

126

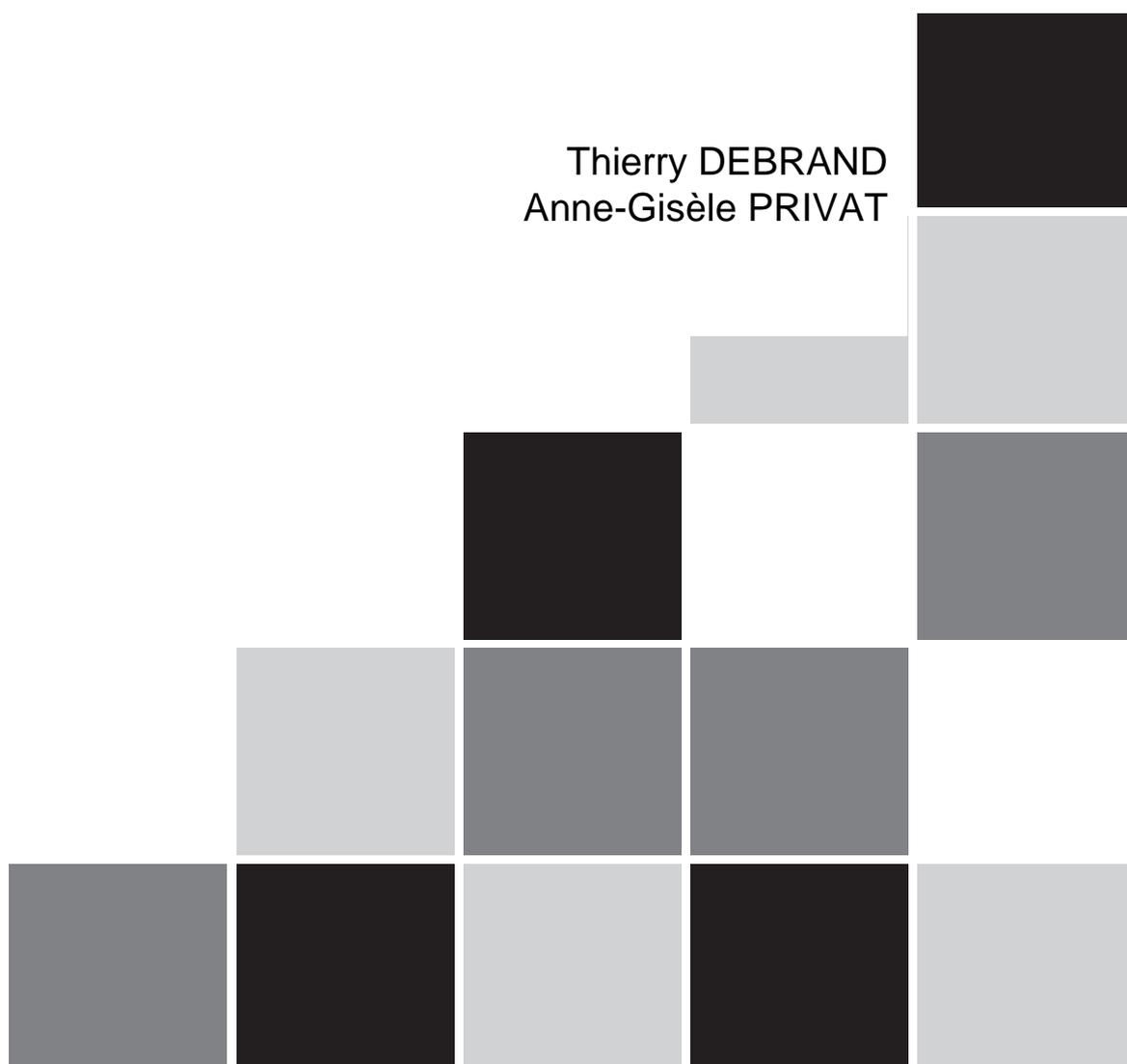
2005

# DOCUMENTS DE TRAVAIL

## L'IMPACT DES REFORMES DE 1993 ET DE 2003 SUR LES RETRAITES

Une analyse à l'aide du modèle de microsimulation  
ARTÉMIS

Thierry DEBRAND  
Anne-Gisèle PRIVAT



# L'impact des réformes de 1993 et de 2003 sur les retraites : une analyse à l'aide du modèle de microsimulation ARTÉMIS

T. Debrand<sup>†</sup>, A-G Privat<sup>‡</sup>

Avril 2005<sup>1</sup>

## Résumé

Cet article présente les résultats des évaluations, à l'aide du modèle de microsimulation ARTÉMIS (Analyse des Retraites du secteur privé par MicroSimulation), de l'impact des réformes destinées à maintenir l'équilibre financier de long terme du régime de retraite par répartition, sur les différentes générations de retraités du secteur privé en France. Le scénario central correspond à la situation législative après la réforme 1993. Deux variantes sont successivement examinées : l'impact *ex post* de la réforme de 1993 et l'effet de la réforme de 2003. Nous comparons les effets de ces réformes en étudiant les différences inter et intra-générationnelles. Les résultats exprimés à la fois en terme de masses et de distributions portent plus particulièrement sur les deux principales voies d'ajustement prévues par ces réformes, que sont l'âge de départ en retraite et le niveau de la pension moyenne.

**Mots-clés** : Microsimulation – Retraite – Réforme

**Codes JEL** : C24 – C 81 – J26 – J 31

---

<sup>†</sup>IRDES, 10 rue Vauvenargues, 75018 Paris, tel: 01-53-93-43-28, fax: 01-53-93-43-50, e-mail : debrand@irdes.fr

<sup>‡</sup>CNAV / INED, 110, av. de Flandre, 75951 Paris cedex 19, tel: 01-55-45-81-92, fax: 01-55-45-51-83,  
e-mail : anne-gisele.privat@cnav.fr

<sup>1</sup> Nous remercions Didier Blanchet et Sophie Pennec pour leur aide précieuse tout au long de la construction de ce modèle, ainsi que les participants au 2<sup>ème</sup> Workshop Jeunes chercheurs « Transferts intergénérationnels, retraites et marchés financiers » Paris-dauphine (04/04), et au Forum Retraite de la CDC, Bordeaux (10/04) pour leurs remarques. Les idées et opinions exprimées dans ce texte sont de la responsabilité des auteurs et n'engagent pas leurs institutions.

---

En France, comme dans la plupart des pays développés, le vieillissement de la population a contraint le gouvernement à engager des réformes en profondeur des différents régimes de retraite par répartition. Les questions relatives aux conséquences de ces réformes sur les droits à la retraite futurs sont nombreuses, d'où la nécessité de faire appel à de nouveaux outils d'évaluation.

Le régime de retraite de base des salariés du secteur privé est le premier des grands régimes à avoir connu une refonte du mode d'attribution de ses retraites lors de la réforme de 1993. Cette évolution se poursuit plus récemment avec la réforme d'août 2003. Le modèle ARTÉMIS (Analyse des Retraites du secteur privé par MicroSimulation) est un modèle de microsimulation développé à la CNAV, qui est le principal organisme gestionnaire des retraites en France, depuis 1999. Mis au point dans le cadre de la réforme de 1993, il a ensuite été adapté pour mesurer l'impact du cœur de la réforme de 2003 sur les charges de retraite de du régime général d'assurance vieillesse à l'horizon 2030. Ce modèle constitue une progression dans le domaine de l'analyse des retraites sur le long terme. La microsimulation permet plusieurs niveaux d'étude de la détermination d'un changement de politique sociale, en donnant des résultats tant au niveau agrégé qu'individuel, dans la mesure où elle illustre la différenciation des individus suivant la réforme, tant en termes de moyennes que de dispersions.

En France, le développement des modèles de microsimulation appliqués à l'analyse de l'impact de politiques économiques et sociales, se poursuit depuis le début des années 90. Le principal modèle français existant aujourd'hui pour analyser plus spécifiquement l'impact de réformes des régimes de retraite sur le long terme est le modèle de microsimulation Destinie de l'Insee (Bardaji, Sédillot, Walraet, 2002). Ce modèle a une portée beaucoup plus générale que le simple champ des salariés du secteur privé. Or, les enjeux et les situations des régimes de retraite nécessitent la construction d'outils de plus en plus précis pour suivre au plus près l'évolution des règles propres à leur régime.

Ce texte analyse l'impact des différentes réformes des retraites au régime général à l'aide du modèle de microsimulation ARTÉMIS. La première partie est consacrée à la description du modèle et de ses principales composantes. La deuxième partie fait état des premiers résultats sur l'évolution de la situation des retraités du secteur privé à l'horizon 2030 dans le scénario de référence (après 1993 et avant 2003). L'optique retenue dans la troisième partie, consiste à comparer les effets des réformes de 1993 et 2003 sur les retraites de base de droit direct des salariés du secteur privé, en étudiant les différences inter et intra-générationnelles. Nous présentons les simulations issues du modèle par rapport à la situation de référence en distinguant la situation des hommes et celle des femmes. Ce faisant, notre travail montre comment le modèle ARTÉMIS constitue un outil privilégié pour l'étude de l'impact d'une modification des règles de calcul des pensions aussi bien en terme de masses que de dispersions.

## 1. Modèle

ARTÉMIS est un modèle dynamique centré sur la simulation des droits à la retraite des salariés du secteur privé à l'horizon 2030. Il projette la situation des prestataires du régime général et plus précisément des déterminants de leur retraite de base de droit direct. Deux sous-populations distinctes sont simulées conjointement : les travailleurs, c'est-à-dire les futurs pensionnés et les retraités.

Le modèle est ainsi centré sur la simulation des événements démographiques (naissances, décès) et sur la simulation des parcours professionnels (salaires, aléas de carrière). Il décrit le système institutionnel régissant les retraites du régime général, et permet de calculer les pensions de retraite au plus près de la législation du régime de retraite de base du secteur privé.

