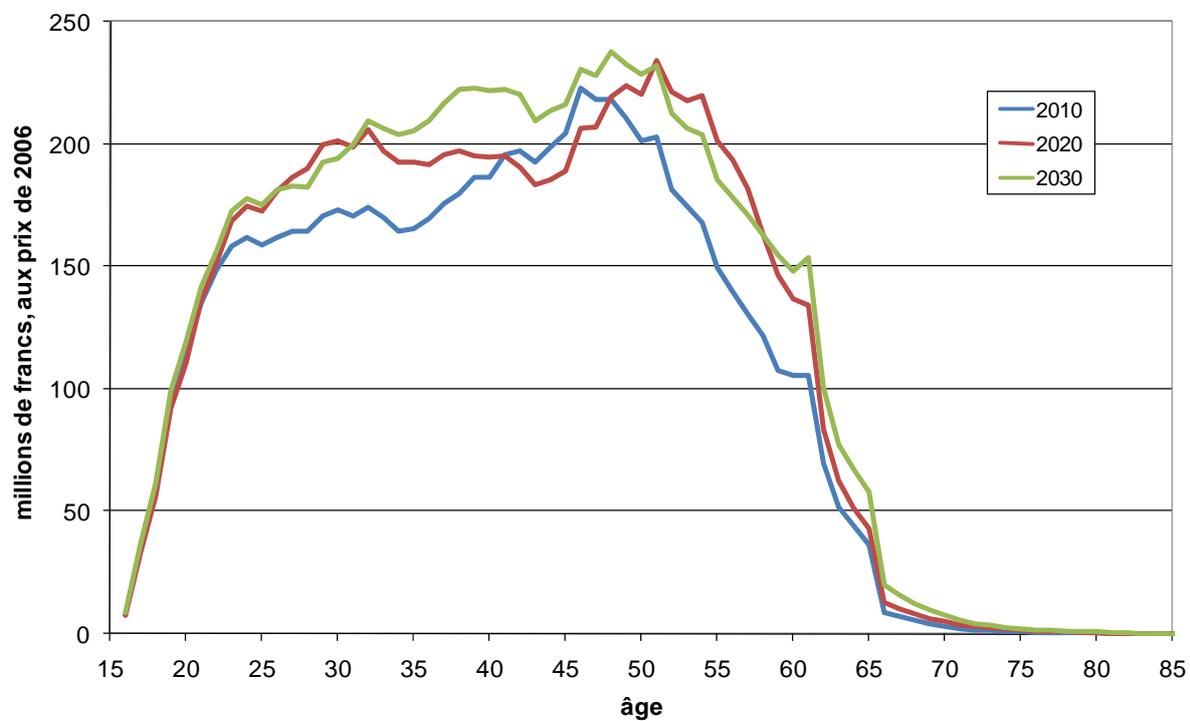


Figure 3.3 : Cotisations par âge des femmes – scénario RA11



En premier lieu, il convient de rappeler que, suivant nos hypothèses, aucune anticipation n'est possible avant 62 ans, et même 63 ans pour les hommes avec le scénario RA10. Par conséquent, les cotisations versées à un âge antérieur ne se modifient pas quel que soit le scénario, et comme elles constituent de loin la majeure partie des sommes versées, il n'est pas surprenant que l'impact financier des retraites anticipées sur les cotisations reste globalement faible. Dès le moment où il s'avère possible, le choix d'une retraite anticipée entraîne, quel que soit l'âge et le sexe, une diminution des cotisations. On suppose en effet que les personnes qui choisissent cette option quittent le marché du travail au moins jusqu'à l'âge légal de la retraite (au-delà, elles ont les mêmes probabilités de transiter vers l'activité que les personnes inactives n'ayant pas anticipé l'AVS) et ne versent plus que la cotisation obligatoire. L'effet négatif de la retraite anticipée sur les cotisations persiste une fois l'âge légal de la retraite dépassé car, même si les probabilités de transition selon l'âge et le sexe ne se modifient pas avec l'introduction de la retraite anticipée⁹, celles-ci s'appliquent à des effectifs comportant au départ une proportion moins élevée d'actifs. Les probabilités de rester salarié ou indépendant étant nettement plus élevées que celles de le devenir à partir de l'inactivité, les probabilités d'état après l'âge légal de la retraite conservent ainsi des proportions plus faibles d'actifs en présence de retraite anticipée.

A titre d'illustration, la comparaison du scénario RA10 avec le scénario de référence I donne lieu en 2030 à des diminutions des cotisations se montant à 7.50 millions de francs (aux prix de 2006) à 63 ans, 25.30 millions à 64 ans et 26.52 millions à 65 ans chez les hommes, et parallèlement à 3.41 millions à 62 ans, 8.10 millions à 63 ans et 8.54 millions à 64 ans chez les femmes. Après l'âge légal, on obtient encore une baisse de 7.63 millions pour les hommes de 66 ans et de 4.25 millions pour les femmes de 65 ans. Les écarts se réduisent ensuite rapidement pour atteindre à 70 ans 0.35 et 0.34 million respectivement pour les hommes et pour les femmes.

Si l'on compare les scénarios RA10 et RA11, on constate que le passage de la 10^{ème} à la 11^{ème} révision de l'AVS, avec nos hypothèses sur la retraite anticipée, entraîne, à tout âge de 62 ans à 85 ans (au-delà, les cotisations sont négligeables), une diminution des cotisations chez les hommes et une augmentation des cotisations chez les femmes.

Pour les premiers, le recul est surtout sensible à 63 et 64 ans (en 2030, il se monte respectivement à 11.56 et 11.81 millions de francs 2006). Il est également élevé à 62 ans (6.23

⁹ Les probabilités de transition post-retraite se modifient par contre avec l'âge légal de la retraite. Elles diffèrent ainsi dès 2010 pour les générations concernées (en l'occurrence les femmes nées à partir de 1945) entre les scénarios relatifs à la 10^{ème} et à la 11^{ème} révision de l'AVS.

millions) et 65 ans (8.84 millions), alors qu'il s'estompe assez rapidement après l'âge légal de la retraite.

C'est l'augmentation de l'âge légal de la retraite des femmes de 64 à 65 ans entre les scénarios RA10 et RA11 qui entraîne la hausse des cotisations par âge chez ces dernières. Sans surprise, c'est à 65 ans que l'on observe la plus forte croissance (36.59 millions de francs 2006 en 2030), mais des augmentations notables sont également obtenues à 62, 63 et 64 ans (avec respectivement 1.70, 3.07 et 2.85 millions). Dans ce cas, deux phénomènes contradictoires se combinent : l'augmentation de l'âge légal qui a un effet positif sur les cotisations et l'extension de la retraite anticipée qui a un effet négatif.

4. Impact de la retraite anticipée sur les prestations

4.1 Cadre conceptuel du modèle des prestations

Avant de présenter l'intégration de la retraite anticipée dans le modèle des prestations du LEA, une description succincte de ce modèle est nécessaire pour comprendre les hypothèses utilisées pour cette intégration. On se référera à Chaze (2003) pour une description détaillée.

Le modèle du LEA se rapporte aux prestations de l'assurance vieillesse (droits à la rente) générées par les cotisations versées par la population résidente permanente. Ne sont donc pas prises en considération les cotisations versées par les saisonniers et les frontaliers, de même que les cotisations volontaires des Suisses résidant à l'étranger. A titre d'exemple, supposons qu'un rentier suisse ait cotisé pendant 34 ans en tant que résident en Suisse et cotisé forfaitairement durant 10 ans en tant que résident à l'étranger. Seules les 34 années de cotisations versées en Suisse seraient alors prises en compte par le modèle pour le calcul de la rente. Cette restriction assure la cohérence entre le modèle des cotisations et le modèle des prestations, dans la mesure où ce sont les mêmes individus, à savoir les cotisants résidant en Suisse, qui sont pris en compte.

Précisons quelles sont les *hypothèses sur les cotisations* retenues, sur la base d'une génération g de sexe s . On suppose que un individu cotise pour chaque année (entière ou partielle) de séjour en Suisse lorsque son âge est compris entre $A_0(g)$ (21 ans, sauf pour les personnes nées avant 1927, qui n'ont commencé à cotiser qu'en 1948) et $(A(g,s) - 1)$ ans inclus. Les cotisations éventuelles versées en dehors de cette tranche d'âge ne sont pas prises en compte pour déterminer la durée de cotisation, de même que (comme on l'a mentionné) les cotisations versées par des personnes résidant à l'étranger.

La base du modèle est donc à nouveau constituée par les effectifs de la population résidente permanente au 1^{er} janvier selon l'âge et le sexe. Ces *effectifs de résidents* peuvent être obtenus via le mécanisme de récurrence suivant :

$$E_{s,t+1}^r(a+1) = E_{st}^r(a) [l_{st}(a) - m_{st}(a)] + M_{st}^+(a), \quad 1 \leq a \leq 99+,$$

$E_{st}^r(0)$ représentant on le rappelle les naissances.

Cette population n'est toutefois pas la seule à être prise en compte dans le modèle. En effet, les différentes vagues d'émigrants constituent des ayants droits à une rente dans la mesure où ils ont cotisé à l'AVS durant leur séjour en Suisse. De ce fait, à partir des mouvements

migratoires, on construit les *effectifs de non-résidents*, relatifs aux anciens émigrants ayant survécu et n'étant pas retournés en Suisse.

D'après nos hypothèses, les cotisations éventuelles versées avant l'âge de la première cotisation obligatoire $A_0(g)$ ne sont pas prises en compte pour la rente. De ce fait, les individus ayant émigré avant cet âge n'ont acquis aucun droit à la rente. On peut ainsi limiter les effectifs de non-résidents aux personnes ayant émigré à partir de l'âge $A_0(g)$.

Notons $E_{st}^{nr}(a)$, $1 \leq a \leq 100+$, l'effectif des non-résidents de sexe s et d'âge a au 1^{er} janvier de l'année t . Ces effectifs sont déterminés de la manière suivante :

- $E_{st}^{nr}(a) = 0$, pour tout a tel que $a \leq A_0(t-a)$;
 - $E_{s,t+1}^{nr}(a+1) = E_{st}^{nr}(a)[l_{st}(a) - \rho_{st}(a)] + E_{st}^r(a)m_{st}(a)$, pour tout a tel que $a \geq A_0(t-a)$,
- où $\rho_{st}(a)$ représente la probabilité de retour en Suisse d'un non-résident de sexe s et d'âge a en t .

Dans cette formule de récurrence, on suppose que les probabilités de survie des non-résidents sont identiques à celles des résidents. Par ailleurs, la probabilité de retour des non-résidents n'est pas connue. En l'absence d'information sur ce phénomène, on envisage la formule suivante :

$$\rho_{st}(a) = \min \left\{ \bar{\rho}; \frac{M_{st}^+(a)}{E_{st}^{nr}(a)} \right\}, \text{ où } \bar{\rho} \text{ représente une proportion a priori de retours par année.}$$

Sur la base des effectifs d'ayants droits à la rente en 1999 (hommes nés en 1934 et femmes nées en 1937) recensés dans le Registre des rentes (RR) de la Centrale de compensation, ainsi que dans les indemnités forfaitaires, transferts et remboursements de cotisations, on estime $\bar{\rho} = 5\%$. Cette évaluation relativement grossière des probabilités de retour est suffisante pour le modèle dans la mesure où elle n'exerce aucune influence sur la somme des rentes versées à chaque cohorte.

Une fois déterminés les effectifs de résidents et de non-résidents, il s'agit de déterminer les *effectifs de rentiers* selon l'âge et le sexe en recensant les individus ayant acquis des droits à une rente, ainsi que la *durée de cotisation moyenne* associée à chaque cohorte, qui va servir de base au calcul des rentes partielles.

Considérons la génération g de sexe s . En l'absence de retraite anticipée, les survivants de cette cohorte prennent leur retraite en $T(g,s)$ à l'âge $A(g,s)$. Ils ont droit à une rente AVS s'ils ont cotisé au moins une fois de $A_0(g)$ à $(A(g,s) - 1)$ ans.

D'après nos hypothèses, tous les résidents au 1^{er} janvier de sexe s et d'âge $A(g,s)$ en $T(g,s)$ ont au moins cotisé une fois, qu'ils aient immigré ou non au cours de l'année précédente. D'autre part, tous les non-résidents au 1^{er} janvier de sexe s et d'âge $A(g,s)$ en $T(g,s)$ ont également au moins cotisé une fois, car seuls les individus qui ont émigré à partir de $A_0(g)$ ans, et qui ont ainsi au moins cotisé une fois, ont été recensés dans cet effectif.

Par suite, si l'on note $R_{st}(a)$ l'effectif des rentiers de sexe s et d'âge a en t , on peut écrire, au 1^{er} janvier de l'année de la retraite :

$$R_{sT(g,s)}(A(g,s)) = E_{sT(g,s)}^r(A(g,s)) + E_{sT(g,s)}^{nr}(A(g,s)).$$

On cherche maintenant le nombre d'années de cotisation accumulées par cette cohorte.

a) Considérons la suite des effectifs de résidents au 1^{er} janvier pour la cohorte : $E_{s,g+\alpha}^r(\alpha)$, $\alpha \geq 0$. Ces individus cotisent si $A_0(g) \leq \alpha \leq A(g,s) - 1$. Ils touchent une rente pour cette année de cotisation s'ils survivent à l'âge $A(g,s)$. S'ils décèdent à un âge β tel que $\alpha \leq \beta \leq A(g,s) - 1$, ils ne toucheront pas de rente.

b) Considérons les vagues d'immigrants successives pour la cohorte : $M_{s,g+\alpha}^+(\alpha)$, $\alpha \geq 0$. Ces individus cotisent si $A_0(g) \leq \alpha \leq A(g,s) - 1$. Ils touchent une rente pour cette année de cotisation s'ils survivent à l'âge $A(g,s)$. S'ils décèdent à un âge β tel que $\alpha + 1 \leq \beta \leq A(g,s) - 1$, ils ne toucheront pas de rente.

Ainsi, le nombre d'années de cotisation donnant lieu à une rente pour la cohorte est donné par :

$$AC_{sT(g,s)}(A(g,s)) = \sum_{\alpha=A_0(g)}^{A(g,s)-1} \left[E_{s,g+\alpha}^r(\alpha) + \frac{M_{s,g+\alpha}^+(\alpha)}{l_{s,g+\alpha}(\alpha)} \right] \prod_{\beta=\alpha}^{A(g,s)-1} l_{s,g+\beta}(\beta).$$

A partir des effectifs de nouveaux rentiers et de la durée de cotisation totale correspondante, on peut calculer la durée de cotisation moyenne de chaque cohorte (g,s) comme suit :

$$\bar{c}(g,s) = \frac{AC_{sT(g,s)}(A(g,s))}{R_{sT(g,s)}(A(g,s))}.$$

Examinons ce qui se passe lors du vieillissement des rentiers. En supposant que les probabilités de décès sont indépendantes de la durée de cotisation des individus, l'évolution des effectifs de rentiers est obtenue par récurrence en appliquant la probabilité de survie :

$$R_{st}(a) = R_{s,t-1}(a-1)l_{s,t-1}(a-1), \text{ pour } a > A(t-a,s),$$

alors que la durée de cotisation moyenne $\bar{c}(t-a,s)$ reste invariante.

En rapportant la durée de cotisation moyenne $\bar{c}(g, s)$ à la durée de cotisation maximale $c_{\max}(g, s) = A(g, s) - A_0(g)$, on obtient le *facteur moyen de rente partielle* :

$$\bar{\psi}(g, s) = \frac{\bar{c}(g, s)}{c_{\max}(g, s)}.$$

Un élément fondamental du calcul des rentes est l'état civil. On considère à la base quatre modalités : 1 célibataire, 2 marié, 3 veuf, 4 divorcé. Du fait de la règle du « splitting » des revenus pour les couples de rentiers, il est nécessaire de désagréger la catégorie 2 en deux sous-catégories : 2.1 marié 1, lorsque le conjoint est encore actif, et 2.2 marié 2, lorsque le conjoint est retraité. Pour effectuer cette désagrégation, on considère la distribution de l'âge du conjoint pour une personne d'âge donné.