### 1.1. Données

Le champ couvert par le régime général est très large : les cotisants du régime général de retraite du secteur privé représentent plus des deux tiers de la population active française. L'importance du champ du régime général s'est accrue sous l'effet de trois principaux facteurs qui sont la montée du salariat (en remplacement d'autres formes d'activité comme l'agriculture), la montée de l'activité féminine, et la réduction à un trimestre de la condition d'ouverture de droit à pension depuis 1975. Avant cette date, les pensions étaient attribuées sous réserve d'au moins 60 trimestres, soit 15 années d'assurance, dans un ou plusieurs régimes de retraite français.

Les données sont issues d'une source administrative qui présente certains avantages par rapport aux données d'enquête. Elles ne sont pas sujettes aux erreurs de mémoire des personnes interrogées et permettent de clairement identifier les années validées pour la retraite. La taille de l'échantillon que l'on peut constituer est beaucoup plus importante que celle des données d'enquête, ce qui permet de limiter l'aléa inhérent à la microsimulation. De plus, ces données comprennent l'historique des salaires individuels qu'il n'est donc pas nécessaire de reconstituer. Mais en contrepartie, le nombre de variables utilisables pour la modélisation est limité, car il s'agit de données de gestion qui ne sont pas élaborées à des fins statistiques.

L'échantillon de base du modèle est constitué à partir des deux grands échantillons extraits des fichiers administratifs de cotisants et de retraités de la Cnav.

**L'échantillon des cotisants** est un échantillon au 1-20<sup>ème</sup> du fichier de gestion de la Cnav en date du 31 décembre 2001. C'est une source d'informations très riche constituée de données longitudinales sur les salaires perçus par les salariés du secteur privé des générations 1935 à 1985 sur la période 1947-2001. Il contient l'ensemble des éléments sur la carrière professionnelle des affiliés à l'assurance vieillesse (durée d'activité, salaires...), nécessaires à la détermination du montant des retraites de base versées par le régime général.

Plus précisément, les salaires recensés sont les salaires bruts limités au plafond de la Sécurité sociale utilisés pour déterminer les années validées par salaire<sup>2</sup>. Les années de cotisation sont les années de validation liées au travail<sup>3</sup> et les périodes assimilées, sont des périodes d'interruption de travail assimilées à des périodes d'assurance (arrêt maladie, congé maternité, arrêt pour cause d'accident du travail, invalidité, chômage, service militaire). Ces dernières donnent une information supplémentaire importante sur le déroulement de la carrière des individus, notamment en ce qui concerne les périodes d'invalidité, de chômage indemnisé et de cotisation à l'assurance vieillesse des parents au foyer (AVPF)<sup>4</sup>.

Les données individuelles de ce fichier sont alimentées par plusieurs sources : les déclarations annuelles de données sociales (DADS) fournies par les employeurs pour les périodes de travail (salaires) ; les informations sur les périodes assimilées transmises par les caisses primaires d'assurance maladie (invalidité, maladie, accidents du travail) et par les Assedic (chômage); les informations des caisses d'allocations familiales qui versent certaines prestations familiales (AVPF) pour lesquelles des cotisations sont versées sur la base d'un salaire forfaitaire (Smic) ; et certaines informations transmises par les régimes de retraite qui ont passé un accord avec la Cnav, concernant les assurés qui appartiennent ou ont appartenu au régime général et à ces régimes, tels que le régime des salariés agricoles, de la SNCF, d'EDF-GDF, des collectivités locales (CNRACL), des artisans (Cancava), des exploitants agricoles (MSA) et des commerçants (Organic).

**L'échantillon des retraités** utilisé est un échantillon au 1-90<sup>ème</sup> qui contient toutes les générations à la retraite au 31 décembre 2001, soit 117 105 individus au total. Les principaux éléments de ce fichier sont : le montant des pensions perçues, le nombre des trimestres validés, le salaire annuel moyen (base de calcul de la pension), les avantages complémentaires (majoration de 10 %, allocation supplémentaire...).

L'échantillon de base retenu pour la simulation se compose des cotisants au 31 décembre 1994 complété par les retraités des générations antérieures à la génération 1935. Ceci afin de disposer d'une période de simulation rétrospective qui permette des comparaisons avec les statistiques observées sur la période de début de projection. Ainsi, nous simulons les départs en retraite (flux) des cotisants à partir de la génération 1935, et le nombre total de retraités (stock) à partir du 31 décembre 2001. La génération 1935 est la génération la plus ancienne dont nous disposons dans l'échantillon des cotisants, et c'est également la génération dont nous avons complètement observé les départs en retraite au moment des travaux initiaux sur le modèle en 2001. Plus précisément, la base initiale contient 1 319 316 cotisants (au 1-20<sup>ème</sup>) des générations 1935 à 1970, et 101 282 retraités (au 1-90<sup>ème</sup>) des générations 1899 à 1934. Compte tenu de la nature de fichier de gestion des données sur lesquelles s'appuie cette étude, un certain nombre de variables non disponibles ou mal renseignées dans les fichiers de départ

---

<sup>2</sup> Le plafond de la Sécurité sociale sert de référence au calcul de l'assiette de cotisation pour le calcul de la pension de retraite ; il est revalorisé chaque année ; son montant est de 176 400 F (soit 26 892 euros) en 2000.

<sup>3</sup> La règle de validation au régime général impose d'avoir travaillé au moins 200 heures au SMIC pour valider un trimestre de cotisation, dans la limite de quatre trimestres par an. Cette règle est implicitement fondée sur un emploi à mi temps au SMIC (253 heures de SMIC). En 2000, le montant annuel du salaire minimum pour valider quatre trimestres est de 32 576 F (soit environ 4 966 euros).

<sup>4</sup> L'« assurance vieillesse des parents au foyer » (AVPF) est l'un des principaux avantages familiaux présents dans le système de retraite français. Ce dispositif permet aux bénéficiaires de certaines prestations familiales (telles que l'allocation pour jeune enfant, allocation parentale d'éducation, complément familial...) de bénéficier gratuitement de cotisations à l'assurance vieillesse afin de compenser leurs réductions d'activité, aussi bien au niveau de la durée d'assurance que du salaire (pour plus de détails, voir Bonnet et Colin, 2000).

ont dû être imputées par recoupement avec d'autres sources de données (enquêtes, état civil...).

## 1.2. Composantes du modèle<sup>5</sup>

Le modèle ARTÉMIS est un modèle de type *dynamique* en temps *discret* et *transversal*, c'est-à-dire que l'état de chaque individu est décrit tous les ans (intervalle unitaire), sans aucune information sur les états entre ces instants. En réalité, il se situe entre un modèle transversal pur et un modèle de projection de cohortes, puisque nous reconstituons les biographies des individus, et donc nous pouvons calculer les résultats année par année (approche transversale) ou par génération (approche longitudinale).

L'une des particularités du modèle est de s'appuyer sur des données administratives (cotisants et pensionnés de la Cnav). Ces fichiers servent à construire la population initiale et à l'estimation des équations de salaires.

Différentes méthodes sont utilisées pour simuler les différents événements destinés à faire évoluer la population initiale : probabilités de transition, probabilités d'occurrence des événements (fécondité, mortalité, vie active); équation de salaire sur données micro-macro économiques (salaires).

Le tableau suivant résume les différents événements simulés et les variables retenues. Le modèle se compose de trois modules destinés à permettre de reconstituer les biographies individuelles : 1) la démographie (décès, fécondité), 2) l'activité (transition entre activité, inactivité et chômage ; salaires), et 3) la retraite (modélisation des départs, pension de retraite).

**Tableau 1. Evénements et variables du modèle<sup>6</sup>**

Evénements	Variables
Mortalité	Quotients de mortalité par âge et sexe Définis à partir des données issues du dernier recensement (1999), ils induisent un allongement de l'espérance de vie à la naissance de 2000 à 2030 : <ul style="list-style-type: none"> <li>- de 74,7 ans à 80,5 ans pour les hommes,</li> <li>- de 82,2 ans à 87,8 ans pour les femmes.</li> </ul> <i>Source</i> : Projections de population active- scénario central, Insee (Brutel et al., 2003)
Fécondité	En trois étapes: <ul style="list-style-type: none"> <li>- Répartition selon la descendance finale = parité définie à priori en fonction de la génération de la femme ou de l'épouse selon que la personne considérée est une femme ou un homme</li> <li>- Age à la première naissance en fonction de la parité « à priori »</li> </ul>

<sup>5</sup> Pour une présentation plus détaillée, voir Pennec et Privat (2003).

<sup>6</sup> Tableau repris de : Debrand T., Pennec S. et Privat AG. (2003), *A microsimulation model of Old Age Pensions For Private Sector Workers in France*, International Microsimulation Conference on Population Ageing and Health – Technical Workshops, 11-12- 2003, Natsem, 4 p.

	<p>- Naissances suivantes selon l'âge de la mère, la parité « à priori », la parité, et le nombre d'années depuis la première naissance.</p> <p>Source: Enquête famille, 1990, 1999; Grignon et Penneec, mimeo</p>
Union	<p>Taux de nuptialité (déjà marié avant 50 ans) par génération et sexe (version future : par âge et par génération)</p> <p>Source: Enquête famille, 1990, 1999; Grignon et Penneec, mimeo</p>
Participation au marché du travail	<p>Transitions sur le marché du travail en fonction de l'âge, du sexe et du statut d'activité antérieur (employé au régime général, employé dans un autre régime, chômeur (indemnisé), inactif ou chômeur non indemnisé) et seulement pour les femmes, la présence d'un enfant de moins de trois ans.</p> <p>Source: Enquêtes Emploi 1997-1998.</p>
Salaires	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Caractéristiques individuelles Age, age<sup>2</sup>, chômage, invalidité, Avpf (pour les femmes)</li> <li>• Variables macroéconomiques Taux de chômage, productivité du travail, Smic</li> <li>• Effets individuels Ecart entre la valeur estimée et la valeur observée</li> </ul> <p>Source: Echantillon des cotisants, générations 1935 à 1979, observées entre 1947 et 2000; (Debrand, Penneec et Privat, 2003)</p>
Retraites	<p><i>Les départs en retraite</i> sont répartis selon les quatre principaux types de droits à la retraite attribués par le régime général : pension normale à taux plein ou à taux réduit, pension au minimum, pension au titre de l'inaptitude et pension au titre de l'invalidité.</p> <p>— Le départ en retraite au titre de l'invalidité, de l'inaptitude ou avec une pension normale à taux réduit, s'effectue pour toutes les générations selon la même structure de départ que la génération 1935. <i>Source</i> : Attributions des années 1995 à 2001, Cnav.</p> <p>— Pour les autres catégories de droits (pensions normales au taux plein et pensions au minimum), le départ à la retraite se fait selon la règle du départ au taux plein. L'hypothèse d'un départ en retraite au taux plein (50 %) est conforme à l'hypothèse de maximisation en terme d'utilité (Pelé et Ralle, 1997).</p> <p>Cette règle de départ permet d'introduire une certaine flexibilité par rapport à l'application stricte du départ en retraite dès l'acquisition du taux plein.</p> <p><i>La retraite de base</i> du régime général de la sécurité sociale est déterminée par la formule suivante :</p> $P = SAMB \times \tau \times \text{Min} \left[ 1, \frac{D}{D_1} \right]$ <p>avec <math>\tau = [0,5 - (0,0125 * \text{Min}(4 * \text{Max}(0;65 - \text{age}); \text{max}(0; D_{\text{plein}} - D_{\text{tot}})))]</math> où age=age de départ à la retraite, Dtot=Durée totale, Dplein = Durée requise pour avoir le taux plein.</p>

	<p>La pension (<b>P</b>) dépend de trois éléments :</p> <ol style="list-style-type: none"> <li>1) le salaire de base (<b>SAMB</b>) perçu durant les dix meilleures années d'activité progressivement portées aux vingt-cinq meilleures années ;</li> <li>2) le taux (<math>\tau</math>) applicable à ce salaire, selon lequel la pension est fortement réduite par le biais d'une décote de 10 % par année manquante, avant l'obtention de la durée nécessaire à l'acquisition du taux plein.</li> <li>3) le coefficient de proratisation, ratio de la durée d'assurance au régime général (<b>D</b>), par la durée de proratisation (<b>D<sub>1</sub></b>), durées limitées à 150 trimestres, jusqu'en 2003.</li> </ol> <p>Le montant calculé est ensuite comparé à un maximum (50 % du plafond) et à un minimum (minimum contributif). Et la bonification de 10 % (prise en charge par le FSV) accordée aux parents qui ont élevé au moins 3 enfants, est ensuite rajoutée à ce montant.</p>
--	--

Les simulations se déroulent selon deux grandes étapes, avec : tout d'abord, la *lecture des paramètres et des séries macro-économiques* au début de chaque étape annuelle ; puis, la simulation d'une année d'évolution de l'échantillon, avec la simulation des différents événements et l'incrémentation d'un an des différentes variables : âge, ancienneté dans le statut courant d'activité, validation de trimestres d'activité...

## 2. Hypothèses et résultats du scénario central

### 2.1 Les hypothèses du scénario central

Les simulations portent simultanément sur les cotisants des générations 1935 à 1970, âgés de 24 à 59 ans à la fin de l'année 1994, et les retraités des générations 1899 à 1934, âgés de 66 ans et plus à la fin 2001, le premier stock de retraités simulé par le modèle étant observé fin 2001. On considère que la plupart des entrées en activité ont eu lieu avant 24 ans. Cela revient à poser l'hypothèse que tous les individus sont supposés être ou avoir été affiliés au moins une fois au régime général au début de leur carrière, soit par un début d'activité qui correspond à un réel début de carrière au régime général, soit par l'intermédiaire d'un stage ou d'un « petit boulot » pour ceux qui ont une carrière relevant d'un autre régime de base<sup>7</sup>.

Le nombre total de pensionnés (stock) évolue dynamiquement à compter du stock de l'année 2001. Le stock de retraités « survivants » de l'année n-1 est supposé évoluer selon le rythme fixé par les quotients de mortalité (par âge et sexe) retenus, puis les pensions sont revalorisées et complétées par les pensions liquidées l'année n pour donner le stock de l'année n.

Les hypothèses démographiques sont issues des travaux de projection de l'Insee. Nous ne faisons pas d'hypothèse de mortalité différentielle. Toutefois, nous sommes conscients que les études montrent qu'il existe une corrélation négative entre la mortalité et la catégorie socio-

<sup>7</sup> Une telle hypothèse permet de prendre en compte les personnes qui entrent tardivement au régime général après avoir passé la majorité de leur carrière dans un autre régime (cas des militaires par exemple), mais écarte le cas des travailleurs migrants. Pour l'instant, nous supposons que les deux grandes vagues de migration historiques (avant et après 1975) sont déjà présentes en 1995 dans le fichier de base de la simulation (Dayan, Echardour et Glaude, 1995).

professionnelle (Desplanques, 1993). De plus, si l'on s'intéresse spécifiquement aux retraités du régime général, la mortalité varie en fonction de la catégorie de pensionnés : elle est plus faible pour les titulaires d'une pension normale et plus élevée pour les titulaires d'une pension d'invalidité ou d'incapacité, en raison de leur état de santé (Glénat, 2003). La non-prise en considération de ce phénomène induirait une sous-estimation du montant des pensions qu'il convient de garder à l'esprit.

Les hypothèses macroéconomiques sont exogènes car le modèle ARTÉMIS a pour objectif de décrire les conséquences des évolutions globales sur les situations individuelles et non d'engendrer de telles évolutions. Les hypothèses retenues pour ces premières simulations sont celles utilisées dans les derniers travaux de projection sur les retraites effectués par la Cnav (en février 2003), qui sont une version révisée des hypothèses du scénario central du rapport du Conseil d'orientation des retraites (COR) de 2001 (tableau 1).

**Tableau 1. Hypothèses macroéconomiques du COR – Scénario central**

<b>Evolutions annuelles moyennes en %</b>	<b>2001-2005</b>	<b>2006-2010</b>	<b>2011-2015</b>	<b>2016-2020</b>	<b>2021-2035</b>	<b>2036-2040</b>
Taux de chômage (en niveau)*	7 %	4,5 %	4,5 %	4,5 %	4,5 %	4,5 %
Population active	0,9 %	0,5 %	-0,1 %	-0,2 %	-0,3 %	-0,1 %
Croissance du PIB	3 %	2,6 %	1,5 %	1,4 %	1,3 %	1,5 %
Emploi effectifs/cotisants	1,2 %	1 %	-0,1 %	-0,2 %	-0,3 %	-0,1 %
Salaire moyen réel	1,8 %	1,6	1,6 %	1,6 %	1,6 %	1,6 %
Masse salariale réelle	3 %	2,6	1,5 %	1,4 %	1,3 %	1,5 %

\*Le taux de chômage passe à 7 % en 2005, 4,5 % en 2010 puis reste stabilisé à ce niveau.

Source : Tableau p. 83, Rapport du COR (2002).

Moyennant quelques ajustements sur la base des données observées, le salaire annuel moyen est ainsi supposé augmenter en réel de 1,3 % en 2003 puis de 1,6 % par an sur le reste de la période. Le chômage est supposé diminuer de 8,8 % à 5 % de 2003 à 2013, et se stabiliser à 5% jusqu'en 2030 (hypothèse d'un retour à un relatif plein emploi). Les valeurs monétaires sont exprimées à prix constants.

## **2.2. Les résultats du scénario central**

Le scénario de référence est la situation intermédiaire qui prévalait au début de la réalisation de cette étude, c'est-à-dire après la réforme de 1993 mais avant la réforme d'août 2003. Deux variantes sont successivement envisagées pour mesurer l'impact des réformes de 1993 et de 2003 sur les retraites du secteur privé.

La simulation de référence contient les différents paramètres décrits dans la section précédente, et retient les barèmes de calcul de la retraite définis par la réforme de 1993. L'indexation des pensions et des variables servant de référence au calcul de la pension (salaires portés au compte, allocation aux vieux travailleurs salariés (AVTS), minimum contributif, versement forfaitaire unique...) se fait en termes réels.

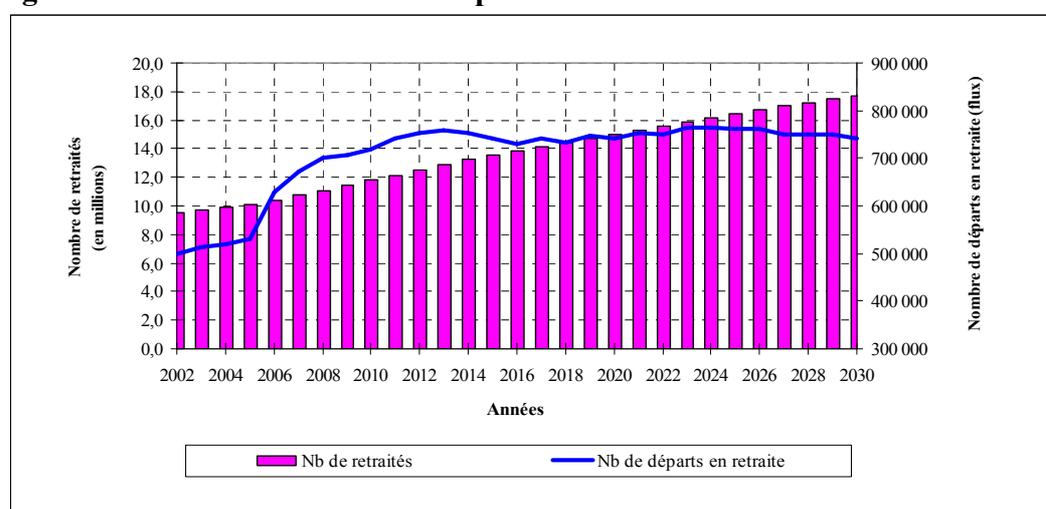
La période de simulation est la plus critique en terme de maintien de l'équilibre financier du système de retraite, car elle correspond au moment où la population des retraités est la plus

nombreuse tant pour des raisons démographiques (augmentation de l'espérance de vie, générations nombreuses du Baby-Boom) qu'économiques (« effet noria »<sup>8</sup> des retraites lié à l'arrivée à la retraite de générations aux salaires plus élevés, du moins pour les premières d'entre elles).