On définit ainsi :

- $p_{st}(e/a)$ probabilité qu'un individu de sexe s et d'âge a en t ait l'état civil e au 1^{er} janvier, $e = 1, 2, 3, 4, 2.1, 2.2$, les deux dernières catégories étant dérivées de
- $p_{st}^m(b/a)$ probabilité qu'un individu marié de sexe s et d'âge a en t ait un conjoint d'âge b en t .

Pour établir la répartition des rentiers mariés dans les deux catégories marié 1 et marié 2 ainsi que les transitions entre ces catégories, on va considérer les trois situations dans lesquelles un individu peut se trouver en début d'année par rapport à la retraite :

- $\xi = 2$ l'individu n'est pas retraité et ne prend pas sa retraite au cours de l'année,
- $\xi = 1$ l'individu prend sa retraite au cours de l'année,
- $\xi = 0$ l'individu est à la retraite au début de l'année.

On définit $\varphi_{st}(a, \xi)$ la probabilité qu'un individu de sexe s et d'âge a en t soit dans la situation ξ au 1^{er} janvier t , $\xi = 2, 1, 0$.

Dans la mesure où tous les individus prennent leur retraite à l'âge ordinaire spécifique à leur génération et à leur sexe, leur situation est entièrement déterminée par leur âge. On a :

$$\varphi_{st}(a, 2) = \begin{cases} 1 & \text{si } a < A(t-a, s) \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}, \quad \varphi_{st}(a, 1) = \begin{cases} 1 & \text{si } a = A(t-a, s) = r_{st} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases},$$

$$\varphi_{st}(a, 0) = \begin{cases} 1 & \text{si } a > \min\{A(t-a, s); r_{st}\} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}.$$

Etant donné la complexité engendrée par une modélisation de l'état civil sur tout le parcours de vie (nuptialité, divortialité, mortalité selon l'état civil), on se limite à évaluer la distribution de l'état civil à partir de l'année de la retraite.

La première étape du *modèle des transitions de l'état civil* consiste ainsi à initialiser la distribution de l'état civil et la distribution de l'âge du conjoint le 1^{er} janvier de l'année de retraite. Au niveau de l'âge du conjoint, on exploite la distribution jointe de l'âge dans les couples tirée du Recensement fédéral de la population 2000 (RFP 2000) pour construire des distributions conditionnelles selon l'âge pour les hommes et les femmes, distributions que l'on suppose invariantes dans le temps. Lors de l'arrivée à la retraite d'une cohorte de rentiers, on initialise la distribution de l'âge du conjoint en fonction de l'âge de la retraite. Au niveau de l'état civil, on suppose que la distribution de l'état civil des nouveaux rentiers est identique à celle de la population résidente de même sexe et de même âge, lorsque celle-ci est observée¹⁰. Dans le cas contraire, on extrapole la distribution observée la plus proche.

La seconde étape consiste à évaluer les transitions de l'état civil pour les cohortes de rentiers. Le modèle repose sur l'hypothèse simplificatrice que la probabilité d'un mariage ou d'un divorce deviennent nulle à partir de l'âge de la retraite. Ainsi, l'évolution dans le temps des distributions d'état civil et de l'âge du conjoint ne dépend que de la mortalité (de l'individu ou de son éventuel conjoint). Au niveau de cette dernière, on distingue les probabilités de décès selon le fait d'être marié ou non. On note ainsi $d_{st}(a,1)$ et $d_{st}(a,2)$ les probabilités de décès respectives des non-mariés (célibataires, veufs, divorcés) et des mariés, les probabilités de survie étant obtenues par complément à 1.

On obtient alors les formules de récurrence suivantes, pour tout individu de sexe s (\bar{s} représente le sexe, opposé, du conjoint) et d'âge $a > A(t-a, s)$ en t :

a) Rentiers célibataires ou divorcés ($e = 1$ ou 4) :

$$p_{st}(e/a) = p_{s,t-1}(e/a-1) \frac{l_{s,t-1}(a-1,1)}{l_{s,t-1}(a-1)}.$$

b) Rentiers mariés ($e = 2$) :

$$p_{st}(2/a) = p_{s,t-1}(2/a-1) \frac{l_{s,t-1}(a-1,2)}{l_{s,t-1}(a-1)} \sum_{b=1}^{100+} p_{s,t-1}^m(b/a-1) l_{\bar{s},t-1}(b,2).$$

¹⁰ La statistique de la population résidente de l'OFS fournit une désagrégation selon l'état civil à partir du 1^{er} janvier 1982.

c) Rentiers veufs ($e = 3$) :

$$p_{st}(3/a) = p_{s,t-1}(3/a-1) \frac{l_{s,t-1}(a-1,1)}{l_{s,t-1}(a-1)} + p_{s,t-1}(2/a-1) \frac{l_{s,t-1}(a-1,2)}{l_{s,t-1}(a-1)} \sum_{b=1}^{100+} p_{s,t-1}^m(b/a-1) d_{\bar{s},t-1}(b,2).$$

d) Rentiers mariés avec conjoint d'âge b , $b = 1, \dots, 100+$:

$$p_{st}^m(b/a) = \frac{p_{s,t-1}^m(b-1/a-1) l_{\bar{s},t-1}(b-1,2)}{\sum_{\beta=1}^{100+} p_{s,t-1}^m(\beta/a-1) l_{\bar{s},t-1}(\beta,2)}.$$

La désagrégation des rentiers mariés en mariés 1 et mariés 2 donne lieu aux proportions suivantes :

$$p_{st}(2.1/a) = p_{st}(2/a) \sum_{b=1}^{100+} (\varphi_{\bar{s}}(b,2) + \varphi_{\bar{s}}(b,1)) p_{st}^m(b/a) ;$$

$$p_{st}(2.2/a) = p_{st}(2/a) \sum_{b=1}^{100+} \varphi_{\bar{s}}(b,0) p_{st}^m(b/a).$$

L'évolution de la distribution des catégories d'état civil lors du vieillissement des cohortes de rentiers permet de déterminer la **distribution des mois de rente selon la catégorie d'état civil**.

Dans cette optique, on examine les transitions en cours d'année de manière à déterminer la durée passée dans les différents états. Quatre événements, pouvant se produire ou non au cours de l'année, ont un impact au niveau du calcul de la rente : la retraite, le décès, la retraite du conjoint (pour les personnes mariées 1) et le décès du conjoint (pour les personnes mariées). Ces événements peuvent se produire au cours de la même année, donnant lieu à des transitions multiples.

On définit des variables binaires (1 si l'événement se produit en cours d'année, 0 sinon), A_r , A_d , A_{rc} et A_{dc} , associées aux 4 événements que sont, respectivement, la retraite, le décès, la retraite du conjoint et le décès du conjoint. La probabilité d'occurrence de ces événements est fonction de la catégorie d'état civil de l'individu au 1^{er} janvier. La situation au 31 décembre, qui peut être une catégorie d'état civil ou le décès, est déterminée par la séquence d'événements se produisant au cours de l'année.

De ce fait, on définit $p_{st}(A_r, A_d, A_{rc}, A_{dc} / a, e_0)$ la probabilité de transition associée à la séquence d'événements $\{A_r, A_d, A_{rc}, A_{dc}\}$, pour un individu de sexe s , dont l'âge en t est a et la catégorie d'état civil au 1^{er} janvier est e_0 , $e_0 = 1, 2.1, 2.2, 3, 4$.

En notant D_{e_0} la variable binaire (1 si oui, 0 sinon) associée à l'état de départ e_0 , on obtient :

$$p_{st}(A_r, A_d, A_{rc}, A_{dc} / a, e_0) = \varphi_{st}(a, A_r) \left[(1 - A_d) l_{st}(a, e_0) + A_d d_{st}(a, e_0) \right] \\ \cdot \left\{ \sum_{b=1}^{100+} \left[D_{2.1} (1 - A_{rc}) \varphi_{st}(b, 2) + D_{2.1} A_{rc} \varphi_{st}(b, 1) + D_{2.2} \varphi_{st}(b, 0) \right] p_{st}^m(b/a) \right. \\ \left. \cdot \left[(1 - A_d) l_{st}(b, 2) + A_d d_{st}(b, 2) \right] + (1 - A_{rc})(1 - A_{dc})(D_1 + D_3 + D_4) \right\} \\ \left/ \left[\sum_{b=1}^{100+} \left[D_{2.1} \varphi_{st}(b, 2) + D_{2.1} \varphi_{st}(b, 1) + D_{2.2} \varphi_{st}(b, 0) \right] p_{st}^m(b/a) + D_1 + D_3 + D_4 \right], \right.$$

$$\text{avec } d_{st}(a, e_0) = \begin{cases} d_{st}(a, 1) & \text{si } e_0 = 1, 3, 4 \\ d_{st}(a, 2) & \text{si } e_0 = 2.1, 2.2 \end{cases} \text{ et } l_{st}(a, e_0) = 1 - d_{st}(a, e_0), e_0 = 1, 2.1, 2.2, 3, 4.$$

Pour chaque état de départ et chaque transition possible à partir de cet état, on peut calculer, en fonction du mois de survenance des événements (anniversaire ou décès), le nombre de mois de rente dans les différents états $e = 1, 2.1, 2.2, 3, 4, 0$, où 0 représente l'absence de rente (avant la prise de la retraite ou après le décès), sachant que la rente est modifiée le mois suivant un événement.

Partant de là, on calcule $E[N_e / e_0, A_r, A_d, A_{rc}, A_{dc}]$, le nombre moyen de mois passés dans l'état e par les individus appartenant à la catégorie d'état civil e_0 en début d'année qui ont subi les événements A_r, A_d, A_{rc} et A_{dc} au cours de l'année, en supposant des distributions uniformes sur les 12 mois et indépendantes 2 à 2 pour les dates de survenance.

Par suite, on peut calculer le nombre moyen de mois de rente selon l'état e pour un rentier appartenant à un effectif donné.

Notons $E_0 = \{1, 2.1, 2.2, 3, 4\}$ l'ensemble des états de départ possibles et A l'ensemble des 16 situations éventuelles $(A_r, A_d, A_{rc}, A_{dc})$. On calcule le nombre moyen de mois de rente dans l'état e , $e = 1, 2.1, 2.2, 3, 4, 0$, pour un rentier de sexe s et d'âge a au cours de l'année t , de la manière suivante :

$$\bar{N}_{st}(a, e) = \sum_{e_0 \in E_0} p_{st}(e_0 / a) \sum_{(A_r, A_d, A_{rc}, A_{dc}) \in A} p_{st}(A_r, A_d, A_{rc}, A_{dc} / a, e_0) E[N_e / e_0, A_r, A_d, A_{rc}, A_{dc}].$$

Ainsi, le nombre de mois de rentes dans l'état e , $e = 1, 2.1, 2.2, 3, 4, 0$, pour l'ensemble des rentiers de sexe s et d'âge a au cours de l'année t sera obtenu par : $R_{st}(a) \bar{N}_{st}(a, e)$.

Ceci posé, on peut passer aux éléments spécifiques au calcul des rentes.

L'élément de base du calcul des prestations de l'AVS est la **rente simple minimale** (RSmin), notée r_t^0 pour l'année t . L'évolution dans le temps de la RSmin est fondée sur l'indice des

rentes, qui dépend de trois éléments : l'indice des prix à la consommation, l'indice des salaires et le calendrier d'adaptation.

Le calcul de la rente pour un individu est fait sur la base du revenu annuel moyen déterminant (RAMD), qui fait intervenir la moyenne des revenus lucratifs soumis à cotisation, ainsi que d'éventuelles bonifications pour tâches éducatives ou d'assistance. Le splitting des revenus s'applique pour les années entières de mariage lorsque le conjoint actuel est rentier, ainsi qu'en cas de divorce ou de veuvage.

Etant donné la complexité du phénomène, qui fait intervenir aussi bien le profil de carrière professionnelle, la nuptialité, la fécondité et la divortialité, notre approche consiste à modéliser la *distribution du RAMD selon la catégorie d'état civil* sur une base empirique. Pour ce faire, on a exploité les données du RR relatives aux ayants droits à la rente en 1999, c'est-à-dire les hommes nés en 1934 et les femmes nées en 1937¹¹, l'objectif étant d'évaluer la distribution du RAMD selon les catégories d'état civil $e = 1, 2.1, 2.2, 3, 4$ lors de l'arrivée à la retraite.

Le calcul du RAMD est réalisé sous la forme d'un multiple de $1.2 r_t^0$. De ce fait, on détermine la classe du RAMD, notée C , en divisant le RAMD par cette quantité. A la base, la rente complète est calculée en multipliant la RSmin par un facteur dépendant de la classe de RAMD. Ce facteur de rente, noté $F^0(C)$, est calculé de la manière suivante :

$$F^0(C) = \begin{cases} 1 & \text{si } C < 10 \\ 0.74 + 0.026C & \text{si } 10 \leq C < 30 \\ 1.04 + 0.016C & \text{si } 30 \leq C < 60 \\ 2 & \text{si } C \geq 60 \end{cases}$$

Comme on peut le constater, les classes $C \leq 10$ sont regroupées et donnent lieu à une rente (complète) plancher, alors que les classes $C \geq 60$ sont regroupées pour donner lieu à une rente (complète) plafond. On obtient ainsi 51 classes de RAMD pertinentes pour le calcul des rentes : $C = 10-, 11, \dots, 59, 60+$.

On définit $\pi_R(C/g, s, e)$ la probabilité qu'un rentier né en g , de sexe s et de catégorie d'état civil e (au moment de la retraite), appartienne à la classe de revenu C .

Examinons ce qui se passe lors du vieillissement d'une cohorte de rentiers. Seule l'application du splitting est susceptible de modifier la classe de RAMD d'un individu après sa retraite. Elle résulte soit de la retraite du conjoint, soit de son décès s'il survient avant sa retraite (le divorce d'un rentier est exclu par nos hypothèses). Dans l'optique du modèle, une

¹¹ Voir Candolfi et Chaze (2003) pour une description détaillée.

modification du RAMD se traduit par un changement de catégorie d'état civil (passage de marié 1 à marié 2, ou de marié 1 à veuf). Si l'on admet que les transitions d'état civil ou les décès n'ont aucun impact sur le profil des distributions du RAMD conditionnellement à la catégorie d'état civil, les probabilités $\pi_R(C/g, s, e)$, évaluées lors de la retraite, peuvent être considérées comme invariantes dans le temps.

Suivant l'approche retenue, on estime $\pi_R(C/1934, 1, e)$ et $\pi_R(C/1937, 2, e)$ à l'aide des fréquences observées, pour $C = 10-, 11, \dots, 59, 60+$ et pour $e = 1, 2.1, 2.2, 3, 4$.

Reste à évaluer ces probabilités pour d'autres cohortes de rentiers. En examinant le mode de calcul du RAMD, notamment le rôle joué par le facteur de revalorisation, on constate que si les revenus de l'activité lucrative évoluent dans le temps suivant l'indice des salaires, le RAMD va évoluer (toutes choses égales par ailleurs) selon l'indice des rentes, ce qui signifie que la classe de RAMD reste invariante.

Par suite, on peut postuler, pour toute génération g et toute catégorie d'état civil $e = 1, 2.1, 2.2, 3, 4$:

$$\begin{cases} \pi_R(C/g, 1, e) = \pi_R(C/1934, 1, e) \\ \pi_R(C/g, 2, e) = \pi_R(C/1937, 2, e) \end{cases}, C = 10-, 11, \dots, 59, 60+.$$

L'invariance des distributions des classes de RAMD d'une génération à l'autre fixe les limites du modèle. En effet, d'autres phénomènes qu'une croissance uniforme des salaires entrent en ligne de compte pour modifier le profil des distributions, ne serait ce que l'évolution différenciée des salaires des hommes et des femmes, ou encore la modification des taux d'activité et des taux d'occupation, l'augmentation de l'âge au mariage, la baisse de la fécondité, etc. Seul un modèle explicatif de la formation du RAMD permettrait d'intégrer de tels éléments.

Le dernier élément du calcul des rentes a trait aux *corrections du facteur de rente*, qui se rapportent à l'application des deux règles suivantes :

- relèvement de 20% de la rente pour les personnes veuves, à concurrence de la rente simple maximale,
- plafonnement à 150% de la rente simple maximale pour les couples mariés 2 (les 2 conjoints à la retraite) vivant maritalement.

La première règle de correction est simple à appliquer. En fonction de la classe de RAMD, on peut calculer un facteur de rente modifié pour les personnes veuves comme suit :

$$F(C, 3) = \min \{1.2F^0(C); 2\}, C = 10-, 11, \dots, 59, 60+.$$

La seconde règle pose plus de difficultés. En premier lieu, elle ne s'applique pas aux couples séparés juridiquement. Il est alors nécessaire de désagréger la catégorie d'état civil $e = 2.2$ en deux sous-catégories : $e = 2.21$ marié 2 non séparé, $e = 2.22$ marié 2 séparé juridiquement.

La distinction entre individus mariés et séparés juridiquement n'a pas été prise en compte dans le modèle de transition d'état civil, d'une part parce que les statistiques démographiques de l'OFS ne considèrent pas cette distinction, et d'autre part parce que le statut de séparation juridique reste marginal. Les données du RR montrent en effet une proportion de personnes séparées parmi les mariés voisine de 1%. De ce fait, on formule une hypothèse très simple, à savoir que quelle que soit la cohorte de rentiers considérée, la proportion de séparés parmi les mariés p^s est égale à 1%. On suppose également qu'il n'y pas de séparation juridique à partir de l'année de la retraite et que les probabilités de décès des séparés sont les mêmes que celles des mariés, ce qui garantit la stabilité dans le temps de la proportion.

Le problème majeur posé par le plafonnement de couple est qu'il fait appel à la classe de RAMD de chaque conjoint. Le facteur de rente modifié pour un individu de classe C dont le conjoint a la classe C^* est calculé comme suit (précisons que le calcul est simplifié par rapport à la réalité qui fait intervenir les échelles de rente dans le plafonnement) :

$$F_{2.21}(C, C^*) = F^0(C) \min \left\{ \frac{3}{F^0(C) + F^0(C^*)}; 1 \right\}, C, C^* = 10-, 11, \dots, 59, 60+.$$

Pour toutes les catégories d'état civil sauf $e = 2.21$, la rente est entièrement déterminée par la classe de RAMD. Pour $e = 2.21$, ce n'est pas le cas, mais on peut calculer l'espérance mathématique du facteur de rente modifié pour chaque classe de RAMD, à partir de la distribution conditionnelle de la classe de RAMD du conjoint dans les couples mariés 2. Cette distribution n'étant pas connue, il est nécessaire de l'estimer. Pour cela, on dispose des données du RR, relatives aux rentiers nés en 1934 et à leurs conjointes rentières d'une part, et relatives aux rentières nées en 1937 et à leurs conjoints rentiers d'autre part. Sur cette base, on formule des distributions conditionnelles des classes de RAMD qui dépendent du sexe mais pas de la génération.

On définit ainsi $p_s^{m2}(C^*/C)$ la probabilité que le conjoint d'un rentier marié 2 de sexe s appartienne à la classe de RAMD C^* , sachant que ce rentier appartient à la classe de RAMD C , où $C, C^* = 10-, 11, \dots, 59, 60+$. Pour chaque sexe s et chaque classe C , on estime $p_s^{m2}(C^*/C)$ par la fréquence conditionnelle dans le sous-échantillon du RR correspondant.

On définit alors le *facteur de rente complète modifié* comme suit :

$$\bar{f}_s(C, e) = \begin{cases} F(C, 3) & \text{si } e = 3 \\ \sum_{C^*=10-}^{60+} p_s^{m_2} (C^*/C) F_{2.21}(C, C^*) & \text{si } e = 2.21 \\ F^0(C) & \text{si } e = 1, 2.1, 2.22, 4 \end{cases}, C = 10-, 11, \dots, 59, 60+.$$

Tous les éléments étant réunis, on passe au *calcul des rentes* proprement dit.

L'ensemble des états pertinents pour le calcul des rentes est $E^* = \{1, 2.1, 2.21, 2.22, 3, 4\}$.

Etant donné nos hypothèses sur la séparation juridique, on a :

$$\bar{N}_{st}(a, 2.21) = (1 - p^s) \bar{N}_{st}(a, 2.2) \text{ et } \bar{N}_{st}(a, 2.22) = p^s \bar{N}_{st}(a, 2.2).$$

Par ailleurs, la distribution du RAMD en classes n'étant pas différenciée selon le fait d'être séparé juridiquement ou non, on a, pour toute génération g de sexe s :

$$\pi_R(C/g, s, 2.21) = \pi_R(C/g, s, 2.22) = \pi_R(C/g, s, 2.2), C = 10-, 11, \dots, 59, 60+.$$

Les rentes versées au cours de l'année t aux rentiers dans la classe C et l'état e sont alors données par :

$$R_{st}(a) \bar{N}_{st}(a, e) \pi_R(C/t-a, s, e) r_t^0 \bar{f}_s(C, e) \bar{\psi}(t-a, s), C = 10-, 11, \dots, 59, 60+, e \in E^*.$$

Par suite, les rentes versées au cours de l'année t à l'ensemble de l'effectif de rentiers $R_{st}(a)$ sont données par :

$$PR_{st}(a) = R_{st}(a) \bar{\psi}(t-a, s) r_t^0 \sum_{e \in E^*} \bar{N}_{st}(a, e) \sum_{C=10-}^{60+} \pi_R(C/t-a, s, e) \bar{f}_s(C, e).$$

4.2 Modèle des prestations avec retraite anticipée

4.2.1 Modélisation de la durée de cotisation

Pour prendre en compte la retraite anticipée, telle que nous l'avons définie dans la section 2, dans le modèle des prestations du LEA, nous allons désagréger les *effectifs de rentiers* par âge et sexe en fonction du décalage k entre l'âge de la retraite effectif et l'âge de la retraite ordinaire.

Dans le modèle de base, chaque individu de la génération g de sexe s prenait sa retraite à l'âge légal $A(g, s)$ au cours de l'année $T(g, s)$. Avec les options de la retraite anticipée, un tel individu va prendre sa retraite à l'âge $A(g, s) + k$ au cours de l'année $T(g, s) + k$, avec une probabilité $\gamma_{gs}(k)$, qui prend des valeurs non nulles pour $k = -3, -2, -1, 0$.

On note $R_{st}(a, k)$ l'effectif des rentiers de sexe s et d'âge a en t , prenant (ou ayant pris) leur retraite avec un décalage de k années par rapport à l'âge légal. On a :

$$R_{st}(a, k) = \begin{cases} 0 & \text{si } a < A(t-a, s) + k \\ \gamma_{t-a, s}(k) [E_{st}^r(a) + E_{st}^{nr}(a)] & \text{si } a = A(t-a, s) + k \\ R_{s, t-1}(a-1, k) l_{s, t-1}(a-1) & \text{si } a > A(t-a, s) + k \end{cases}$$

Notons que la détermination initiale des effectifs de rentiers est obtenue en multipliant l'effectif potentiel de rentiers (obtenu si tous les résidents et non-résidents choisissent le décalage k) par la probabilité de choisir le décalage k . Cette identification repose sur les hypothèses H3.3 à H3.5 (voir section 3.2) d'indépendance entre les flux démographiques et les choix de retraite anticipée.

Au niveau du vieillissement des effectifs, on exploite à nouveau l'hypothèse H3.3, qui postule l'indépendance des probabilités de décès par rapport au choix du décalage.

Il convient de préciser que les effectifs totaux de rentiers par âge et sexe diffèrent de ceux obtenus en l'absence de retraite anticipée. Avant l'âge légal de la retraite, on a des rentiers anticipés, alors qu'auparavant personne ne touchait de rente. A partir de l'âge légal, le nombre total de rentiers est moindre qu'en l'absence de retraite anticipée, car les individus qui immigreront en tant que rentiers anticipés (voir section 3.2), et ne sont pas des non-résidents qui rentrent en Suisse, n'auront versé aucune cotisation à l'AVS.

Une fois l'effectif des rentiers de la génération g de sexe s ayant choisi un décalage k initialisé, le 1^{er} janvier de leur année de retraite ($T(g, s) + k$), ce qui donne comme on l'a vu :

$$R_{s, T(g, s) + k}(A(g, s) + k, k) = \gamma_{gs}(k) \left[E_{s, T(g, s) + k}^r(A(g, s) + k) + E_{s, T(g, s) + k}^{nr}(A(g, s) + k) \right],$$

il s'agit de déterminer le nombre d'années de cotisation accumulées par cette cohorte.

On procède comme pour les effectifs, en multipliant le nombre d'années de cotisation potentiel par la probabilité de choix du décalage. Le nombre d'années de cotisation donnant lieu à une rente pour les rentiers de la génération g de sexe s ayant choisi un décalage k , le 1^{er} janvier de leur année de retraite ($T(g, s) + k$), est donné par :

$$AC_{s, T(g, s) + k}(A(g, s) + k, k) = \gamma_{gs}(k) \sum_{\alpha=A_0(g)}^{A(g, s) + k - 1} \left[E_{s, g + \alpha}^r(\alpha) + \frac{M_{s, g + \alpha}^+(\alpha)}{l_{s, g + \alpha}(\alpha)} \right] \prod_{\beta=\alpha}^{A(g, s) + k - 1} l_{s, g + \beta}(\beta).$$

A partir des effectifs de nouveaux rentiers et de la durée de cotisation totale correspondante, on peut calculer la durée de cotisation moyenne de chaque cohorte (g, s, k) comme suit :

$$\bar{c}(g, s, k) = \frac{AC_{s, T(g, s) + k}(A(g, s) + k, k)}{R_{s, T(g, s) + k}(A(g, s) + k, k)}.$$

Selon nos hypothèses, cette durée de cotisation moyenne ne varie pas avec le vieillissement de la cohorte.

En rapportant la durée de cotisation moyenne $\bar{c}(g, s, k)$ à la durée de cotisation maximale propre au décalage k , à savoir $c_{\max}(g, s, k) = A(g, s) + k - A_0(g)$, on obtient le facteur moyen de rente partielle :

$$\bar{\psi}(g, s, k) = \frac{\bar{c}(g, s, k)}{c_{\max}(g, s, k)}.$$

Précisons que le calcul concret prévoit de ramener tous les rentiers à une échelle de rente de 44 (durée de cotisation maximale avec la retraite à 65 ans), comme cela est actuellement réalisé pour les femmes. Le calcul effectué dans le modèle est équivalent à cette procédure pour peu que l'on ignore les distorsions induites par la procédure d'arrondi. Si un arrondi vers l'unité supérieure est retenu (c'est le cas actuellement pour les femmes), le facteur moyen de rente partielle effectif sera légèrement plus élevé que celui calculé par le modèle, qui n'effectue pas d'arrondi (et permet ainsi le calcul du facteur de rente partielle sans passer par le changement d'échelle).

4.2.2 Modélisation de l'état civil

La première étape du modèle des transitions de l'état civil consiste à initialiser la distribution de l'état civil et la distribution de l'âge du conjoint le 1^{er} janvier de l'année de retraite. En fonction des choix possibles $k = -3, -2, -1, 0$, chaque génération g de sexe s va se répartir en quatre sous-groupes de rentiers prenant leur retraite à un âge et une année distincts. Par conséquent, la distribution dans les catégories d'état civil va différer pour chacune de ces sous-populations.

On définit ainsi :

- $p_{st}(e/a, k)$ probabilité qu'un individu de sexe s et d'âge a en t , ayant choisi de décaler sa retraite de k années, ait l'état civil e au 1^{er} janvier, $e = 1, 2, 3, 4, 2.1, 2.2$,
- $p_{st}^m(b/a, k)$ probabilité qu'un individu marié de sexe s et d'âge a en t , ayant choisi de décaler sa retraite de k années, ait un conjoint d'âge b en t .

On conserve l'hypothèse de base du modèle des transitions d'état civil, à savoir l'absence de mariages et de divorces dès l'année de retraite. Le vieillissement des sous-groupes de rentiers se fait alors suivant les formules de récurrence suivantes, pour tout $k = -3, -2, -1, 0$, et tout a tel que $a > A(t - a, s) + k$:

a) Rentiers célibataires ou divorcés ($e = 1$ ou 4) :

$$p_{st}(e/a, k) = p_{s,t-1}(e/a-1, k) \frac{l_{s,t-1}(a-1, 1)}{l_{s,t-1}(a-1)}.$$

b) Rentiers mariés ($e = 2$) :

$$p_{st}(2/a, k) = p_{s,t-1}(2/a-1, k) \frac{l_{s,t-1}(a-1, 2)}{l_{s,t-1}(a-1)} \sum_{b=1}^{100+} p_{s,t-1}^m(b/a-1, k) l_{\bar{s},t-1}(b, 2).$$

c) Rentiers veufs ($e = 3$) :

$$p_{st}(3/a, k) = p_{s,t-1}(3/a-1, k) \frac{l_{s,t-1}(a-1, 1)}{l_{s,t-1}(a-1)} + p_{s,t-1}(2/a-1, k) \frac{l_{s,t-1}(a-1, 2)}{l_{s,t-1}(a-1)} \sum_{b=1}^{100+} p_{s,t-1}^m(b/a-1, k) d_{\bar{s},t-1}(b, 2).$$

d) Rentiers mariés avec conjoint d'âge b , $b = 1, \dots, 100+$:

$$p_{st}^m(b/a, k) = \frac{p_{s,t-1}^m(b-1/a-1, k) l_{\bar{s},t-1}(b-1, 2)}{\sum_{\beta=1}^{100+} p_{s,t-1}^m(\beta/a-1, k) l_{\bar{s},t-1}(\beta, 2)}.$$

Reste à établir la répartition des rentiers mariés dans les deux sous-catégories marié 1 (conjoint actif) et marié 2 (conjoint retraité). Cette répartition n'est plus entièrement déterminée par l'âge du conjoint, car elle fait intervenir le choix de retraite de ce dernier.

Dans cette optique, on postule l'hypothèse simplificatrice suivante :

H4.1 : Le choix de retraite d'un individu marié est indépendant de celui de son conjoint.

Cette hypothèse est peu réaliste car la situation du conjoint semble être un déterminant important du choix d'une retraite anticipée, comme le montre l'analyse basée sur les données de l'ESPA 1991-2000 (Antille et al, 2003a)¹². Toutefois, la présence du plafonnement de couple pourrait inciter à ne pas recourir à une anticipation de l'AVS pour financer un choix de retraite anticipée basé sur le statut du conjoint. Quoi qu'il en soit, en l'absence d'un modèle explicatif quantifié des probabilités de choix, on considéra que ces dernières sont indépendantes entres individus.

Pour déterminer les transitions de catégorie d'état civil, on considère à nouveau les trois situations dans lesquelles un individu peut se trouver en début d'année par rapport à la retraite :

- $\xi = 2$ l'individu n'est pas retraité et ne prend pas sa retraite au cours de l'année,

¹² Voir également Blau (1998), Gustman et Steinmaier (1994, 2000), en dehors du contexte suisse.

- $\xi = 1$ l'individu prend sa retraite au cours de l'année,
- $\xi = 0$ l'individu est à la retraite au début de l'année.

En l'absence de retraite anticipée, la probabilité $\varphi_{st}(a, \xi)$ qu'un individu de sexe s et d'âge a en t soit dans la situation ξ au 1^{er} janvier t , était nécessairement unitaire pour l'une des trois situations $\xi = 2, 1, 0$. Avec les probabilités de choix de la retraite, ce n'est plus le cas lorsque l'écart entre l'âge de l'individu et l'âge légal de la retraite correspondant à sa génération prend l'une des valeurs possibles $k = -3, -2, -1, 0$.

On a alors, de manière générale :

- $\varphi_{st}(a, 2) = 1 - \Gamma_{t-a,s}(a - A(t-a, s))$,
- $\varphi_{st}(a, 1) = \delta_{t-a,s}^{TR} \gamma_{t-a,s}(a - A(t-a, s))$,
- $\varphi_{st}(a, 0) = \Gamma_{t-a,s}(a - A(t-a, s)) - \delta_{t-a,s}^{TR} \gamma_{t-a,s}(a - A(t-a, s))$.