### 2.2.1 Nombre de retraités et montant de pension

La figure 1 représente les effectifs de retraités et le nombre de départs annuels en retraite simulés à l'aide du modèle pour la période 2002-2030. Elle met en évidence la croissance rapide et continue du nombre de retraités au cours des années à venir. L'augmentation des départs annuels en retraite est fortement marquée à partir de l'année 2006, année qui correspond au début de la période de l'arrivée à l'âge de la retraite des premières générations nombreuses du Baby-Boom, c'est-à-dire des personnes nées à partir de 1946.

**Figure 1. Nombre de retraités et départs en retraite annuels**



Source : Modèle de microsimulation ARTÉMIS.

Le tableau 2 permet de comparer les données illustrant ce phénomène pour différentes années. L'effectif des retraités augmente de 9,7 à 17,7 millions, soit une augmentation de plus de 80 %. La pension moyenne s'accroît de 17 %, passant de 5 541 euros en 2003 à 6 483 euros en 2030 selon la simulation. Ces évolutions se traduisent par une croissance des dépenses en prestations sur la période 2003-2030, de plus du double (+113 %).

**Tableau 2. Nombre de retraités et pension moyenne annuelle (Scénario de référence)**

Année	Nombre de retraités (en millions)	Pension moyenne (en euros 2000)	Dépenses en prestations (en milliards d'euros 2000)
2003	9,7	5 541	53,9
2010	11,8	5 713	67,4
2020	15,0	5 982	90,0
2030	17,7	6 483	114,7
2003-2030	+ 82%	+ 17 %	+ 113%

Source : Modèle de microsimulation ARTÉMIS.

<sup>8</sup> L'« effet noria » désigne le fait que si on se situe en « régime permanent » (revenu d'activité croissant à taux constant, structure par âge de la population et espérance de vie constantes), dans un système de retraite où la pension est calculée en fonction du salaire, la pension moyenne des retraités augmente sous l'effet du renouvellement des générations, au même rythme que le revenu d'activité professionnel moyen (Cor, 2002).

L'évolution diffère fortement selon les sexes et les générations. Dans le système de retraite français, l'un des déterminants importants de la pension est le salaire. Comme nous l'avons montré lors d'une étude spécifique (Debrand et Privat, 2004), les salaires progressent fortement d'une génération à la suivante, mais cette progression est ralentie pour les générations 1955 et suivantes. De plus, les salaires des femmes se rapprochent de ceux des hommes au fil des générations, sans pour autant les rattraper. En 2003, les femmes retraitées sont plus nombreuses que les hommes : 5 millions de femmes contre 4,7 millions d'hommes (tableau 3).

**Tableau 3. Nombre de retraités et pension moyenne annuelle selon les sexes**

*En euros 2000*

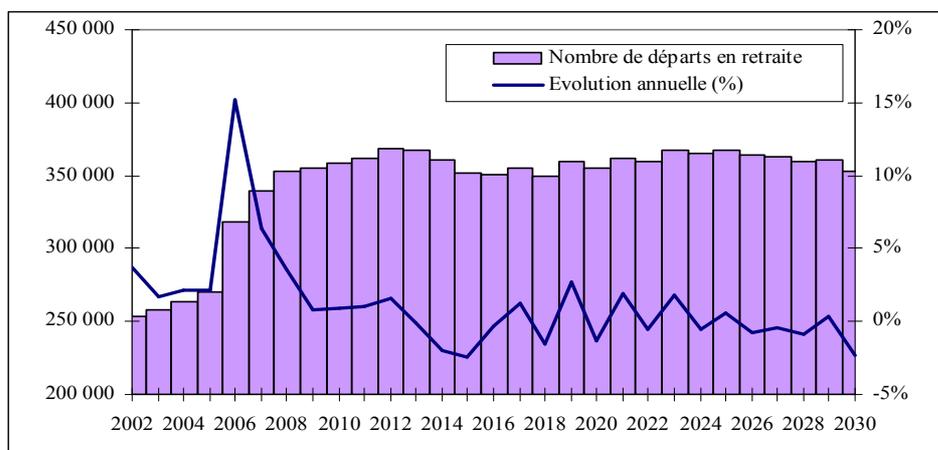
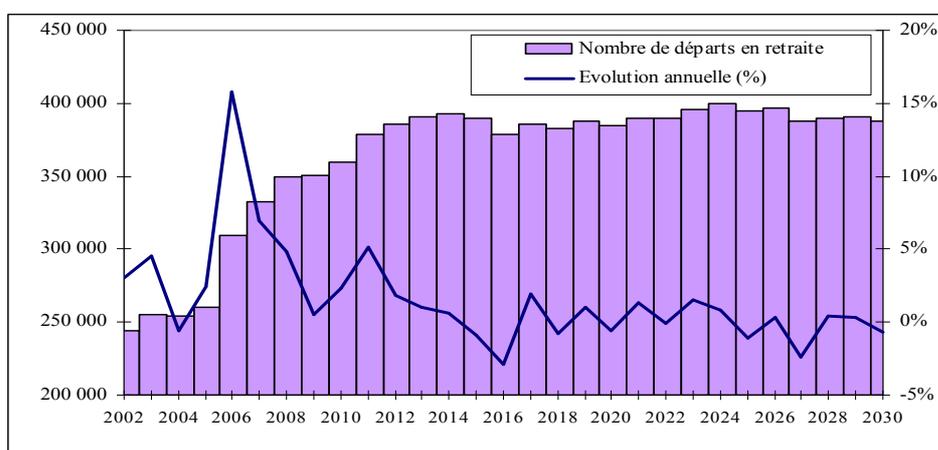
Année	Hommes			Femmes		
	Nombre de retraités (en millions)	Pension moyenne	Dépenses en prestations (en milliards)	Nombre de retraités (en millions)	Pension moyenne	Dépenses en prestations (en milliards)
2003	4,7	6 560	31,0	5,0	4 580	22,9
2010	5,6	6 668	37,6	6,2	4 839	29,8
2020	6,9	6 903	47,7	8,1	5 200	42,3
2030	7,9	7 617	60,3	9,8	5 566	54,4
Variation 2003-2030	68%	16%	95%	95%	22%	137%

Source : Modèle de microsimulation ARTÉMIS.

Leur effectif s'accroît encore pour atteindre 9,8 millions, contre 7,9 millions pour les hommes en 2030. La participation accrue des femmes à l'activité salariée ainsi que leur espérance de vie à la retraite plus longue que celle des hommes sont les deux principaux facteurs qui expliquent la part croissante des femmes au sein de la population des retraités.

La tendance forte à la hausse des flux annuels de départ en retraite se retrouve pour chacun des sexes (figure 2). La hausse en 2006 est de 15,6 % pour les hommes et de 16,1 % pour les femmes. Entre 2003 et 2010, la progression du nombre de retraités pour les hommes est de 130 000 par an, elle est aussi de 130 000 entre 2010 et 2020, et de 100 000 entre 2020 et 2030. Ces chiffres sont respectivement de 170 000, 190 000 et 170 000 pour les femmes.

L'augmentation de la participation à la vie active des femmes avec l'amélioration de leurs revenus d'activité expliquent le rapprochement progressif des droits personnels à la retraite des femmes de ceux des hommes (Debrand et Privat, 2002). Selon les résultats de cette simulation, cette évolution devrait se poursuivre tout au long de la période de projection sans pour autant que la situation des femmes rejoigne complètement celle des hommes. En 2003, la pension moyenne des femmes représente un peu moins de 70 % de celle des hommes. En 2030, elle est proche de 75 % de celle des hommes, selon le modèle. Ce résultat est cohérent avec celui d'une étude réalisée à partir du modèle de microsimulation DESTINIE de l'Insee (Bonnet et Colin, 2000), ainsi qu'avec d'autres évaluations établies à la Cnav (Tourne, 2002) qui estimaient que la retraite de base des femmes atteindrait entre 75 % et 80 % de celle des hommes en 2030. La comparaison des simulations du scénario de référence avec les autres évaluations disponibles à la Cnav (en particulier avec les résultats du modèle macroéconomique de projection) montre une certaine cohérence des résultats obtenus aussi bien en terme de masses que de variation.

**Figure 2. Départs en retraite annuels selon le sexe****Hommes****Femmes**

Source : Modèle de microsimulation ARTÉMIS.

**Distribution des montants de pension**

Au moins autant que la pension moyenne, il est important de connaître les distributions des montants de pension si nous nous situons du point de vue des individus. C'est l'un des avantages très importants des modèles de microsimulation. Le tableau 4 s'intéresse plus spécifiquement aux évolutions des différents quartiles du montant de la pension. Il permet d'observer si l'augmentation de la pension moyenne s'est uniformément répartie entre les différents niveaux de salaire.

**Tableau 4. Quartiles de pension de retraite à la liquidation, en euros 2000**

Génération	Moyenne	1 <sup>er</sup> Quartile	Médiane	3 <sup>ème</sup> Quartile	Q3/Q1
1935-1939	5 609	1 991	5 116	9 130	4,6
1940-1944	5 756	2 114	5 240	9 280	4,4
1945-1954	6 083	2 681	5 761	9 119	3,4
1955-1964	6 680	3 503	6 092	9 463	2,7
1965-1970(*)	7 603	4 008	6 702	10 897	2,7

\*Seulement pour les départs en retraite effectués jusqu'en 2030.

Source : Modèle de microsimulation ARTÉMIS.