A part cette différence dans la construction des probabilités $\varphi_{st}(a, \xi)$, et le fait que la distribution de l'âge du conjoint varie selon le décalage k , le calcul des probabilités de transition n'est pas modifié par rapport à l'absence de retraite flexible.

Si l'on note $p_{st}(A_r, A_d, A_{rc}, A_{dc} / a, k, e_0)$ la probabilité de transition associée à la séquence d'événements $\{A_r, A_d, A_{rc}, A_{dc}\}$ pour un individu de sexe s , qui a choisi de décaler sa retraite de k années, dont l'âge en t est a et la catégorie d'état civil au 1^{er} janvier est e_0 , on a (avec les mêmes notations que précédemment) :

$$p_{st}(A_r, A_d, A_{rc}, A_{dc} / a, k, e_0) = \varphi_{st}(a, A_r) \left[(1 - A_d) l_{st}(a, e_0) + A_d d_{st}(a, e_0) \right] \\ \cdot \left\{ \sum_{b=1}^{100+} \left[D_{2.1} (1 - A_{rc}) \varphi_{\bar{st}}(b, 2) + D_{2.1} A_{rc} \varphi_{\bar{st}}(b, 1) + D_{2.2} \varphi_{\bar{st}}(b, 0) \right] p_{st}^m(b/a, k) \right. \\ \left. \cdot \left[(1 - A_d) l_{\bar{st}}(b, 2) + A_d d_{\bar{st}}(b, 2) \right] + (1 - A_{rc})(1 - A_{dc})(D_1 + D_3 + D_4) \right\} \\ \left/ \left[\sum_{b=1}^{100+} \left[D_{2.1} \varphi_{\bar{st}}(b, 2) + D_{2.1} \varphi_{\bar{st}}(b, 1) + D_{2.2} \varphi_{\bar{st}}(b, 0) \right] p_{st}^m(b/a, k) + D_1 + D_3 + D_4 \right] \right.$$

Par suite, le nombre moyen de mois de rente dans l'état e , $e = 1, 2.1, 2.2, 3, 4, 0$, pour un rentier de sexe s et d'âge a au cours de l'année t , ayant choisi de décaler sa retraite de k années, $k = -3, -2, -1, 0$, est obtenu de la manière suivante :

$$\bar{N}_{st}(a, k, e) = \sum_{e_0 \in E_0} p_{st}(e_0 / a, k) \sum_{(A_r, A_d, A_{rc}, A_{dc}) \in A} p_{st}(A_r, A_d, A_{rc}, A_{dc} / a, k, e_0) E[N_e / e_0, A_r, A_d, A_{rc}, A_{dc}].$$

Ainsi, le nombre de mois de rentes dans l'état e , $e = 1, 2.1, 2.2, 3, 4, 0$, pour l'ensemble des rentiers de sexe s et d'âge a au cours de l'année t , ayant choisi de décaler leur retraite de k années, sera obtenu par : $R_{st}(a, k) \bar{N}_{st}(a, k, e)$.

4.2.3 Calcul des rentes

En l'absence de flexibilité de la retraite, le calcul de la rente pour un individu fait intervenir les éléments suivants :

- la classe de RAMD,
- le facteur de rente complète modifié (lié à la classe de RAMD et à la catégorie d'état civil),
- le facteur de rente partielle (lié à la durée de cotisation),
- la RSmin, utilisée pour déterminer la valeur monétaire de la rente.

En présence d'un choix de retraite anticipée, un élément supplémentaire intervient dans le calcul des rentes. Il s'agit du taux de réduction de la rente. Celui-ci est évidemment lié au choix du décalage, mais dépend également comme on l'a vu dans la section 2.3, du sexe et de la génération (certaines cohortes bénéficiant de taux préférentiels), voire de la classe de RAMD dans la mesure où l'on souhaite évaluer l'impact d'une révision de la retraite anticipée socialement favorable.

Avant d'analyser le taux de réduction de la rente, examinons l'impact du choix de retraite sur les éléments de base.

Au niveau de la classe de RAMD, on formule l'hypothèse suivante :

H4.2 : La distribution du RAMD en classes selon la génération, le sexe et la catégorie d'état civil est indépendante du choix de retraite.

Cette hypothèse est discutable dans la mesure où le niveau de revenu peut constituer un déterminant du choix d'anticiper sa retraite. Toutefois, l'effet positif sur l'anticipation provenant du fait de disposer de meilleures ressources peut être contrebalancé par un effet négatif dû à une position hiérarchique élevée ou à un travail moins pénible. De plus, dans le cas où le taux de réduction de la rente augmente avec le RAMD, on devrait obtenir un effet incitatif sur les petits revenus au niveau de l'anticipation de l'AVS. En l'absence d'une évaluation quantifiée de ces effets, on ne les prendra pas en compte.

Au niveau du facteur de rente complète modifié, le choix de retraite ne peut jouer un rôle qu'au niveau du plafonnement de couple, qui fait intervenir la distribution jointe du RAMD dans les couples mariés. Dans ce cadre, on formule l'hypothèse suivante :

H4.3 : La distribution jointe du RAMD dans les couples mariés est indépendante des choix de retraite.

Le plafonnement de couple fait également intervenir la désagrégation de la catégorie marié 2 en marié 2 vivant maritalement ($e = 2.21$) et marié 2 séparé juridiquement ($e = 2.22$). Dans cette optique, on formule l'hypothèse suivante :

H4.4 : La proportion de séparés parmi les mariés est indépendante des choix de retraite.

Par suite, on peut écrire, pour tout $k = -3, -2, -1, 0$:

$$\bar{N}_{st}(a, k, 2.21) = (1 - p^s) \bar{N}_{st}(a, k, 2.2) \text{ et } \bar{N}_{st}(a, k, 2.22) = p^s \bar{N}_{st}(a, k, 2.2).$$

Ainsi, le facteur de rente partielle est, comme on l'a vu (section 4.1), le seul élément de base du calcul des rentes qui est affecté par le choix de retraite, ceci pour les personnes n'ayant pas une durée de cotisation complète.

On considère maintenant le *facteur de réduction de la rente*. On définit d'abord le taux de réduction de la rente $\tau_{gs}(C, k)$ qui s'applique à la génération g de sexe s selon la classe de RAMD C , $C = 10-, 11, \dots, 59, 60+$, et le décalage k , $k = -3, -2, -1, 0$.

Le facteur de réduction de la rente est défini par complémentarité avec le taux de réduction comme suit :

$$\bar{\tau}_{gs}(C, k) = 1 - \tau_{gs}(C, k), \quad C = 10-, 11, \dots, 59, 60+, \quad k = -3, -2, -1, 0.$$

Les rentes versées au cours de l'année t aux rentiers de sexe s et d'âge a , ayant décalé leur retraite de k années, dans la classe C et l'état e sont alors données par :

$$R_{st}(a, k) \bar{N}_{st}(a, k, e) \pi_R(C/t - a, s, e) r_t^0 \bar{f}_s(C, e) \bar{\psi}(t - a, s, k) \bar{\tau}_{t-a, s}(C, k),$$

$$C = 10-, 11, \dots, 59, 60+, \quad e \in E^* = \{1, 2.1, 2.21, 2.22, 3, 4\}, \quad k = -3, -2, -1, 0.$$

Par suite, les rentes versées au cours de l'année t à l'ensemble des rentiers de sexe s et d'âge a ayant choisi un décalage k sont données par :

$$PR_{st}(a, k) = R_{st}(a, k) \bar{\psi}(t - a, s, k) r_t^0 \sum_{e \in E^*} \bar{N}_{st}(a, k, e) \sum_{C=10-}^{60+} \pi_R(C/t - a, s, e) \bar{f}_s(C, e) \bar{\tau}_{t-a, s}(C, k).$$

Enfin, les rentes versées au cours de l'année t à l'ensemble de l'effectif de rentiers $R_{st}(a)$ sont données par :

$$\begin{aligned}
PR_{st}(a) &= \sum_{k=-3}^0 PR_{st}(a, k) \\
&= r_t^0 \sum_{k=-3}^0 R_{st}(a, k) \bar{\psi}(t-a, s, k) \sum_{e \in E^*} \bar{N}_{st}(a, k, e) \sum_{C=10-}^{60+} \pi_R(C/t-a, s, e) \bar{f}_s(C, e) \bar{\tau}_{t-a, s}(C, k).
\end{aligned}$$

4.3 Hypothèses de simulation des prestations

Pour simuler les rentes de vieillesse à l'horizon 2030, il est nécessaire de définir des scénarios sur les variables démographiques, économiques et institutionnelles du modèle. Les facteurs démographiques autant qu'économiques étant identiques entre le modèle des prestations et celui des cotisations, on retient le même scénario de référence dans les deux cas.

Les hypothèses démographiques sont ainsi à nouveau fournies par le scénario moyen A-00-2005 de l'OFS, avec mise à jour des données pour 2005 et 2006 (voir section 1.2), alors que l'évolution des prix et des salaires nominaux sur la période 2007-2030 est conforme aux valeurs retenues par l'OFAS en 2007 pour les prévisions budgétaires de l'AVS (voir tableau 3.4).

En ce qui concerne les facteurs institutionnels, on retrouve les facteurs simulés dans le cadre des cotisations (voir section 3.3), à savoir l'âge de la retraite des femmes et les probabilités d'anticipation des rentes. On reprend ainsi les six scénarios considérés dans la section 3.4.

Les scénarios RA10, RA10_2 et le scénario de référence I se rapportent à la 10^{ème} révision de l'AVS en vigueur, avec un âge légal de la retraite à 65 ans pour les hommes et 64 ans pour les femmes et des possibilités d'anticiper la rente d'un ou deux ans. Les trois variantes correspondent respectivement à une hypothèse « haute » sur les taux d'anticipation des femmes, une hypothèse « basse » pour ces mêmes taux (voir section 2.4) et, en tant qu'hypothèse comparative, à l'absence totale d'anticipations pour les hommes comme pour les femmes. De la même manière, les scénarios RA11, RA11_2 et le scénario de référence II se rapportent à la 11^{ème} révision de l'AVS, dans laquelle l'âge légal de la retraite des femmes est porté à 65 ans en 2009 et la possibilité d'anticiper la rente de trois ans est introduite aussi bien pour les hommes que pour les femmes.

Par rapport aux cotisations, une dimension supplémentaire est introduite dans la simulation à travers les taux de réduction des rentes. On envisage deux alternatives. Le scénario de référence correspond aux règles en vigueur pour la 10^{ème} révision de l'AVS, à savoir des taux actuariels sauf pour certaines générations de femmes, et l'extension de cette règle prévue dans le cadre de la 11^{ème} révision de l'AVS (voir section 2.3 pour les détails). Le scénario alternatif vise à évaluer l'impact de taux de réduction dépendant du RAMD, suivant la formule

d'interpolation présentée dans la section 2.3 (figure 2.1). Pour éviter d'alourdir la présentation, cette alternative n'est évaluée que dans le cadre de la 11^{ème} révision de l'AVS, donnant lieu aux scénarios RA11_RAMD et RA11_2_RAMD.

Les autres aspects du calcul des prestations ne font pas l'objet de simulations. En particulier, la fréquence d'indexation des rentes est maintenue à deux ans (sauf en cas d'inflation supérieure à 4%, ce qui ne se produit jamais avec les hypothèses retenues), conformément à la législation en vigueur.

4.4 Simulation des prestations avec retraite anticipée

Les premières simulations considérées se rapportent à la 10^{ème} révision de l'AVS. Les résultats sont présentés dans le tableau 4.1.

Tableau 4.1 : Prestations selon différents scénarios relatifs à la 10^{ème} révision de l'AVS

Année	En millions de francs, au prix de 2006			% p. r. au scén. de réf.	
	Scénario I	Scénario RA10	Scénario RA10_2	RA10	RA10_2
2005	27'713	27'937	27'937	0.81%	0.81%
2006	27'586	27'904	27'904	1.15%	1.15%
2007	28'854	29'179	29'179	1.13%	1.13%
2008	29'212	29'520	29'520	1.05%	1.05%
2009	30'286	30'576	30'576	0.96%	0.96%
2010	30'566	30'837	30'816	0.88%	0.82%
2011	32'205	32'456	32'364	0.78%	0.49%
2012	32'469	32'685	32'547	0.67%	0.24%
2013	34'065	34'254	34'127	0.55%	0.18%
2014	34'235	34'390	34'279	0.45%	0.13%
2015	35'745	35'875	35'774	0.37%	0.08%
2016	35'822	35'926	35'837	0.29%	0.04%
2017	37'408	37'492	37'411	0.22%	0.01%
2018	37'447	37'509	37'439	0.17%	-0.02%
2019	39'019	39'065	39'003	0.12%	-0.04%
2020	39'071	39'099	39'047	0.07%	-0.06%
2021	40'696	40'707	40'663	0.03%	-0.08%
2022	40'802	40'794	40'761	-0.02%	-0.10%
2023	42'610	42'585	42'559	-0.06%	-0.12%
2024	42'750	42'708	42'693	-0.10%	-0.13%
2025	44'757	44'697	44'691	-0.13%	-0.15%
2026	44'942	44'868	44'872	-0.16%	-0.16%
2027	47'021	46'927	46'942	-0.20%	-0.17%
2028	47'280	47'162	47'192	-0.25%	-0.19%
2029	49'570	49'415	49'464	-0.31%	-0.21%
2030	49'795	49'606	49'673	-0.38%	-0.24%

Les montants des prestations avec la retraite anticipée sont supérieurs par rapport à ceux du scénario de référence I pour la plus grande partie de la période de simulation. La possibilité offerte à certaines générations de toucher une rente de vieillesse avant l'âge ordinaire entraîne un accroissement du nombre de prestations versées.

En contrepartie, la réduction actuarielle du montant des rentes anticipées prend du temps pour faire son effet, puisque c'est seulement en 2022 dans le scénario RA10 (proportions élevées d'anticipations) et en 2018 dans le scénario RA10_2 (proportions plus faibles en l'absence de taux de réduction favorables) que le total des prestations versées devient inférieur à celui obtenu sans retraite anticipée.

Tableau 4.2 : Prestations selon différents scénarios relatifs à la 11^{ème} révision de l'AVS

Année	En millions de francs, au prix de 2006			% p. r. au scén. de réf.	
	Scénario II	Scénario RA11	Scénario RA11_2	RA11	RA11_2
2005	27'713	27'937	27'937	0.81%	0.81%
2006	27'586	27'904	27'904	1.15%	1.15%
2007	28'854	29'179	29'179	1.13%	1.13%
2008	29'212	29'520	29'520	1.05%	1.05%
2009	29'903	30'260	30'260	1.19%	1.19%
2010	29'731	30'159	30'153	1.44%	1.42%
2011	31'330	31'769	31'728	1.40%	1.27%
2012	31'608	32'014	31'917	1.29%	0.98%
2013	33'188	33'559	33'435	1.12%	0.74%
2014	33'386	33'705	33'596	0.96%	0.63%
2015	34'889	35'172	35'073	0.81%	0.53%
2016	34'983	35'224	35'138	0.69%	0.44%
2017	36'534	36'748	36'644	0.59%	0.30%
2018	36'582	36'759	36'638	0.48%	0.15%
2019	38'118	38'269	38'158	0.40%	0.11%
2020	38'168	38'289	38'192	0.32%	0.06%
2021	39'747	39'842	39'755	0.24%	0.02%
2022	39'847	39'910	39'838	0.16%	-0.02%
2023	41'608	41'644	41'582	0.09%	-0.06%
2024	41'732	41'741	41'692	0.02%	-0.10%
2025	43'687	43'667	43'631	-0.05%	-0.13%
2026	43'863	43'816	43'793	-0.11%	-0.16%
2027	45'878	45'804	45'794	-0.16%	-0.18%
2028	46'123	46'016	46'021	-0.23%	-0.22%
2029	48'379	48'218	48'245	-0.33%	-0.28%
2030	48'635	48'419	48'470	-0.44%	-0.34%

On retrouve les mêmes phénomènes lorsque l'âge légal de la retraite des femmes augmente à 65 ans en 2009, comme le montre le tableau 4.2, avec toutefois des variations relatives plus importantes par rapport au scénario de référence II, qui prend en compte le changement institutionnel sur l'âge de la retraite mais pas la possibilité d'anticiper l'AVS.

A nouveau, le scénario qui égalise les pourcentages des préretraités pour les deux sexes, une fois que les femmes ne disposent plus de taux de réduction des rentes favorables, se rapproche de celui sans retraite anticipée puisque les pourcentages d'anticipation sont plus faibles dès la génération 1948. Ainsi, le premier écart entre les deux scénarios se produit en 2010, lorsqu'une partie des femmes de cette génération (5% dans le premier cas, 3% dans l'autre) anticipent leur retraite à l'âge de 62 ans.

Les deux dernières simulations se rapportent encore à la 11^{ème} révision de l'AVS, mais comportent des taux de réduction des rentes qui dépendent de la classe du RAMD selon la formule présentée dans la section 2.3. Là encore, on considère un premier scénario (RA11_RAMD) où les pourcentages de préretraités sont plus élevés chez les femmes, alors que dans le deuxième scénario (RA11_2_RAMD), les pourcentages sont indépendants du sexe dès l'introduction de ces taux liés au RAMD pour les femmes, soit dès la génération 1948.

Le tableau 4.3 fournit les montants des prestations obtenues, toujours en millions de francs suisses au prix de 2006.

**Tableau 4.3 : Prestations selon différents scénarios relatifs à la 11^{ème} révision de l'AVS
avec des taux de réduction des rentes qui dépendent du RAMD**

Année	En millions de francs, au prix de 2006			% p. r. au scénario de réf.	
	Scén. II	Scénario RA11_RAMD	Scénario RA11_2_RAMD	Scénario RA11_RAMD	Scénario RA11_2_RAMD
2005	27'713	27'937	27'937	0.81%	0.81%
2006	27'586	27'904	27'904	1.15%	1.15%
2007	28'854	29'179	29'179	1.13%	1.13%
2008	29'212	29'520	29'520	1.05%	1.05%
2009	29'903	30'260	30'260	1.20%	1.20%
2010	29'731	30'161	30'155	1.45%	1.42%
2011	31'330	31'776	31'733	1.42%	1.29%
2012	31'608	32'027	31'926	1.33%	1.01%
2013	33'188	33'579	33'448	1.18%	0.78%
2014	33'386	33'731	33'613	1.03%	0.68%
2015	34'889	35'205	35'095	0.90%	0.59%
2016	34'983	35'263	35'163	0.80%	0.51%
2017	36'534	36'796	36'674	0.72%	0.38%
2018	36'582	36'814	36'672	0.63%	0.25%
2019	38'118	38'335	38'199	0.57%	0.21%
2020	38'168	38'362	38'237	0.51%	0.18%
2021	39'747	39'926	39'807	0.45%	0.15%
2022	39'847	40'002	39'894	0.39%	0.12%
2023	41'608	41'748	41'645	0.34%	0.09%
2024	41'732	41'853	41'760	0.29%	0.07%
2025	43'687	43'792	43'706	0.24%	0.04%
2026	43'863	43'950	43'874	0.20%	0.03%
2027	45'878	45'952	45'882	0.16%	0.01%
2028	46'123	46'171	46'114	0.10%	-0.02%
2029	48'379	48'388	48'347	0.02%	-0.07%
2030	48'635	48'596	48'575	-0.08%	-0.12%

Les montants des prestations sont plus élevés dès l'année 2010 par rapport aux scénarios d'origine RA11 et RA11_2, étant donné que les taux de réduction dépendent de la classe du RAMD et que seuls les retraités se trouvant dans la classe maximale voient leur rente réduite selon un taux actuariel. Les autres retraités bénéficient ainsi de taux plus favorables qui leur assurent une rente plus élevée. Cependant, les différences annuelles sont à nouveau minimales puisque les prestations n'augmentent en 2030 que de 0.37% entre le scénario RA11 et le scénario RA11_RAMD, et de 0.22% entre le scénario RA11_2 et le scénario RA11_2_RAMD. De surcroît, si l'on compare les montants des prestations au scénario sans retraite anticipée, le changement de sens de variation se fait plus tardivement, puisque c'est

seulement lors de l'année 2030 pour le scénario RA11_RAMD (2028 pour le scénario RA11_2_RAMD) que le montant total devient inférieur à celui issu du scénario de référence. Notons toutefois que ces simulations ne tiennent pas compte de l'effet incitatif que pourraient avoir les taux de réduction favorables sur les personnes à bas revenu déterminant, et sous-estiment ainsi vraisemblablement l'impact potentiel d'une telle mesure¹³.

Pour examiner de manière plus détaillée l'impact de la retraite anticipée, on considère la désagrégation des prestations selon le sexe et l'âge. La comparaison des résultats désagrégés des différentes variantes du scénario RA10 avec ceux du scénario I sans retraite anticipée permet d'apprécier l'importance des effets induits par cette dernière. Il en est de même avec les variantes du scénario RA11 relativement au scénario II. En fonction de la génération, de l'âge et du sexe considérés, on peut distinguer trois catégories d'effets.

Le premier type d'effet est directement engendré par le versement des rentes anticipées. Il se rapporte aux âges précédant l'âge légal de la retraite, en fonction des choix d'anticipation (un, deux ou trois ans) offerts aux générations concernées, de même qu'à l'âge légal lui-même. En effet, les personnes ayant anticipé leur retraite touchent une rente sur toute l'année lorsqu'elles atteignent l'âge légal, alors que dans le cas contraire, elles ne touchent une rente qu'à partir du mois suivant leur anniversaire. Cet impact direct de la retraite anticipée sur le montant des rentes versé à une cohorte une année donnée est clairement positif et constitue l'effet dominant. Il disparaît par contre totalement une fois dépassé l'âge légal de la retraite.

Le deuxième type d'effet se rapporte à la réduction des rentes pour les personnes ayant choisi l'anticipation. Cet impact direct négatif s'applique à tous les âges, mais concerne uniquement les générations ayant eu accès aux possibilités d'anticipation, en l'occurrence les hommes nés à partir de 1936¹⁴ et les femmes nées à partir de 1939.

Le troisième type d'effet concerne l'impact indirect de la retraite anticipée du conjoint pour les personnes mariées. En effet, une telle anticipation entraîne une transition prématurée de la catégorie « marié 1 » vers la catégorie « marié 2 », soit la prise en compte du splitting dans le calcul du revenu déterminant et le plafonnement de couple. Dans la mesure où le splitting entraîne globalement un transfert du revenu déterminant des hommes vers celui des femmes, et que le plafonnement de couple correspond à un facteur de réduction par rapport à une rente individuelle pleine, l'effet indirect de la retraite anticipée est négatif pour les hommes. Il

¹³ Notons que le modèle pourrait être adapté pour prendre en compte des choix d'anticipation dépendant de la classe de RAMD.

¹⁴ Rappelons que pour simplifier le modèle, qui démarre en 2000, on a ignoré les possibilités d'anticipation d'un an, offertes aux hommes dès 1997, pour les générations 1933, 1934 et 1935.

s'avère par contre positif pour les femmes, dans la mesure où l'effet redistributif du splitting domine la perte de rente due au plafonnement de couple. Cet effet reste cependant marginal par rapport aux autres, dans la mesure où il ne s'applique qu'aux rentiers mariés dont le conjoint se situe dans la tranche d'âge où s'exercent les choix de retraite anticipée. Pour les générations n'ayant pas eu la possibilité d'anticiper leur rente de vieillesse, cet effet est toutefois le seul à apparaître.

Pour apprécier l'ordre de grandeur des différents phénomènes, le tableau 4.4 présente les variations absolues et relatives induites en 2010 par la retraite anticipée dans le cadre du scénario RA10 par rapport au scénario de référence pertinent (scénario I), pour les hommes et les femmes âgées de 62 à 75 ans.

Tableau 4.4 : Variations induites par la retraite anticipée en 2010 dans le cadre du scénario RA10 par rapport au scénario I

		Variation en millions de francs, aux prix de 2006		Variation relative en pourcentage	
Age	Génération	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
62	1948	0.000	36.608	-	-
63	1947	16.223	134.412	-	-
64	1946	57.130	101.060	-	23.753
65	1945	37.456	-8.886	8.369	-0.993
66	1944	-12.018	-10.431	-1.271	-1.161
67	1943	-11.046	-9.399	-1.227	-1.067
68	1942	-9.095	-9.449	-1.067	-1.111
69	1941	-7.719	-3.482	-0.996	-0.432
70	1940	-6.390	-3.382	-0.891	-0.439
71	1939	-5.568	-3.775	-0.815	-0.503
72	1938	-5.013	0.034	-0.776	0.005
73	1937	-3.045	0.023	-0.498	0.003
74	1936	-2.314	0.016	-0.389	0.002
75	1935	-0.374*	0.014	-0.065*	0.002
76	1934	-0.301*	0.009	-0.055*	0.001
77	1933	-0.236*	0.008	-0.047*	0.001
78	1932	-0.172	0.005	-0.036	0.001
79	1931	-0.132	0.005	-0.030	0.001
80	1930	-0.102	0.003	-0.024	0.000

* Le modèle ignore les anticipations d'un an offertes aux hommes nés en 1933, 1934 et 1935 dans le cadre de la 10^{ème} révision de l'AVS.

En 2010, l'impact direct positif des rentes anticipées concerne les générations 1945 à 1947 chez les hommes et 1946 à 1948 chez les femmes, compte tenu du décalage d'un an au niveau

de l'âge légal de la retraite. Dans les deux cas, l'effet le plus marqué se produit un an avant d'atteindre cet âge. Ce n'est pas surprenant dans la mesure où cette année-là, les personnes ayant anticipé leur rente de deux ans touchent celle-ci sur toute l'année, alors que les personnes l'ayant anticipée d'un an commencent à la toucher après leur anniversaire. Pour l'année de la retraite ordinaire, la différence se fait sur les rentiers anticipés jusqu'à leur mois d'anniversaire, alors que l'impact négatif des réductions de rente s'exerce sur le reste de l'année.

Cet impact direct négatif apparaît distinctement dès lors que l'effet positif disparaît, à partir de l'année qui suit la retraite ordinaire. Chez les femmes, les générations concernées en 2010 sont celles nées entre 1939 et 1945. On constate sans surprise un effet plus marqué pour les générations 1942 à 1945 ayant eu la possibilité d'anticiper la rente de deux ans, contre un an pour les autres¹⁵. Chez les hommes, l'impact négatif direct est observé au niveau des générations 1936 à 1944¹⁶. L'effet est moins marqué pour les hommes nés en 1936 ou 1937 qui ne pouvaient anticiper que d'un an, mais la différence avec les générations suivantes n'est pas aussi nette que pour les femmes, ce qui est dû notamment à des taux d'anticipation plus faibles (voir tableau 2.7). Par ailleurs, on rappellera que les femmes nées entre 1939 et 1947 ont pu bénéficier de taux de réduction des rentes diminués de moitié par rapport aux hommes, ce qui explique en grande partie l'impact négatif plus marqué constaté chez ces derniers, malgré des taux d'anticipation plus bas.

L'effet indirect dû aux anticipations des conjoints apparaît distinctement pour les générations n'ayant eu aucune possibilité d'anticiper la rente (ou pour lesquelles on a ignoré cette possibilité), à savoir les générations nées avant 1936 pour les hommes et 1939 pour les femmes. Comme on l'a mentionné, cet effet s'avère négatif pour les retraités de sexe masculin, alors qu'il s'avère positif pour l'autre sexe. On peut constater que l'impact décroît assez rapidement avec l'âge, ce qui est logique dans la mesure où il est lié à la probabilité d'être marié à un conjoint en âge de choisir la retraite anticipée. Compte tenu du fait que les maris ont tendance à être plus âgés que leur épouse (avec une différence d'âge moyenne voisine de 2 ans), combiné aux taux d'anticipation plus élevés de la population féminine, l'effet indirect concerne, en plus de son ampleur individuelle, un nombre nettement plus élevé d'hommes que de femmes.

¹⁵ Rappelons que ces choix d'anticipation ne constituent nullement un avantage, dans la mesure où ils ont été introduits pour compenser l'augmentation progressive de l'âge légal de 62 à 64 ans, et ce de manière à maintenir la possibilité pour une femme de prendre sa retraite à 62 ans.

¹⁶ En réalité, on devrait observer cet effet également pour les générations 1933 à 1935, mais le modèle ignore les anticipations d'un an effectivement choisies par ces cohortes.

Considérons maintenant l'impact de la retraite anticipée dans le cadre de la 11^{ème} révision de l'AVS. Dans cette optique, le tableau 4.5 présente les variations absolues et relatives induites par la retraite anticipée en 2010 dans le cadre du scénario RA11 par rapport au scénario de référence correspondant (scénario II, qui prend en compte le relèvement de l'âge de la retraite des femmes en 2009, mais ne comporte aucune anticipation des rentes), pour les hommes et les femmes âgées de 62 à 75 ans.

Tableau 4.5 : Variations induites par la retraite anticipée en 2010 dans le cadre du scénario RA11 par rapport au scénario II

		Variation en millions de francs, aux prix de 2006		Variation relative en pourcentage	
Age	Génération	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
62	1948	11.415	16.869	-	-
63	1947	40.983	80.497	-	-
64	1946	57.598	179.383	-	-
65	1945	37.083	120.213	8.188	29.319
66	1944	-14.002	-10.361	-1.462	-1.153
67	1943	-13.083	-9.352	-1.434	-1.061
68	1942	-10.936	-9.420	-1.268	-1.107
69	1941	-9.254	-3.463	-1.182	-0.429
70	1940	-7.569	-3.369	-1.046	-0.438
71	1939	-6.526	-3.765	-0.949	-0.502
72	1938	-5.740	0.039	-0.883	0.005
73	1937	-3.580	0.028	-0.582	0.004
74	1936	-2.722	0.019	-0.456	0.003
75	1935	-0.681*	0.017	-0.118*	0.002
76	1934	-0.517*	0.011	-0.095*	0.002
77	1933	-0.396*	0.010	-0.079*	0.001
78	1932	-0.309	0.006	-0.064	0.001
79	1931	-0.227	0.006	-0.051	0.001
80	1930	-0.172	0.003	-0.041	0.001

* Le modèle ignore les anticipations d'un an offertes aux hommes nés en 1933, 1934 et 1935 dans le cadre de la 10^{ème} révision de l'AVS.

Comme le montre le tableau 4.5, aussi bien l'âge légal de la retraite que les possibilités d'anticiper la rente sont uniformisées entre hommes et femmes lors de l'entrée en vigueur de la 11^{ème} révision de l'AVS. En 2010 toutefois, les cohortes observées sont encore loin d'avoir bénéficié de conditions analogues. Chez les hommes, seules les générations 1947 et 1948 ont eu la possibilité d'anticiper leur retraite de trois ans, tandis que les taux de réduction des rentes sont de nature actuarielle pour tous. Chez les femmes, compte tenu de la transition liée

à l'augmentation de l'âge légal en 2009, les générations 1945 et 1946 ont également pu toucher leur rente avec trois ans d'avance, tandis que toutes les cohortes bénéficient de taux de réduction favorables en 2010, sauf la génération 1948 lors d'une anticipation de trois ans. Par ailleurs, les taux d'anticipation des femmes selon le scénario RA11 sont nettement plus élevés que ceux des hommes (voir section 2.4). Ainsi, 27% des femmes appartenant aux générations 1945 et 1946 anticipent leur rente selon ce scénario, contre 9% des hommes. Le rapport est de 15% à 7% pour la génération 1947 (anticipation de deux ou trois ans), et de 5% à 3% pour la génération 1948 (anticipation de trois ans) en 2010. Pour les générations plus âgées, la différenciation des taux de réduction explique à nouveau en grande partie les écarts moins importants obtenus chez les femmes par rapport au scénario de référence.