Les jeunes générations qui arrivent à l'âge de la retraite, ayant des niveaux de salaires en moyenne plus élevés que leurs aînés, cela se traduit par une augmentation du niveau des pensions à la liquidation en dépit de la montée en puissance des effets de la réforme de 1993 (elle arrive à plein régime en 2008 -génération 1948). La hausse des salaires semble assez bien partagée par tous les niveaux de salaire. La dispersion des retraites s'est sensiblement modifiée au cours de la période de projection, et semble devenir moins inégalitaire, selon le modèle. Ainsi, pour la génération 1935-1939 la pension médiane est de 5 116 € et est marquée par une très grande différence entre le premier et le troisième quartile (respectivement 1 991 € et 9 130 €). Si l'on compare avec la génération 1955-1964, la médiane des pensions de retraite à la liquidation en euros constants passe à 6 092 €, soit 19,1 % par rapport à la génération 1935-1939 ; alors que le premier quartile passe (pour les mêmes générations) de 1 991 € à 3 503 €, soit une augmentation de 76 %, et le troisième quartile progresse de 9 130 € à 9 463 €, soit de 3,6 %. Dès lors, l'évolution du rapport interquartile, qui décroît de 4,6 pour la génération 1935-1939 à 2,7 pour la génération 1955-1954, s'explique par la quasi-stagnation des montants de pension de retraite correspondant au troisième quartile. Au contraire, l'évolution est très marquée pour la valeur du premier quartile.

Pour les générations les plus jeunes, la pension moyenne et les quartiles de pensions sont nettement plus élevés en raison d'un simple biais de sélection. En effet, une bonne part des membres de ces générations ne sont pas encore à la retraite car âgés de moins de 65 ans en 2030. Ceux qui sont à la retraite sont donc ceux qui peuvent bénéficier d'une pension à taux plein avant l'âge de 65 ans, et qui ont donc des niveaux de pensions plutôt plus élevés que la moyenne.

L'analyse des montants de pension selon les sexes (tableau 5) montre les fortes inégalités entre hommes et femmes. Ces inégalités sont le reflet des inégalités de carrière selon les sexes, dans un système qui est largement fondé sur les carrières salariales.

Toutefois, au vu des résultats du modèle, nous retrouvons le phénomène de rapprochement des pensions moyennes des femmes de celles des hommes au fil des générations. Pour les générations 1935-1939, les hommes ont une pension moyenne à la liquidation supérieure de 38 % à celle des femmes. Cet écart n'est plus que de 34 % pour les générations 1955-1964. Si l'on considère les pensions médianes, ces écarts sont de 80 % pour la génération 1935-1939, et de 44 % pour la génération 1955-1964. Il existe une réelle différence d'analyse entre les pensions moyennes et les pensions médianes. Pour les hommes, la pension moyenne est relativement proche de la pension médiane, tandis que pour les femmes, il existe une différence importante. Cela semble indiquer que la distribution des salaires des femmes est décalée à gauche pour la génération 1935-1939 ; cette affirmation est de moins en moins vraie au fil des générations.

**Tableau 5. Quartiles de pension de retraite à la liquidation, en euros 2000**

**Hommes**

Génération	Moyenne	1 <sup>er</sup> Quartile	Médiane	3 <sup>ème</sup> Quartile	Q3/Q1
1935-1939	6 442	2 035	6 962	10 401	5,1
1940-1944	6 526	2 112	6 841	10 599	5,0
1945-1954	6 804	2 790	7 034	10 449	3,7
1955-1964	7 718	4 161	7 604	11 117	2,7
1965-1970	9 067	5 425	8 790	12 756	2,4

<b>Femmes</b>					
<b>Génération</b>	<b>Moyenne</b>	<b>1<sup>er</sup> Quartile</b>	<b>Médiane</b>	<b>3<sup>ème</sup> Quartile</b>	<b>Q3/Q1</b>
1935-1939	4 661	1 973	3 846	6 675	3,4
1940-1944	4 910	2 134	4 289	6 823	3,2
1945-1954	5 382	2 636	5 158	7 365	2,8
1955-1964	5 727	3 168	5 280	7 803	2,5
1965-1970	6 099	3 209	5 125	8 506	2,7

Source : Modèle de microsimulation ARTÉMIS.

D'autre part, lorsqu'on observe le rapport inter-quartile par génération, il semblerait que les distributions des pensions, au départ beaucoup plus inégalitaires chez les hommes que chez les femmes, tendent à se réduire fortement pour se retrouver à un niveau proche de celui des femmes. L'effet de l'allongement de la durée carrière pour le taux plein et de l'allongement du nombre d'années de salaire prises en compte dans le calcul de la pension, progressivement portées des 10 aux 25 meilleures années, pourrait expliquer ce changement. Comme pour l'ensemble de la population, l'évolution plus marquée du rapport des quartiles pour les hommes s'explique par une évolution plus forte des pensions du premier quartile ; ce qui est moins le cas pour les femmes. Alors que la valeur du premier quartile était quasiment équivalente entre hommes et femmes pour la génération 1935-1939, l'écart est de plus de 31 % pour la génération 1955-1964. Nous pouvons remarquer que le troisième quartile évolue un peu plus fortement pour les femmes que pour les hommes, il passe de 10 401 € pour la génération 1935-1939 à 11 117 € pour la génération 1955-1964, soit une hausse de 6,9 % pour les hommes. Ces valeurs sont respectivement de 6 675 €, 7 803 €, et 13, 5 % pour les femmes.

L'analyse des évolutions des pensions moyennes, médianes et des quartiles confirme les résultats trouvés pour les salaires (Debrand et Privat, 2004). Même s'il demeure des différences significatives entre hommes et femmes, il existe une tendance à la convergence de la situation des hommes et des femmes autant en terme de niveau que de distribution.

Nous allons voir que les conditions de départ sont également très différentes selon les sexes. Bien que la réforme de 1993 ne prenne complètement effet qu'à partir de la génération 1948, elle commence à modifier les barèmes dès la génération 1934. Il apparaît intéressant d'étudier les effets de cette réforme en terme d'âge de départ à la retraite et de durée d'assurance.

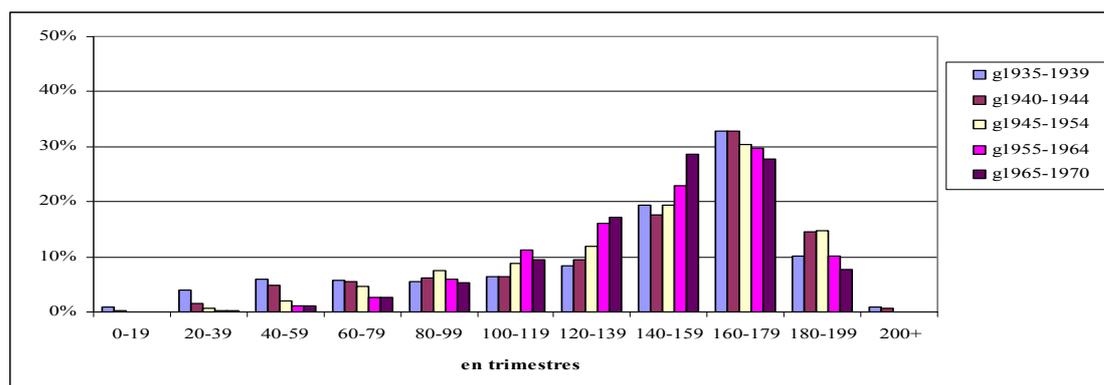
### **2.2.2 Durées d'assurance à 60 ans et âge à la liquidation**

La durée d'assurance est une variable déterminante en matière de retraite car elle a un impact à la fois sur le niveau des pensions et sur l'âge de liquidation. En effet, s'il est possible de prendre sa retraite à partir de 60 ans, la retraite au taux plein n'est possible qu'avec une durée d'assurance d'au moins 150 trimestres jusqu'en 1993, puis comprise entre 150 et 160 trimestres selon les générations après 1993. Le système de retraite de base français tel qu'il est conçu, induit une forte incitation au départ en retraite à l'âge d'obtention du taux plein, même si celle-ci devrait se réduire suite à la réforme de 2003. En effet, les pénalités en cas de départ précoce sont relativement élevées et les bénéfices en cas de départ retardé sont faibles voire inexistantes. Ainsi, les incitations procurées par les barèmes actuels de retraite conduisent une très forte proportion de salariés à liquider au taux plein (Blanchet et Pelé, 1999).

### Distribution des durées d'assurance à 60 ans

Pour apprécier l'impact des réformes qui imposent l'allongement de la durée requise pour avoir le taux plein dès 60 ans, il faut suivre l'évolution de la situation des personnes à l'âge de 60 ans. La figure 3 donne la distribution des durées d'assurance à 60 ans selon les générations. Les distributions de durées ont tendance à se resserrer au fil des générations : les proportions des durées validées extrêmes (moins de 80 et plus de 180) sont plus élevées pour la génération 1935-1939 que pour la génération 1955-1964.

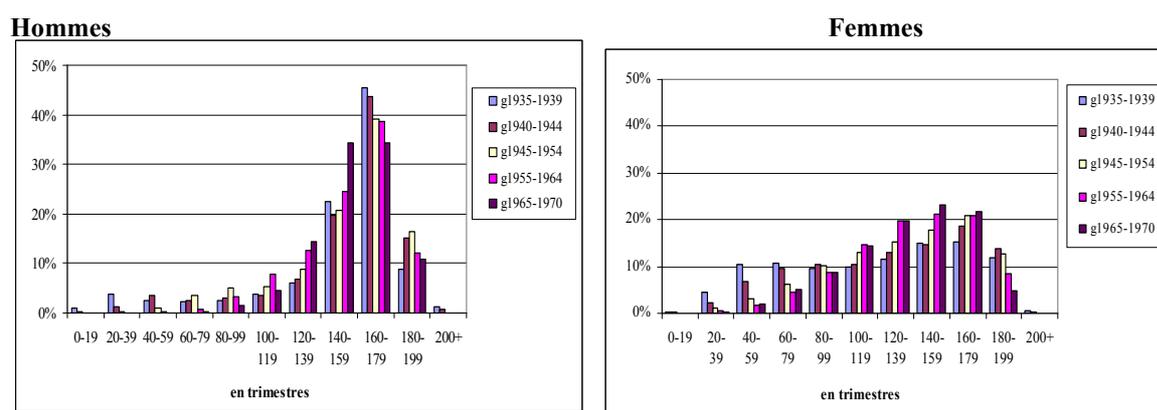
**Figure 3. Distribution des durées validées à 60 ans selon les générations**



Source : Modèle de microsimulation ARTÉMIS.

La forme des distributions de durées est très différente selon les sexes. Toutefois, l'évolution la plus marquante selon les sexes (figure 4) concerne les durées de carrière les plus longues chez les hommes dont la proportion diminue ; celle-ci s'explique en partie par des entrées en activité plus tardive en raison de l'allongement de la durée des études.

**Figure 4. Distribution des durées validées à 60 ans selon les générations, par sexe**



Source : Modèle de microsimulation ARTÉMIS.

Chez les femmes, la principale évolution concerne la réduction de la part des carrières très courtes. Les deux distributions de durée semblent converger l'une vers l'autre. Cela est certainement une conséquence des évolutions déjà observées et commentée sur les carrières salariales.

Pour la génération 1935-1939, en ce qui concerne les femmes, les quatre modalités de durée retenues sont d'importance relativement égale, même si la proportion de durées dans la modalité 80-119 est un peu plus forte (tableau 6). Ce qui n'est pas du tout le cas pour les hommes. En effet, le groupe des carrières de plus de 160 trimestres représente plus de 55 % des individus. Pour la génération 1955-1964, les faibles durées (0 à 79) pour les femmes diminuent très fortement, elles ne représentent plus que 7 % de l'ensemble. La modalité qui a notablement progressé est la modalité 120-159. Pour les hommes de cette génération, cette modalité a aussi progressé (de 29 % à 37 %), à l'opposé des deux modalités extrêmes : - 9 points pour la modalité [0-79], et - 4 points pour la modalité de plus de 160 trimestres. Ceci vient confirmer notre analyse sur le rapprochement des comportements de départ à la retraite des hommes et des femmes.

**Tableau 6. Evolution des distributions de durée validée à 60 ans selon les sexes (générations 1935-1939 et 1955-1964)**

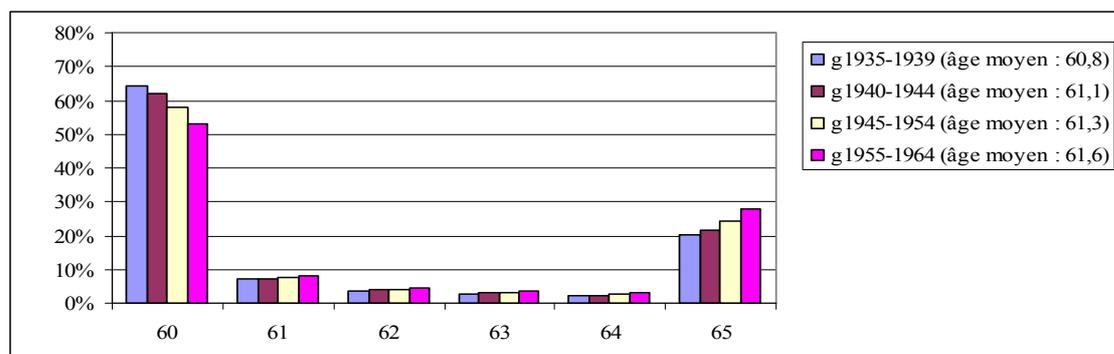
Durée (en trimestres)	Femmes		Hommes	
	g1935-1939	g1955-1964	g1935-1939	g1955-1964
0-79	26%	7%	10%	1%
80-119	19%	23%	6%	11%
120-159	27%	41%	29%	37%
160+	28%	29%	55%	51%
Ensemble	100%	100%	100%	100%

Source : Modèle de microsimulation ARTÉMIS.

### Evolution des âges de liquidation

L'évolution des durées d'assurance se traduit en terme d'âge moyen à la liquidation. Nous observons que l'âge moyen augmente d'un groupe de générations au suivant (figure 5) : il augmente de 61,1 ans pour les générations 1940-1944 à 61,6 ans pour les générations 1955-1964 d'après le modèle. Nous remarquons également que la part des personnes qui liquident aux âges extrêmes varie fortement. La part des liquidations à 60 ans tend à diminuer (de 64 % pour la génération 1935-1939 à 52 % pour la génération 1955-1964) alors que celle des liquidations à 65 ans augmente (de 21 % pour la génération 1935-1939 à 29 % pour la génération 1955-1964). Les proportions de départ aux âges intermédiaires restent stables. Cette évolution est à mettre en relation avec l'augmentation de la durée pour obtenir le taux plein introduite par la réforme de 1993.

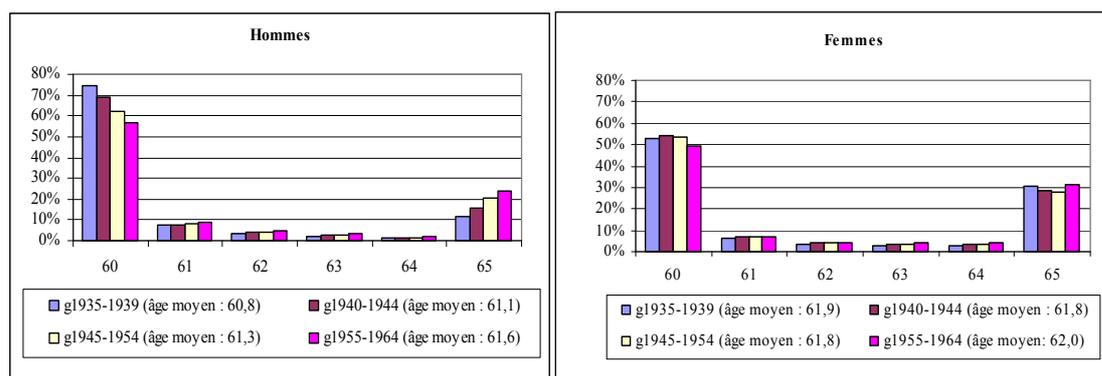
**Figure 5. Distribution et âge moyen de liquidation selon les générations**



Source : Modèle de microsimulation ARTÉMIS.

Chez les hommes, l'âge moyen de départ à la retraite passe de 61,1 ans pour les générations 1935 à 1939 à 61,6 ans pour les générations 1955 à 1964, soit une augmentation de 0,5 an (figure 6). Les hommes ayant en général des carrières longues, près de 70 % d'entre eux partent actuellement à la retraite dès 60 ans. Toutefois, pour les générations nées après 1950, les carrières très longues tendent à disparaître et la durée requise pour obtenir le taux plein augmentant, il s'ensuit que la part des personnes prenant leur retraite au taux plein à 60 ans diminue très fortement, et que les départs se reportent vers 65 ans, âge auquel le taux plein est systématiquement attribué.

**Figure 6. Distribution et âge moyen de liquidation selon les générations, par sexe**



Source : Modèle de microsimulation ARTÉMIS.

La distribution des âges de liquidation des hommes tend à se rapprocher de celle des femmes. Le comportement de départ des hommes se modifie suite à la réforme de 1993 en complément de l'effet de la réduction des carrières longues (tableau 6). Le comportement des femmes ne semble en apparence que peu affecté par la réforme. Cependant, la constance de la part des départs à 65 ans est un résultat légèrement surprenant dans la mesure où on pencherait plutôt pour une diminution des départs à cet âge compte tenu de l'amélioration des carrières féminines. Il est possible que ce phénomène soit le résultat des effets de la réforme de 1993 qui viendraient contrebalancer les effets de carrière pour les femmes.

### 3. Impact des réformes

Le premier scénario revient à étudier *ex post* les conséquences de la réforme de 1993 par un retour aux conditions précédant cette réforme. La simulation implique ainsi un calcul de la retraite sur les 10 meilleures années de salaire et l'attribution d'une retraite au taux plein dès 37,5 ans de durée de carrière (150 trimestres). Par le biais du deuxième scénario, nous cherchons à analyser les effets de deux principaux aspects de la réforme de 2003 sur les conditions d'obtention de la retraite de base du régime général, à savoir l'allongement de la durée requise pour un départ en retraite au taux plein et l'allongement de la durée de proratisation. Les résultats sont donnés en écart au scénario de référence, donc la mesure des effets de la réforme de 1993 est en positif et ceux de la réforme de 2003 en négatif par rapport à ce scénario.

### 3.1. Effets d'un retour aux conditions antérieures à la réforme de 1993

Dans cette variante, nous cherchons à étudier les effets d'un retour aux règles de calcul des retraites du régime général en vigueur avant la réforme de 1993. Par rapport au scénario de référence, les modalités de calcul de la pension que nous retenons sont les suivantes :

- un calcul du salaire moyen de référence sur les 10 meilleures années, au lieu du passage des 10 au 25 meilleures années à raison d'un an par génération à partir de la génération 1934, prévu par la réforme de 1993,
- et une durée nécessaire pour l'acquisition du taux plein fixée à 150 trimestres d'assurance (37,5 années) au lieu de l'augmentation progressive du nombre de trimestres à 160 trimestres au rythme d'1 trimestre par génération entre 1994 et 2004.

Nous procédons à la comparaison des comportements de liquidation et du niveau total des pensions des futurs retraités, avec et en l'absence de réforme. L'impact de l'allongement de la durée d'assurance sur les comportements de départ en retraite est étroitement lié à la distribution des durées validées au sein de la population des salariés du secteur privé. La retraite de base des salariés du secteur privé dépend de trois paramètres: l'âge de départ en retraite, le salaire annuel moyen de référence pour le calcul de la pension et la durée de cotisation au régime général et tous régimes confondus.

Les effets des réformes successives, intervenues depuis le début des années 90, sur la situation respective des hommes et des femmes sont sans doute très différents. Nous allons voir que les femmes caractérisées par des carrières plus courtes que celles des hommes sont les plus touchées par les effets de la réforme de 1993.

#### 3.1.1 Evolution de l'âge de la retraite

Un retour aux règles antérieures à la réforme de 1993, entraîne une avancée de l'âge moyen de liquidation (tableau 7). L'effet de la réforme pour le dernier groupe de générations 1965-1970 n'est donné qu'à titre illustratif, car tous les départs ne se sont pas encore produits en 2030. Si l'on s'intéresse aux autres groupes de générations, le décalage de l'âge de départ en retraite est de 0,4 année en moyenne pour le groupe de générations 1955-1964. Le départ à la retraite a lieu ainsi à 61,2 ans en moyenne contre 61,6 ans dans le scénario de référence. La proportion des personnes touchées par la réforme qui ajournent leur départ en retraite s'élève à 29 % et le décalage de l'âge de départ est alors estimé à 1,4 année.