Après avoir analysé l'impact de la retraite anticipée sur les rentes versées aux différentes cohortes, il est intéressant d'examiner de quelle manière les rentes se répartissent selon le sexe et la génération dans les différents scénarios. Comme précédemment, on va considérer plus particulièrement les scénarios RA10 et RA11, qui donnent lieu aux probabilités d'anticipation les plus élevées. Ainsi, les figures 4.1 et 4.2 représentent les rentes versées respectivement aux hommes et aux femmes de 62 à 100 ans dans le cadre du scénario RA10 au cours des années 2010, 2020 et 2030. Les figures 4.3 et 4.4 fournissent une représentation analogue pour le scénario RA11.

Avant d'examiner la répartition par âge, on peut remarquer que le volume total des rentes versées aux femmes est toujours supérieur à celui versé aux hommes, mais que l'écart diminue au fil du temps. Il passe ainsi de 39.3% en 2010 à 30.6% en 2020, pour atteindre 25.0% en 2030 dans le cadre du scénario RA10. L'écart se réduit évidemment dans le cadre du scénario RA11, pour lequel on obtient 32.3% en 2010, 24.3% en 2020 et 18.7% en 2030.

Figure 4.1 : Rentes par âge des hommes – scénario RA10

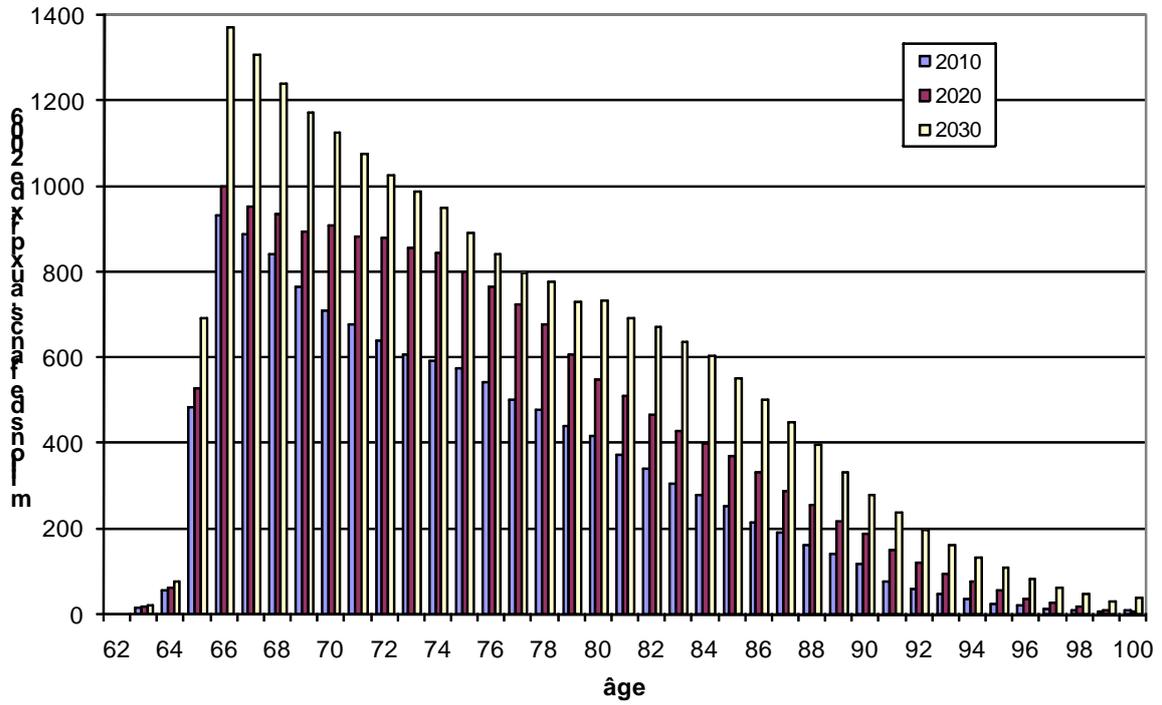


Figure 4.2 : Rentes par âge des femmes – scénario RA10

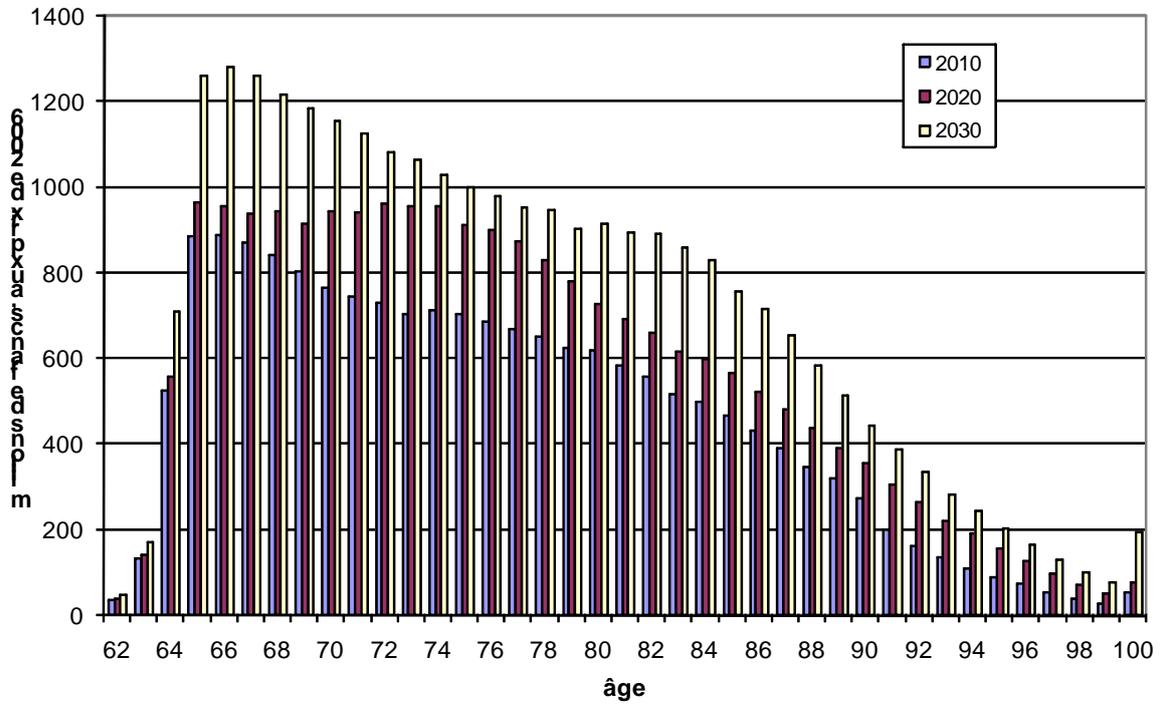


Figure 4.3 : Rentes par âge des hommes – scénario RA11

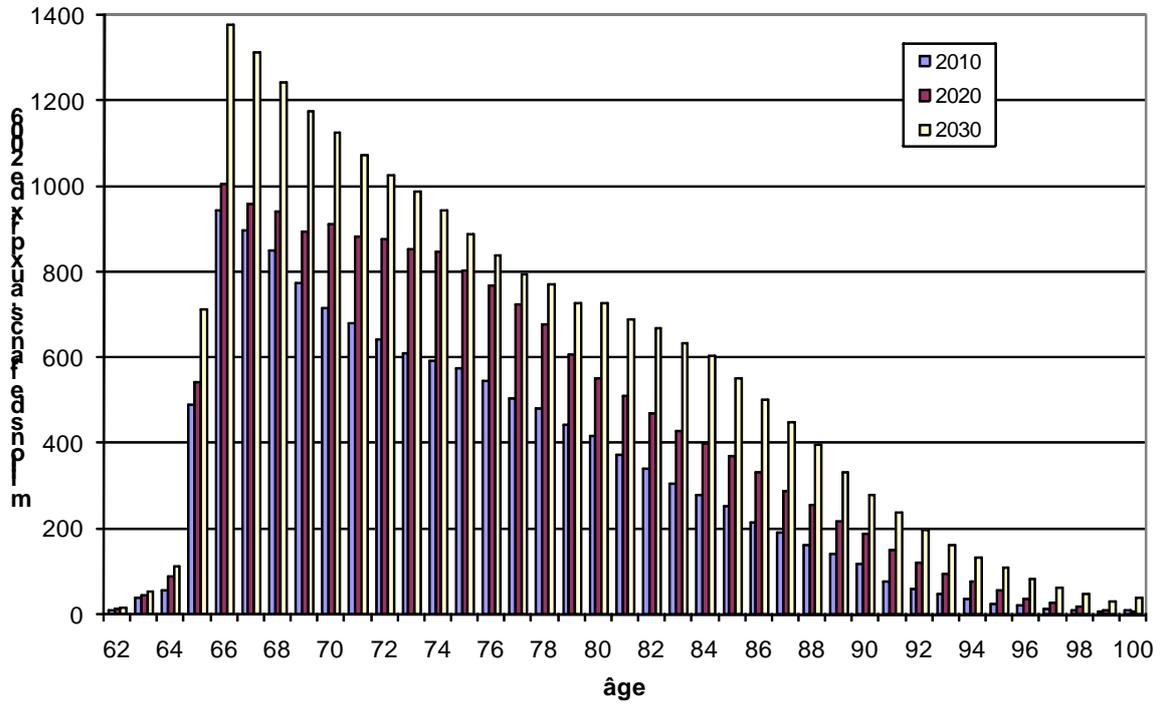
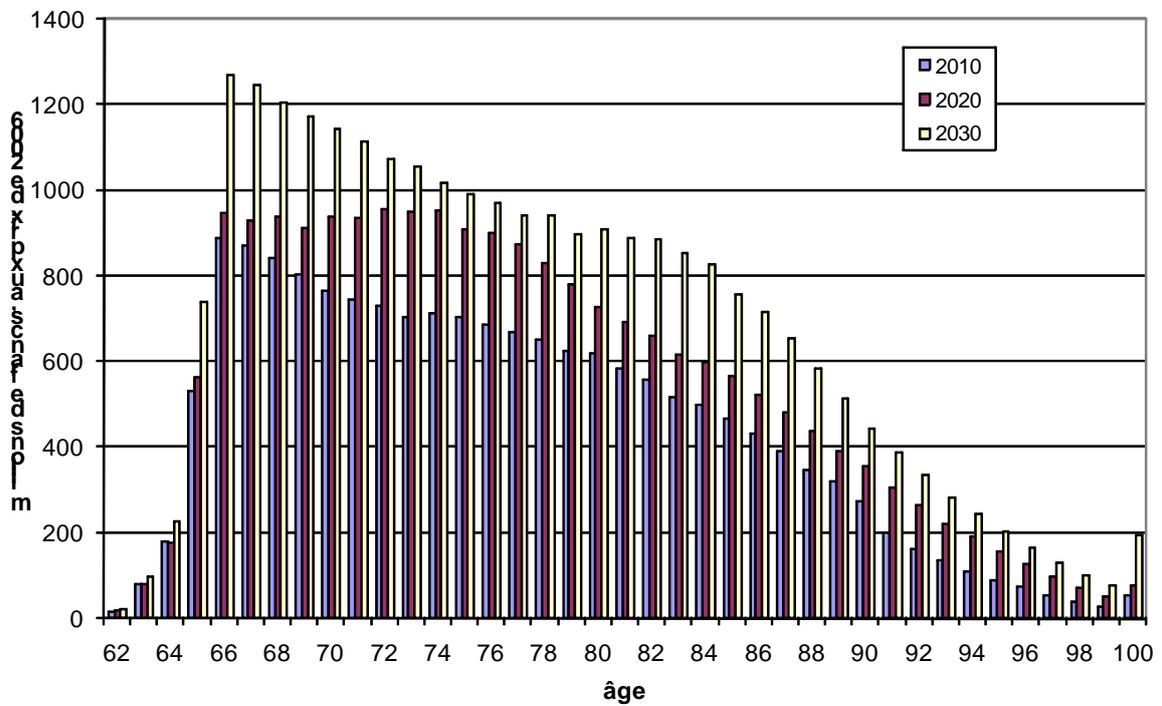


Figure 4.4 : Rentes par âge des femmes – scénario RA11



La répartition des rentes en fonction de l'âge fait apparaître des effets de structure très marqués. Ceux-ci sont dus aux mouvements démographiques (naissances, migrations et décès), qui affectent la composition des différentes cohortes de rentiers, ainsi qu'aux distributions des catégories d'état civil, qui varient fortement en fonction de l'âge et du sexe, renforçant ou au contraire atténuant la charge représentée par les générations en termes de rentes. Une analyse détaillée de ces différents effets est présentée par Chaze (2003) avec les données du scénario de référence de l'OFS pour la période 2000-2060 (Wanders et al, 2002).

Du point de vue démographique, on peut observer les effets du premier pic des naissances des années quarante, qui a précédé le baby-boom. Les générations concernées arrivent à la retraite aux alentours de 2010 et on en retrouve les survivants en 2020 puis 2030, décalés de 10 ans à chaque fois, sous la forme d'un renforcement de la courbe des prestations selon l'âge. Ce renforcement est plus marqué chez les femmes que chez les hommes, du fait de leurs probabilités de survie plus élevées. En 2030, l'impact du baby-boom peut être observé au niveau des jeunes rentiers, mais le phénomène se fera pleinement sentir au-delà de cette date, une fois que toutes les générations nées à cette période seront à la retraite.

Avant l'âge légal de la retraite, seules les personnes ayant opté pour l'un des choix d'anticipation touchent une rente. Les personnes atteignant l'âge ordinaire sans avoir anticipé leur rente commencent à toucher celle-ci le mois suivant leur anniversaire. Ainsi, le montant des rentes versées aux nouveaux rentiers l'année de leur retraite (anticipée ou non) est inférieur en moyenne de plus de 50% à ce qu'il serait en cas de versement dès le mois de janvier.

Une fois dépassé l'âge légal de la retraite, ce sont les plus jeunes rentiers de sexe masculin qui constituent la charge la plus lourde pour l'AVS. La catégorie « marié 1 » (sans splitting ni plafonnement de couple), qui donne lieu à des rentes élevées pour les hommes, joue en effet un rôle important dans cette catégorie d'âge. Chez les femmes, le statut de veuve, qui s'accroît rapidement avec le vieillissement des rentières (du fait de la mortalité supérieure des hommes, accentuée par la différence d'âge dans les couples), représente un poids important. La tendance à la diminution des rentes versées en fonction de l'âge est ainsi moins marquée chez les femmes, non seulement à cause de leurs probabilités de survie plus favorables, mais également du fait de la répartition dans les catégories d'état civil.

La comparaison des scénarios RA10 et RA11 au niveau des différentes cohortes permet de relever quelques aspects intéressants. Chez les hommes, la seule différence entre ces deux scénarios réside dans le fait qu'à partir de la génération 1947, 3% des individus dans chaque cohorte prennent leur retraite à 62 ans au lieu de 65 ans. Par suite, on observe un

accroissement des rentes versées de 62 à 65 ans. Ainsi, pour la génération 1947, le montant des rentes versées s'accroît de 11.6 millions de francs (aux prix de 2006) en 2009 (62 ans), 24.8 millions en 2010 (63 ans), 25.5 millions en 2011 (64 ans) et 15.4 millions en 2012 (65 ans).

Ces différences importantes ne sont toutefois pas dues uniquement au surcroît de rentes anticipées. On peut en effet constater que les rentes versées aux hommes nés avant 1947 sont également plus élevées dans le scénario RA11, de même que les rentes versées aux hommes entre 66 et 70 ans, quelle que soit la cohorte. Ce phénomène provient de l'effet indirect exercé sur les rentes des hommes mariés par l'augmentation de l'âge légal de la retraite des femmes, qui repousse d'un an (sauf anticipation) la transition de la catégorie « marié 1 » vers la catégorie « marié 2 ». Comme on l'a déjà mentionné, cette transition est défavorable pour les rentes masculines, par l'effet combiné du splitting et du plafonnement de couple. Les montants de rentes ainsi « récupérés » par les rentiers mariés à des femmes de 64 ou 65 ans (ou plus précisément aux femmes dont la retraite est remise à l'année suivante) s'avèrent ainsi très élevés. Compte tenu de la différence d'âge dans les couples, l'effet est maximal pour les hommes de 66 ans. Par exemple, le montant versé à la génération 1946 en 2012 augmente de 10.8 millions (+1.10%) d'un scénario à l'autre, cette différence étant due uniquement à l'effet indirect. La probabilité d'être marié à une femme de 64 ou 65 ans diminuant progressivement avec l'âge, cet effet se réduit par la même occasion. Il reste toutefois non négligeable même à des âges relativement élevés. Ainsi pour la génération 1946, on trouve encore une différence supérieure à 2.5 millions (+0.29%) à 74 ans (soit en 2020).