**Tableau 7. Modification des comportements de départ en retraite et âge moyen à la liquidation avant réforme 1993– en écart au scénario de référence**

Génération	Ensemble			Hommes			Femmes		
	Total	Individus concernés par un décalage		Total	Individus concernés par un décalage		Total	Individus concernés par un décalage	
		Décalage moyen	%		Décalage (en années)	Décalage moyen		%	Décalage (en années)
g35a39	-0,1	13%	-0,9	-0,1	12%	-1,1	-0,1	15%	-0,7
g40a44	-0,3	20%	-1,5	-0,3	20%	-1,8	-0,3	20%	-1,2
g45a54	-0,3	25%	-1,4	-0,4	25%	-1,7	-0,3	25%	-1,1
g55a64	-0,4	29%	-1,4	-0,5	29%	-1,8	-0,3	29%	-1,1
g65a70 (*)	-0,3	23%	-1,3	-0,3	24%	-1,5	-0,3	22%	-1,2

(\*) Seulement pour les départs en retraite effectués jusqu'en 2030.

Source : Modèle de microsimulation ARTÉMIS.

La suppression de la réforme a un impact beaucoup plus important sur les générations les plus jeunes, car le calendrier d'entrée en vigueur de la réforme de 1993 est progressif. De plus, ces générations sont caractérisées par des carrières plus courtes en moyenne du fait de leur entrée plus tardive sur le marché du travail, et sont donc plus fréquemment touchées par l'allongement de la durée nécessaire pour avoir le taux plein. Comme attendu, on assiste à une montée en régime des effets de la réforme de 1993, en ce qui concerne à la fois la proportion d'individus qui changent de comportement de départ à la retraite suite à la réforme et le décalage moyen de l'âge de départ à la retraite : pour la génération 1935-1939, 13 % des individus sont touchés avec un recul de l'âge de départ de 0,9 année en moyenne ; pour la génération 1945-1954, 25 % des individus sont concernés avec un décalage moyen de 1,4 année.

Il existe une différence selon les sexes. La réforme de 1993 a eu plus d'impact sur la situation des hommes. La proportion d'hommes dont l'âge de départ en retraite change suite à la réforme est quasi-similaire à celle des femmes, mais le décalage moyen est plus fort. Ainsi, pour la génération 1955-1964, le décalage est de 1,8 année pour les hommes contre seulement 1,1 an de décalage pour les femmes.

### 3.1.2 Evolution de la pension moyenne à la liquidation

Le tableau 8 illustre l'effet de la réforme de 1993 sur la pension moyenne à la liquidation selon les générations. Les générations 1955 à 1964 subissent une diminution de leur pension liée à la réforme de 21 %. Comme pour les effets sur l'âge de départ et sur la proportion d'individus concernés, il y a une montée en régime en terme de pension moyenne à la liquidation. L'écart par rapport au scénario de référence n'est que de 4 % pour la génération 1935-1939 et de 18 % pour la génération 1945-1954.

Chez les hommes, la pension moyenne à la liquidation augmente par rapport au scénario de référence (conditions après réforme de 1993 mais avant réforme de 2003) d'environ 10 % en moyenne pour les générations 1940-1944 et de 18 % et 21 % environ pour les générations 1945-1954 et 1955-1964. Les femmes subissent le même niveau de perte moyenne. Ainsi, les jeunes générations subissent de plein fouet les effets de la réforme de 1993.

**Tableau 8. Pension moyenne à la liquidation par groupes de générations (ensemble de la population) avant réforme 1993– en écart relatif au scénario de référence**

Génération	Ensemble	Hommes	Femmes
1935-1939	+ 4%	+ 4%	+ 4%
1940-1944	+ 9%	+ 10%	+ 9%
1945-1954	+ 18%	+ 18%	+ 17%
1955-1964	+ 21%	+ 21%	+ 21%
1965-1970 (*)	+ 24%	+ 23%	+ 28%

(\*) Seulement pour les départs en retraite effectués jusqu'en 2030.

Note de lecture : La pension moyenne sans réforme de 1993 aurait été supérieure de 4% à celle après réforme pour l'ensemble des retraités de la génération 1935-1939.

Source : Modèle de microsimulation ARTÉMIS.

Par contre, si on ne s'intéresse qu'aux individus qui subissent une perte de pension suite à la réforme, il existe aussi une montée en régime des effets et on observe que les femmes sont

moins nombreuses à être affectées par la réforme, mais elles perdent plus que les hommes selon le modèle (tableau 9).

**Tableau 9. Nombre de personnes concernées et différentiel de pension avant réforme 1993—en écart relatif au scénario de référence**

Génération	% individus affectés par la réforme			Différentiel de pension		
	Ensemble	Hommes	Femmes	Ensemble	Hommes	Femmes
1935-1939	77%	84%	68%	5%	5%	5%
1940-1944	81%	91%	71%	10%	10%	11%
1945-1954	88%	96%	80%	19%	18%	20%
1955-1964	91%	99%	84%	22%	21%	24%
1965-1970 (*)	95%	100%	89%	24%	23%	26%

(\*) Seulement pour les départs en retraite effectués jusqu'en 2030.

Note de lecture : La pension moyenne sans réforme de 1993 pour les individus dont le niveau de pension change, aurait été supérieure de 5% à la pension moyenne obtenue après réforme de 1993 pour le groupe de retraités des générations 1935 à 1939 chez les hommes.

Source : Modèle de microsimulation ARTÉMIS.

En effet, en terme de pension pour la génération 1935-1939, 84 % des hommes sont affectés alors que cette proportion n'est que de 68 % pour les femmes. Pour la génération 1955-1964, ces deux proportions sont respectivement de 99 % pour les hommes et 84 % pour les femmes. Mais la perte de pension pour ces dernières est plus importante ; par exemple, pour la génération 1955-1964, la perte de pension parmi les femmes concernées est de 24 %, contre 21 % pour les hommes.

On peut penser que les femmes sont moins nombreuses à subir une perte de leur pension de retraite, soit en raison du fait que leur carrière reste trop faible par rapport au nombre d'années prises en compte dans le calcul de la pension (10 années ou moins), soit parce que leur pension de retraite devra de toute façon être relevée au niveau du minimum de pension. Par contre, leur perte de pension est plus importante, car la prise en compte d'un plus grand nombre d'années pour le calcul du salaire de base les pénalise.

### 3.2. Effets de la réforme de 2003

L'objet de cette sous-section est la mesure des effets de deux réformes paramétriques introduites par la nouvelle réforme de 2003, à savoir le prolongement de l'augmentation de la durée nécessaire pour obtenir le taux plein et de l'augmentation de la durée de proratisation. Au régime général, la durée nécessaire pour le taux plein n'est pas augmentée avant 2009, pour des raisons d'équité entre les régimes, car un alignement préalable doit être réalisé dans la fonction publique d'ici 2008. L'augmentation au-delà de 2008, est fondée sur le principe d'un allongement qui vise à partager les gains d'espérance de vie entre vie active et retraite. La réforme sera ensuite prolongée de manière à maintenir constant le rapport entre durée de vie active et durée de retraite.

Dans ce qui suit, la hausse programmée s'interrompt en 2020 dans les conditions actuellement fixées. Au-delà de cette date, il a été décidé que les augmentations continueront à être décidées en fonction de l'évolution de l'espérance de vie à 60 ans, mais les modalités n'en ont pas encore été précisées.

Les deux mesures retenues sont les suivantes (tableau 10) :

- *La poursuite de l'allongement de la durée d'assurance nécessaire pour obtenir le taux plein avant 65 ans (âge où il est automatiquement attribué).* La durée requise pour l'acquisition du taux plein augmente de 40 années en 2008 à 41 années en 2012, au rythme d'un trimestre tous les ans, soit de 160 à 164 trimestres, au rythme d'un trimestre supplémentaire par génération de 1949 à 1952 ; puis de 41 années en 2012 à 41 ans  $\frac{3}{4}$  en 2020.
- *L'allongement de la durée de proratisation dans le calcul de la pension en ligne avec l'allongement de la durée « taux plein ».* La durée de proratisation passe de 150 à 164 trimestres entre 2003 et 2008, à raison de deux trimestres supplémentaires par génération de 1944 à 1948 (avec un palier de fin de mesure en 2008<sup>9</sup>), puis elle augmente au même rythme que la durée « taux plein » au-delà de 2008.

**Tableau 10. Calendrier des mesures de la réforme 2003**

En trimestres	Année	Référence :		Réforme 2003	
		Après 1993 mais avant 2003		Durée pour avoir le taux plein	Durée pour la proratisation du salaire
Génération		Durée pour avoir le taux plein	Durée pour la proratisation du salaire	Durée pour avoir le taux plein	Durée pour la proratisation du salaire
<=1943	2003	160	150	160	150
1944	2004	160	150	160	<b>152</b>
1945	2005	160	150	160	<b>154</b>
1946	2006	160	150	160	<b>156</b>
1947	2007	160	150	160	<b>158</b>
1948 et avant	2008	160	150	160	<b>160</b>
1949	2009	160	150	<b>161</b>	<b>161</b>
1950	2010	160	150	<b>162</b>	<b>162</b>
1951	2011	160	150	<b>163</b>	<b>163</b>
1952-1954	2012-2014	160	150	<b>164</b>	<b>164</b>
1955-1956	2015-2016	160	150	<b>165</b>	<b>165</b>
1957-1959	2017-2019	160	150	<b>166</b>	<b>166</b>
>=1960	2020	160	150	<b>167</b>	<b>167</b>

Source : Barèmes CNAV.