Reste l'effet négatif dû aux taux de réduction actuariels des retraites anticipées. La différence entre les scénarios RA10 et RA11 concerne une nouvelle fois les 3% d'individus par cohorte qui anticipent leur rente de trois ans, moyennant une pénalisation de son montant atteignant 20.4%. Cet effet s'exerce dès 65 ans à partir de la génération 1947. Compte tenu de l'importance de l'effet indirect, les variations négatives engendrées par l'anticipation de trois ans n'apparaissent qu'à partir de 71 ans pour les générations concernées, pour s'amplifier au-delà de cet âge, avant de se réduire à nouveau après 80 ans environ sous l'effet de la baisse des effectifs.

En ce qui concerne la population féminine, le phénomène dominant est évidemment le relèvement de l'âge légal de la retraite de 64 à 65 ans pour toutes les générations nées à partir de 1945. On assiste ainsi à une réduction massive des prestations à 64 ans (où seules les femmes qui anticipent l'AVS touchent encore des rentes) ainsi qu'à 65 ans (où la majorité des femmes touchent une rente le mois suivant leur anniversaire au lieu de toute l'année). Par

exemple, pour la génération 1945 (qui reste la moins pénalisée des générations concernées car les rentières ayant anticipé à 62 ou 63 ans bénéficient encore des conditions de la 10^{ème} révision en termes de réduction des rentes), on obtient ainsi une diminution des prestations de 303.8 millions de francs 2006 à 64 ans en 2009 et de 355.3 millions à 65 ans en 2010. En 2029 (où les écarts sont plus élevés qu'en 2030 car il n'y pas d'indexation des rentes au cours de cette dernière année de simulation), les différences atteignent 492.8 millions à 64 ans et 536.5 millions à 65 ans.

Au niveau des rentes anticipées, on assiste également à une diminution des prestations. Le passage du scénario RA10 au scénario RA11 entraîne également des départs plus tardifs à la retraite anticipée. On passe ainsi de 10% à 5% d'anticipations à 62 ans et de 12% à 10% à 63 ans dès la génération 1947. De plus, le coût de ces anticipations augmente puisqu'elles représentent une année supplémentaire de pénalisation des rentes. Par exemple, pour la génération 1947, le recul du montant des prestations s'élève à 20.5 millions de francs 2006 à 62 ans (en 2009) et à 53.9 millions à 63 ans (en 2010).

A partir de 66 ans, la diminution des prestations entre les scénarios RA10 et RA11 est due pour l'essentiel aux rentes réduites touchées par les personnes ayant choisi une anticipation¹⁷. Dans le cadre des scénarios susmentionnés, pour lesquels les probabilités d'anticipation sont identiques quel que soit le taux de réduction des rentes, la différence entre les générations bénéficiant de taux favorables et celles soumises à des taux actuariels apparaît clairement. Par exemple, à 66 ans le recul du montant des prestations pour la génération 1952 (la dernière à bénéficier d'un taux favorable pour une anticipation d'un an dans le cadre de la 11^{ème} révision) est de 5.3 millions de francs 2006, alors qu'il atteint 9.3 millions pour la génération 1953. Ce phénomène disparaît lorsque l'on passe du scénario RA10_2 au scénario RA11_2, car dans ce cas les probabilités d'anticipation des femmes diminuent lorsque le taux de réduction des rentes cesse d'être favorable. On obtient ainsi un recul de 5.3 millions à 66 ans pour cette même génération 1953.

¹⁷ Notons que le relèvement d'un an de l'âge légal de la retraite des femmes entraîne des modifications au niveau des effectifs de rentières et de leur durée de cotisation moyenne, mais également au niveau de leur répartition dans les catégories d'état civil, dont l'initialisation se fait (sauf anticipation) une année plus tard. Comme cette initialisation est effectuée à partir de données transversales (tirées en l'occurrence de la statistique de la population résidente au 1^{er} janvier 2007), la nouvelle répartition tend à s'écarter du résultat obtenu en appliquant notre modèle de transition (basé quant à lui sur des taux de mortalité qui évoluent dans le temps) aux effectifs de rentières réparties un an plus tôt dans les catégories d'état civil.

Pour les générations de femmes non touchées par l'augmentation de l'âge légal de la retraite, à savoir celles nées avant 1945, on observe une légère augmentation des prestations à partir de 2009. Ce phénomène est dû aux rentières mariées aux hommes ayant anticipé leur rente de 3 ans et qui bénéficient ainsi de l'impact positif du splitting. Il concerne des femmes dont les époux sont âgés de 62 à 65 ans, pour autant que ces derniers ne soient pas nés avant 1947, ce qui explique que l'impact le plus fort soit obtenu pour les femmes de la génération 1944 en 2011 (avec un peu moins de 100'000 francs d'écart). Au-delà, de même que pour les générations plus âgées, la probabilité d'être mariée à un homme de la tranche d'âge concernée décroît assez rapidement.

Conclusion

L'objectif de cette étude était d'analyser l'impact de la retraite anticipée dans le cadre du premier pilier de l'assurance vieillesse AVS en Suisse, tant en ce qui concerne les cotisations encaissées que les rentes versées. Pour cela, on a utilisé un modèle de prévision de l'AVS développé par le Laboratoire d'économie appliquée (LEA) de l'Université de Genève. Ce modèle a été étendu pour intégrer la possibilité d'anticiper la rente de vieillesse d'un, deux ou trois ans par rapport à l'âge légal de la retraite, selon les modalités en vigueur dans le cadre de la 10^{ème} révision de l'AVS, ou telles qu'envisagées à partir de 2009 dans le cadre de la 11^{ème} révision, en cours d'élaboration lors de la réalisation de cette étude (après qu'une première version de cette réforme ait été rejetée par le peuple suisse en 2004).

Afin d'évaluer l'impact de la retraite anticipée au niveau de l'assurance vieillesse de base, nous avons dans un premier lieu comparé les cotisations et les prestations générées par le modèle en appliquant les règles en vigueur dans le cadre de la 10^{ème} révision de l'AVS, qui autorisent une anticipation d'un ou deux ans par rapport à l'âge ordinaire, avec les cotisations et prestations que l'on obtiendrait sans aucune anticipation de la rente. En considérant des probabilités d'anticipation inspirées des taux observés auprès des premières cohortes ayant eu accès aux possibilités offertes par la 10^{ème} révision de l'AVS, les écarts restent relativement modestes. En ce qui concerne les cotisations, le seul phénomène en jeu est un accroissement des retraits du marché du travail lorsque l'anticipation est possible. La retraite anticipée entraîne ainsi un recul des cotisations, qui s'accroît lentement au fil des ans pour atteindre 105 millions de francs (aux prix de 2006) en 2030, ce qui représente une réduction de 0.35% par rapport à l'absence d'anticipations. Au niveau des rentes, le fait de toucher des prestations avant l'âge ordinaire de la retraite est compensé par une diminution du montant de ces prestations sur toute la période de retraite. Avec les taux de réduction prévus dans le cadre de la 10^{ème} révision de l'AVS (fondés sur des calculs actuariels, sauf pour les premières générations de femmes affectées par la hausse progressive de l'âge légal de 62 à 64 ans), la retraite anticipée entraîne ainsi d'abord une hausse des prestations, maximale en 2006 avec un taux de 1.15% (soit une différence de 319 millions de francs), qui diminue au fil du temps pour devenir négatif dès 2022. En 2030, la réduction des prestations en présence de retraite anticipée atteint 188 millions de francs (aux prix de 2006), soit un recul de 0.38%.

En second lieu, nous avons également évalué l'impact de la retraite anticipée dans le contexte de la 11^{ème} révision de l'AVS, avec un relèvement de l'âge légal à 65 ans pour les femmes en 2009, qui s'accompagne d'une extension des possibilités d'anticipation à trois ans avant l'âge

ordinaire, ceci tant pour les hommes que pour les femmes. Dans ce cas, l'impact de la retraite anticipée est mesuré par rapport à une situation de référence avec modification de l'âge légal en 2009 mais en l'absence totale d'anticipations de la rente. Par rapport au contexte de la 10^{ème} révision de l'AVS, l'effet de la retraite anticipée est amplifié par l'introduction de la troisième année d'anticipation. Ainsi, en fixant les probabilités associées à 3% pour les hommes et 5% pour les femmes, l'écart par rapport à la situation de référence atteint en 2030 154 millions de francs (aux prix de 2006) au niveau des cotisations, soit un recul de 0.51%.

En ce qui concerne les prestations, on considère deux alternatives de réduction des rentes. La première est basée sur des taux actuariels, et procède par extension des règles en vigueur dans la 10^{ème} révision de l'AVS (avec des taux réduits pour certaines générations de femmes). La variation relative entre prestations avec et sans retraite anticipée est alors maximale en 2010, où elle se monte à 1.44% (soit 428 millions de francs, aux prix de 2006), puis décroît régulièrement pour devenir négative dès 2025, donnant lieu à un recul de 0.44% en 2030 (soit 216 millions de francs, aux prix de 2006).

La deuxième alternative consiste à appliquer des taux de réduction des rentes liés au revenu déterminant de l'AVS. Cette variante est particulièrement intéressante sur le plan politique, car en favorisant l'accès à la retraite anticipée pour les revenus modestes (souvent liés à des activités plus pénibles physiquement), elle pourrait faciliter l'acceptation populaire du relèvement de l'âge légal de la retraite des femmes. Pour simuler cette proposition, nous avons postulé que les taux de réduction actuariels s'appliquaient à la classe supérieure du revenu déterminant, alors que la classe inférieure bénéficiait de taux diminués de moitié. Par rapport au scénario de référence sans retraite anticipée, la variation reste maximale en 2010 (+0.45%, soit 430 millions de francs, aux prix de 2006), mais décroît par la suite plus lentement, pour devenir négative seulement à partir de 2030 (-0.08%, soit 39 millions de francs, toujours aux prix de 2006).

La comparaison des deux variantes entre-elles est également intéressante car elle permet de quantifier le coût de la version « sociale » de la retraite anticipée par rapport à la version actuarielle, ceci toutes choses étant égales par ailleurs, incluant notamment le fait que les comportements face à l'anticipation ne se modifient pas. L'écart entre les deux variantes s'accroît ainsi au fil des années pour atteindre 177 millions (aux prix de 2006) en 2030, soit une variation relative de 0.37%.

Il est clair que les résultats discutés ici sont étroitement liés aux hypothèses retenues quant aux choix d'anticipation des individus. Un scénario alternatif, postulant que les taux d'anticipation des femmes s'ajustent à ceux des hommes dès lors qu'elles cessent de

bénéficiaire de taux de réduction favorables, a également été exploité dans cette étude. Le modèle de l'AVS offre une grande flexibilité à ce niveau, dans la mesure où des probabilités distinctes peuvent être spécifiées pour chaque cohorte. Cette flexibilité pourrait être étendue en faisant dépendre les probabilités de choix de la classe de revenu déterminant, notamment dans l'optique de taux de réduction différenciés.

Toutefois, compte tenu de la difficulté d'établir des scénarios à ce niveau, il serait alors souhaitable de développer un modèle explicatif des probabilités de choisir une rente anticipée de l'AVS. Ces choix pourraient alors être liés non seulement aux taux de réduction et au revenu déterminant, mais également à d'autres caractéristiques présentes dans le modèle, comme l'état civil. Pour ce faire, il serait nécessaire de disposer de données adéquates, en principe disponibles dans le registre des rentes de la Centrale de compensation de l'AVS.

Références bibliographiques

Aeschimann G., Antille G., Carlevaro F., Chaze J.-P., Ferro-Luzzi G., Flückiger Y. et Gilli M., “Modelling and Forecasting the Social Contributions to the Swiss Old Age and Survivor Insurance Scheme”, *Swiss Journal of Economics and Statistics*, vol. 135 (3), pp. 349-368, 1999.

Aeschimann G., Antille G., Carlevaro F., Chaze J.-P., Ferro-Luzzi G., Flückiger Y. et Gilli M., *Un modèle de prévision des cotisations AVS*, Info:social, No 2, OFS, Neuchâtel, 2000.

Antille G., Bilger M., Candolfi P., Chaze J.P. et Flückiger Y., *Analyse des déterminants individuels et institutionnels du départ anticipé à la retraite*, Programme de recherche IDA ForAlt, Aspects de la sécurité sociale, OFAS, Berne, 2003a.

Antille G., Candolfi P., Chaze J.P. et Flückiger Y., *Un modèle de prévision des cotisations et des prestations de l'AVS*, Info:social, No 9, OFS, Neuchâtel, 2003b.

Blau D., “Labor Force Dynamics of Older Married Couples”, *Journal of Labor Economics*, vol. 6, pp. 229-251, 1998.

Candolfi P., sous la direction de Carlevaro F. et Chaze J.-P., *Modélisation des rentes de l'assurance vieillesse pour une cohorte*, mémoire de DEA en Econométrie, Département d'Econométrie, Université de Genève, 1999.

Candolfi P., *L'AVS en Suisse : modélisation et prise en compte de nouveaux facteurs institutionnels*, thèse de doctorat en sciences économiques et sociales, mention économétrie et statistique, thèse no. 599, Université de Genève, 2005.

Candolfi P., Chaze J.P., *Utilisation des données du Registre des rentes pour évaluer la distribution du revenu déterminant de l'AVS*, Série de publications du LEA No 27, Université de Genève, 2003.

Chaze J.P., *Modélisation des prestations de l'assurance vieillesse premier pilier en Suisse*, Série de publications du LEA No 26, Université de Genève, 2003.

Chaze J.P., Bilger M. et Schlessner C., *Les générations face au marché du travail. Evolution de la vie active de 1970 à 2000*, Recensement fédéral de la population 2000, série jaune, no.7, OFS, Neuchâtel, 2005.

Chaze J.P., Gorini A., *Immigration et émigration selon l'âge et le sexe pour la période 1948-1980*, Démos, No. 3, OFS, Neuchâtel, 2002.

Eschmann N., *Statistique de l'AVS 2007*, Statistiques de la Sécurité Sociale, OFAS, Berne, 2007.

Gustman A., Steinmeier T., *Retirement in a family context, A Structural Model for Husbands and Wives*, NBER Working paper 4629, Cambridge, 1994.

Gustman A., Steinmeier T., “Retirement in Dual-Career Families: A Structural Model”, *Journal of Labor Economics*, vol. 18, num. 3, pp. 503-545, 2000.

Kohli R., Bläuer Hermann A., Babel J., *Les scénarios de l'évolution de la population de la Suisse 2005-2060*. OFS, Neuchâtel, 2006.

Wanders A.-C., Cotter S., Kohli R., Vuille A., *Les scénarios de l'évolution démographique de la Suisse 2000-2060. Série complète de scénarios*, OFS, Neuchâtel, 2002.

Annexe 1. Estimation du modèle de transition sur le marché du travail

L'annexe 1 fournit les paramètres estimés du modèle économétrique des probabilités de transition sur le marché du travail, présenté dans la section 3.1 (voir également Aeschimann et al, 1999, 2000).

Le tableau A1.1 donne la valeur estimée et l'écart type associé pour les 51 paramètres du modèle des hommes, tandis que le tableau A1.2 donne la valeur estimée et l'écart type associé pour les 60 paramètres du modèle des femmes¹⁸.

On rappelle que les 4 états considérés sur le marché du travail à ce niveau sont :

1. salarié,
2. indépendant,
3. inactif,
4. chômeur,

le dernier état disparaissant lors de l'arrivée à l'âge légal de la retraite.

Le modèle spécifie les probabilités de transition entre ces 4 états sur la base de facteurs entièrement déterminés par l'âge : l'âge, l'âge au carré, l'âge au cube, une variable muette liée au passage de l'âge légal de la retraite, et pour les femmes, une variable muette liée au retrait du marché du travail pour mettre au monde et élever des enfants (entre 24 et 44 ans).

L'échantillon pour l'estimation est formé des 1'010 hommes et des 1'274 femmes ayant participé à l'Enquête suisse sur la population active de 1992 à 1996, soit 5 observations par individu sur les 4 états et 4 observations sur les transitions entre états. L'estimation a été réalisée par la méthode du maximum de vraisemblance, la probabilité d'état initiale étant éliminée par récurrence en remontant jusqu'à l'âge d'entrée des individus dans le système.

¹⁸ L'implémentation numérique des estimations a été réalisée par Gaspard Aeschimann.

Tableau A1.1 : Estimation du modèle de transition sur le marché du travail pour les hommes (ESPA 1992-1996)

<i>Transition</i>	<i>Constante</i>	<i>Age/100</i>	<i>(Age/100)²</i>	<i>(Age/100)³</i>	<i>d_{0h}</i>
sal. → sal.	1,7610 (0,6687)	-8,0806 (1,0970)	39,0011 (1,0773)	-40,9413 (1,0291)	2,6943 (0,6261)
sal. → ind.	-8,7332 (0,7691)	37,0176 (1,0934)	-60,9724 (1,0979)	31,9087 (1,0476)	2,8499 (0,7274)
sal. → inac.	12,4102 (0,6785)	-95,6706 (1,1381)	214,2178 (1,1126)	-144,0064 (1,0520)	0,6977* (0,6155)
ind. → sal.	17,4817 (0,7957)	-128,2230 (0,9238)	76,1087 (0,9665)	99,7349 (0,9841)	17,6129 (0,7993)
ind. → ind.	2,5446 (0,7509)	-22,0942 (0,8988)	-134,2516 (0,9441)	233,4049 (0,9688)	17,3593 (0,6973)
ind. → inac.	25,5092 (0,7681)	-172,5771 (0,9206)	137,6266 (0,9631)	84,0385 (0,9817)	15,5876 (0,8247)
inac. → sal.	9,4302 (0,7085)	-83,2416 (0,9738)	174,4936 (1,0035)	-121,7544 (1,0008)	4,9539 (0,6577)
inac. → ind.	-11,1729 (0,7554)	2,4187 (0,9167)	52,7645 (0,9681)	-65,0208 (0,9855)	5,4286 (0,6908)
inac. → inac.	15,7646 (0,7181)	-141,3867 (0,9601)	298,3276 (0,9879)	-190,5402 (0,9813)	6,2979 (0,5762)
chôm. → sal.	2,7954 (0,4606)	—	-10,6282 (1,0224)	—	—
chôm. → ind.	0,2118* (0,7742)	—	-5,8075 (0,9976)	—	—
chôm. → inac.	-3,8914 (0,9544)	—	6,0482 (0,9950)	—	—

* Paramètre non significatif au seuil de 5%

Ecart type entre parenthèses.

Tableau A1.2 : Estimation du modèle de transition sur le marché du travail pour les femmes (ESPA 1992-1996)

<i>Transition</i>	<i>Constante</i>	<i>Age/100</i>	<i>(Age/100)²</i>	<i>(Age/100)³</i>	<i>d_{of}</i>	<i>d_f</i>
sal. → sal.	0,2473* (1,3157)	36,3736 (11,6064)	-83,6003 (24,1832)	57,5480 (20,3241)	-0,6923* (0,8890)	0,1957* (0,4782)
sal. → ind.	-12,6568 (1,7533)	88,0284 (11,4269)	-204,6325 (17,6342)	151,3706 (15,1492)	1,1100* (1,2278)	0,3964* (0,6195)
sal. → inac.	8,2129 (1,5668)	-36,8897 (14,4006)	69,9365 (27,9779)	-36,7934* (20,0495)	-1,5353* (0,9187)	1,2935 (0,5358)
ind. → sal.	9,4862 (1,6002)	-64,5258 (14,4001)	117,9847 (12,0743)	42,7059* (44,9762)	9,7204 (2,4813)	-9,2072 (1,3752)
ind. → ind.	2,6639* (4,9815)	15,6705* (47,7909)	-45,2085* (82,6360)	137,3345 (21,2515)	6,7934 (1,8988)	-9,9141 (1,5483)
ind. → inac.	11,2224 (1,7797)	-74,9963 (7,9412)	134,8529 (20,5783)	39,7729* (49,5280)	8,3648 (1,9228)	-8,2922 (1,2945)
inac. → sal.	6,1522 (2,8483)	-31,2070 (12,7466)	-2,5469* (16,7180)	44,1702 (8,1849)	7,9859 (2,5984)	-0,8406* (2,2361)
inac. → ind.	7,7638 (2,7520)	-69,6467 (11,7300)	92,4372 (35,1170)	-21,2844* (34,0525)	7,4781 (2,5942)	-0,0787* (2,3004)
inac. → inac.	8,4456 (2,8228)	-41,1059 (11,7289)	13,2754* (13,8576)	47,0648 (9,8392)	7,7068 (2,5899)	-0,0860* (2,2147)
chôm. → sal.	0,9574* (0,6469)	—	-2,2542* (1,0224)	—	—	—
chôm. → ind.	-1,6153* (1,8811)	—	-7,1105* (11,9399)	—	—	—
chôm. → inac.	-3,6761 (1,7212)	—	11,5076* (6,2151)	—	—	—

* Paramètre non significatif au seuil de 5%

Ecart type entre parenthèses.

Annexe 2. Estimation de la distribution du revenu des indépendants

L'annexe 2 fournit les résultats de l'estimation des distributions de revenus des indépendants, hommes et femmes, telles que présentées dans la section 3.1 et exploitées dans Antille et al (2003)¹⁹.

L'échantillon d'indépendants provient de l'OFAS et porte sur la période 1992-1994. Il contient 3322 hommes et 965 femmes. Pour l'estimation, on formule une fonction de densité lognormale dont les coefficients sont une fonction quadratique de l'âge :

$$f(\text{rev} | \mu, \sigma^2) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \frac{1}{\text{rev}} \exp\left(-\frac{(\log(\text{rev}) - \mu)^2}{2\sigma^2}\right),$$

avec $\mu = \mu_0 + \mu_1 \cdot \text{age} + \mu_2 \cdot \text{age}^2$ et $\sigma = \sigma_0 + \sigma_1 \cdot \text{age} + \sigma_2 \cdot \text{age}^2$.

Toutefois, une étude plus approfondie de l'échantillon montre que 5% de l'effectif total déclare un revenu annuel de 7'038 francs. Cette valeur constitue un revenu forfaitaire pour les cotisations des indépendants et l'on considère que l'échantillon des revenus des indépendants est censuré en dessous de cette valeur. Cela revient à introduire une variable muette dans la log-vraisemblance à maximiser pour tenir compte de ce phénomène.

On obtient alors l'élément générique de la log-vraisemblance comme suit :

$$\log L_i = D_i \log \left[\Phi \left(\frac{\log(7038) - \mu}{\sigma} \right) \right] + (1 - D_i) \log f(\text{rev}_i | \mu, \sigma^2),$$

où $D_i = 1[\text{rev}_i \leq 7038]$ et Φ représente la fonction cumulative de la loi normale centrée réduite.

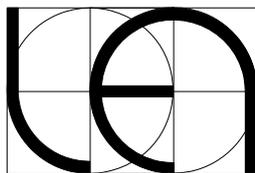
Le tableau A2.1 donne les résultats de l'estimation des paramètres et leur écart type estimé.

Les paramètres μ_1 et μ_2 s'étant révélés largement non significatifs (p-valeur de l'ordre de 50%) chez les femmes, ceux-ci ont été fixés à 0.

¹⁹ L'implémentation numérique des estimations a été réalisée par David Jobé.

Tableau A2.1 : Estimation du modèle de distribution du revenu des indépendants

paramètre	<i>Hommes</i>		<i>Femmes</i>	
	estimation	écart type	estimation	écart type
μ_0	0.436	0.332	2.93	0.03
μ_1	0.143	0.015	—	—
μ_2	-0.00141	0.00016	—	—
σ_0	0.129	0.226	-1.26	0.45
σ_1	0.0295	0.0102	0.103	0.022
σ_2	-0.000235	0.000111	-0.00110	0.00026



SERIE DE PUBLICATIONS DU LEA

Numéros

- 1 ***La refonte de la statistique des prix en Suisse,***
Mottu E. (rapport du groupe d'experts sous la direction du Prof. B. Bürgenmeier),
1989, 70 p., 20 fr.
- 2 ***Evaluation de la méthode d'indexation utilisée pour les budgets des établissements
sanitaires,***
Miceli D. (sous la direction de G. Antille), octobre 1991, 156 p., 20 fr.
- 3 ***Classifications et pondérations complémentaires pour le nouvel indice des prix à
la production,***
Antille G. et D'Abruzzo J., février 1992, 140 p., 20 fr.
- 3a ***Classifications et pondérations complémentaires pour le nouvel indice des prix à
la production, Annexes (version française),***
Antille G. et D'Abruzzo J., février 1992, 98 p., 20 fr. (épuisé).
- 4 ***La Suisse face au marché unique européen. Une évaluation en équilibre général,***
(recueil d'études réalisées dans le cadre d'un projet de recherche du Fonds national
suisse de la recherche scientifique),
Antille G., Carlevaro F., Schmitt N., Bacchetta M., Maranon C. et Müller T.,
octobre 1993, 274 p., 30 fr. (épuisé).
- 5 ***Analyse des causes de l'augmentation actuelle du chômage en Suisse et à Genève,***
Flückiger Y. et Morales D., Rapport de l'OUE N° 1, mars 1994, 96 p., 20 fr.
- 6 ***Indices des prix de la construction, un inventaire méthodologique,***
MacKenzie L. (sous la direction de G. Antille), avril 1994, 186 p., 30 fr.
- 7 ***Analyse économique des différentes propositions de réforme du financement des
assurances sociales,***
Flückiger Y. et Suarez-Cordero J., Rapport de l'OUE N° 2, juin 1995, 116 p., 25 fr.
- 8 ***Analyse des inégalités entre les femmes et les hommes sur le marché du travail à
Genève,***
Ferro-Luzzi G. et Flückiger Y., Rapport de l'OUE N° 3, mai 1996, 144 p., 30 fr.
(épuisé).
- 9 ***Les nouveaux instruments financiers et la gestion des risques de taux de change
et de taux d'intérêt. Résultats d'une enquête auprès des PME romandes,***
Gaudin C. et Flückiger Y., juin 1996, 72 p., 30 fr.
- 10 ***Le coût social du chômage à Genève,***
Benetti D. et Flückiger Y., Rapport de l'OUE N° 4, avril 1997, 56 p., 20 fr.
- 11 ***Analyse économique du tourisme à Genève,***
Flückiger Y. et Benetti D., juin 1997, 120 p., 30 fr.

Numéros

- 12 ***La formation du prix dans le secteur du commerce de détail, de part et d'autre de la frontière franco-suisse,***
Antille G., Benetti D. et Flückiger Y., juin 1997, 98 p., 30 fr.
- 13 ***Analyse économique des effets sur l'emploi de l'assouplissement des heures d'ouverture dans le commerce de détail à Genève,***
Flückiger Y. et Ferrillo R., Rapport de l'OUE N° 5, octobre 1997, 108 p., 30 fr. (épuisé).
- 14 ***L'Analyse multidimensionnelle des conditions de vie : méthodologie et application à la Suisse,***
Antille G., El May H., Miceli D., Silber J., novembre 1997, 262 p., 30 fr.
- 15 ***Valorisation monétaire du travail non-marchand des ménages,***
Goldschmidt-Clermont L., Pagnossin-Aligisakis E., Samii-Etemad C., mars 1998, 89 p.
- 16 ***Analyse des conséquences budgétaires d'une réforme du règlement de l'aide sociale en Ville de Genève,***
Falter J.-M., Flückiger Y., Rapport de l'OUE N° 6, septembre 1998, 48 p., 20 fr.
- 17 ***Analyse statistique de la population au chômage et des chômeurs en fin de droit à Genève,***
Flückiger Y., Silber J., Falter J.-M., Rapport de l'OUE N° 7, septembre 1998, 88 p., 30 fr. (épuisé).
- 18 ***Analyse de l'offre et de la demande de travail dans les métiers de l'informatique à Genève,***
Flückiger Y., Gaudin C., Rapport de l'OUE N° 8, octobre 1998, 68 p., 20 fr. (épuisé).
- 19 ***Modélisation micro-économique de la consommation des ménages,***
Chaze J.-P., janvier 1999, 72 p., 20 fr.
- 20 ***La main d'œuvre frontalière et son impact sur les salaires à Genève,***
Flückiger Y., Falter J.-M., Rapport de l'OUE N° 9, mars 2000, 68 p., 30 fr.
- 21 ***Trajectoire et recours aux soins dans la grande vieillesse : une approche économique,***
Antille G., El May H., Kabili A., nov. 2000, 33 p., 20 fr.
- 22 ***Analyse comparative des salaires entre les hommes et les femmes sur la base de la LSE 1994 et 1996,***
Flückiger Y., Ramirez J., Rapport de l'OUE N° 10, mai 2001, 117 p., 30 fr.
- 23 ***Indicateur avancé LEA-PICTET de l'économie genevoise - Analyse et construction,***
van Baalen, B. (sous la direction de J.-P. Chaze), mars 2002, 81 p., 30 fr.
- 24 ***Les raisons de la différence entre les taux de chômage genevois et suisse,***
Flückiger Y., De Coulon A., Vassiliev A., Rapport de l'OUE N° 11, avril 2002, 113 p., 30 fr.
- 25 ***Evaluation de la politique cantonale de lutte contre le chômage de longue durée: étude statistique,***
Flückiger Y., Vassiliev A., Rapport de l'OUE N° 12, avril 2002, 87 p., 30 fr.

Numéros

- 26 ***Modélisation des prestations de l'assurance vieillesse premier pilier en Suisse,***
Chaze J.-P., janvier 2003, 90 p., 30 fr.
- 27 ***Utilisation des données du Registre des rentes pour évaluer la distribution du revenu déterminant de l'AVS,***
Candolfi P. et Chaze J.-P., octobre 2003, 70 p., 30 fr.
- 28 ***Genre, Age et Marché du Travail : Une analyse de la population active dans le canton de Zurich,***
Flückiger Y. et Meunier M., Rapport de l'OUÉ N° 13, novembre 2003, 108 p., 30 fr.
- 29 ***Wage Discrimination between Native and Foreign University Graduates,***
Teymour Abdel-Aziz, Rapport de l'OUÉ N° 14, octobre 2004, 60 p., 10 fr.
- 30 ***Analyse des facteurs déterminant les durées du chômage en Suisse : différences selon l'origine des chômeurs,***
Weber S., Rapport de l'OUÉ N° 15, mars 2005, 70 p., 10 fr.
- 31 ***Analyse du travail clandestin dans l'économie domestique à Genève,***
Flückiger Y. et Pasche C., Rapport de l'OUÉ N° 16, juillet 2005, 40 p., 10 fr.
- 32 ***Financement du système de santé et inégalité en Suisse***
Bilger, M (sous la direction de J.-P. Chaze), novembre 2005, 116 p., 10 fr.
- 33 ***Les politiques visant l'allongement de la vie active comme réponse au vieillissement démographique,***
De-Luigi, V. (sous la direction de G. Ferro-Luzzi & Y. Flueckiger), Rapport de l'OUÉ N° 17, octobre 2006, 146 p., 10 fr.
- 34 ***Indicateurs conjoncturels LEA-Pictet-Ocstat de l'économie genevoise,***
Chaze, J.-P., Orel, E., Tonyè, C., avril 2007, 148 p., 30 fr.
- 35 ***Analyse des conséquences de la réduction des indemnités de chômage – Application au canton de Fribourg***
Pilo, G. (sous la direction de G. Ferro Luzzi, Y. Flückiger et S. Weber), Rapport de l'OUÉ N° 18, juin 2007, 44 p., 10 fr.

Pour toute question ou commande, vous pouvez nous contacter à l'adresse du Laboratoire d'économie appliquée.