La mesure de l'impact de ces deux mesures de la réforme 2003 doit toutefois être considérée avec précaution, car elle comporte un certain nombre de limites. Les effets de la réforme pourraient être moindres, pour plusieurs raisons. L'évaluation est ici faite en l'absence de prise en compte de la décote/surcote introduite par la réforme de 2003. L'anticipation des changements de comportements individuels en raison de l'assouplissement de la décote et la création d'une surcote est difficile à anticiper, tant qu'on ne dispose pas de données observées autres que celles relevées dans les conditions du départ au taux plein. Les polypensionnés sont pris en compte sans leur appliquer le nouveau mode de calcul de leur droit instauré par la réforme. Il est désormais difficile d'évaluer les droits, du fait des mesures prises par la nouvelle réforme. L'absence de prise en compte du nouveau dispositif du minimum contributif (dont nous disposons des éléments d'évaluation, à

<sup>9</sup> Nous ne traitons pas du cas particulier de l'année 2008, où la durée requise pour avoir le taux plein et le taux d'annuité de la pension passeraient à 160, pour toutes les générations, y compris celles antérieures à 1948.

condition de procéder à quelques aménagements spécifiques du modèle), induit sans doute une sous-estimation du montant des pensions versées. Celui-ci est destiné à relever le niveau de ce minimum à 85 % du SMIC net en 2008 (retraites complémentaires comprises). Enfin, comme dans le cas de la réforme de 1993, nous ne prenons pas en considération les effets de la mortalité différentielle (en fonction de la catégorie de pensionnés), qui induirait une sous-estimation des pensions qu'il convient de garder à l'esprit.

### 3.2.1 Evolution de l'âge de la retraite

Le tableau 11 illustre la manière dont les différentes générations seront affectées par la réforme sur la durée d'assurance pour avoir le taux plein, en terme de report du départ à la retraite en écart au scénario de référence. Nous comparons ainsi les comportements de liquidation avec et sans réforme. La génération 1935-1939 n'étant pas concernée par la réforme de 2003 alors qu'elle l'était par la réforme de 1993, nous ne la retenons donc pas dans les tableaux suivants.

**Tableau 11. Modification des comportements de départ en retraite et âge moyen à la liquidation après réforme 2003– en écart au scénario de référence**

Génération	Ensemble			Hommes			Femmes		
	Total	Individus concernés par un décalage		Total	Individus concernés par un décalage		Total	Individus concernés par un décalage	
	Décalage moyen	%	Décalage (en années)	Décalage moyen	%	Décalage (en années)	Décalage moyen	%	Décalage (en années)
g40a44	0,0	0%	0,1	0,0	0%	0,1	0,0	0%	0,0
g45a54	0,1	10%	0,8	0,1	11%	0,9	0,1	8%	0,8
g55a64	0,4	25%	1,5	0,5	29%	1,6	0,3	22%	1,3
g65a70 (*)	0,3	23%	1,4	0,4	26%	1,4	0,3	20%	1,3

(\*) Départs observés jusqu'en 2030.

*Note de lecture* : L'âge moyen de départ à la retraite après réforme 2003 est supérieur de 0,1 an pour les retraités des générations 1945 à 1954 chez les hommes ; et si on ne s'intéresse qu'aux individus concernés par un décalage, le report est de 0,9.

*Source* : Modèle de microsimulation ARTÉMIS.

Comme pour la réforme de 1993, il y a une montée en régime progressive de la réforme de 2003, les générations les plus récentes sont les plus concernées. En effet, quasiment aucun individu n'est concerné par un décalage de son départ à la retraite pour la génération 1940-1944 (décalage 0,1 an) alors que 25 % (décalage 1,5 an) de la génération 1955-1964 le sont.

La réforme de 2003 entraîne pour les personnes concernées, un report du départ en retraite de 1,3 an pour les femmes et de 1,6 an pour les hommes des générations 1955 à 1964. Sur l'ensemble, cela se traduit par un âge moyen à la retraite qui augmente faiblement. Le décalage est de 5 mois pour les générations 1955 à 1964. Contrairement à l'effet du retour aux conditions antérieures à la réforme de 1993 (tableau 6), les hommes sont plus concernés que les femmes par la réforme 2003. En effet pour les générations 1955-54, 29 % des hommes sont concernés alors que seulement 22 % des femmes le sont. Toutefois, comme pour la réforme de 1993, il existe aussi un décalage plus important pour les hommes (1,6 an) que pour les femmes (1,3 an). Cependant, la différence de décalage entre les hommes et les femmes est moins forte avec la réforme 2003. Il existe un décalage de 0,7 an entre les hommes et les

femmes pour la génération 1955-1964 avec la réforme de 1993, alors qu'il n'est que de 0,3 an pour cette même génération avec la réforme 2003.

La progression des carrières féminines et des majorations de durée d'assurance pour enfants dont elles peuvent bénéficier peut expliquer le fait qu'elles soient moins affectées par la réforme.

### 3.2.2 Evolution de la pension moyenne

Le tableau 12 illustre l'effet de la réforme 2003 sur la pension moyenne à la liquidation selon les générations. La réforme de 2003 induit une réduction de la pension moyenne de l'ordre de 7 % par rapport au scénario de référence pour les générations 1955 à 1964. La réforme de 2003 accentue donc l'effet de la réforme de 1993 qui s'élevait à 21 % pour ces mêmes générations. De même, comme pour la précédente réforme, la réforme de 2003 n'a pas d'effet distinct selon les sexes en ce qui concerne la pension moyenne à la liquidation (voir tableau 7).

**Tableau 12. Pension moyenne à la liquidation par groupe de générations (en écart au scénario de référence)**

Génération	Ensemble	Hommes	Femmes
1940-1944	0%	0%	0%
1945-1954	-5%	-4%	-5%
1955-1964	-7%	-7%	-7%
1965-1970 (*)	-10%	-9%	-11%

(\*) Seulement pour les départs en retraite effectués jusqu'en 2030.

*Note de lecture:* Chez les hommes du groupe de retraités des générations 1945 à 1954, la pension moyenne après réforme de 2003 est inférieure de 4% à la pension moyenne avant réforme.

*Source :* Modèle de microsimulation ARTÉMIS.

On constate aussi une montée en régime très rapide de cette réforme selon les générations. Ainsi, seulement 15 % des individus de la génération 1940-1944 sont affectés par la réforme (tableau 13), alors que cette proportion monte à 85 % pour la génération suivante (1945-1954) et 92 % pour la génération 1955-1964. Ceci est tout à fait logique car la réforme de 2003 n'affecte que les individus de la génération 1944.

**Tableau 13. Nombre de personnes concernées et différentiel de pension (en écart relatif au scénario de référence)**

Génération	% individus affectés par la réforme			Différentiel de pension		
	Ensemble	Hommes	Femmes	Ensemble	Hommes	Femmes
1940-1944	15%	14%	17%	-1%	-1%	-1%
1945-1954	85%	86%	84%	-5%	-5%	-5%
1955-1964	92%	91%	93%	-7%	-7%	-7%
1965-1970 (*)	97%	99%	96%	-7%	-7%	-8%

(\*) Seulement pour les départs en retraite effectués jusqu'en 2030.

*Source :* Modèle de microsimulation ARTÉMIS.

### 3.2.3 Décomposition des effets des différentes mesures de la réforme 2003

Au vu du tableau 14, l'allongement de la durée d'assurance pour l'acquisition du taux plein n'a pas d'effet sur la pension moyenne mais touche fortement le nombre de retraités qui se réduit de 2 % soit de près de 356 700 retraités en 2030 par rapport au scénario de référence.

La réforme de la durée de proratisation a, au contraire, un impact marqué sur la pension moyenne, elle entraîne une réduction de la pension moyenne de - 6 % par rapport à la situation de référence. Cette réforme a un impact aussi important pour les femmes que pour les hommes.

**Tableau 14. Décomposition de l'effet des différentes mesures de la réforme 2003 sur le nombre de retraités et la pension moyenne en 2030 (en écart absolu au scénario de référence (et en termes relatifs (%))**

Mesures Effets de l'allongement de... sur	Ensemble		Hommes		Femmes	
	Nombre de retraités	Pension moyenne	Nombre de retraités	Pension moyenne	Nombre de retraités	Pension moyenne
<b>1) Durée proratisation</b>	-1 360 (0%)	-411 (-6%)	-1360 (0 %)	-482 (-6%)	0 (0%)	-354 (-6%)
<b>2) Durée taux plein</b>	-356 700 (-2 %)	-30 (0%)	-217 540 (-3 %)	-35 (0%)	-139 160 (-1%)	-13 (0%)
<b>3) Durée taux plein + Proratisation</b>	-357 400 (-2%)	-430 (-7%)	-217 780 (-3 %)	-509 (-7%)	-139 620 (-1%)	-355 (-6%)

*Note de lecture* : Suite à la réforme 2003, l'allongement de la durée sur le taux plein implique 356 700 retraités en moins et celui de la durée de proratisation une pension moyenne inférieure de 411 euros en 2030.

*Source* : Modèle de microsimulation ARTÉMIS.

Dès lors, la réforme sur l'allongement de la durée nécessaire à l'acquisition du taux plein modifie le nombre de retraités et pas la pension moyenne, alors que l'allongement de la durée de proratisation touche la pension moyenne et pas le nombre de retraités. L'effet de la combinaison de ces deux modalités de la réforme 2003, retranscrit dans le tableau 14, se traduit comme la somme des effets des deux mesures prises séparément. En effet, on constate d'après le modèle, une diminution de la pension moyenne de -7 % et un effet sur le nombre de retraités de -2 % en termes relatifs à l'horizon 2030.

L'analyse de l'évolution des droits à la retraite selon les sexes montre que les réformes de 1993 et de 2003 auraient un impact plus important pour les femmes que pour les hommes. Ainsi, les hommes sont plus nombreux à être touchés par la réforme de 1993 que les femmes (si on se réfère à la proportion d'individus qui ajournent leur retraite). Mais les femmes subissent une diminution plus importante de leur pension moyenne. Au contraire, la réforme de 2003 aurait un impact relativement proche sur les pensions moyennes des deux sexes, selon le modèle. Ces résultats par sexe seront précisés dans une étude spécifique ultérieure.

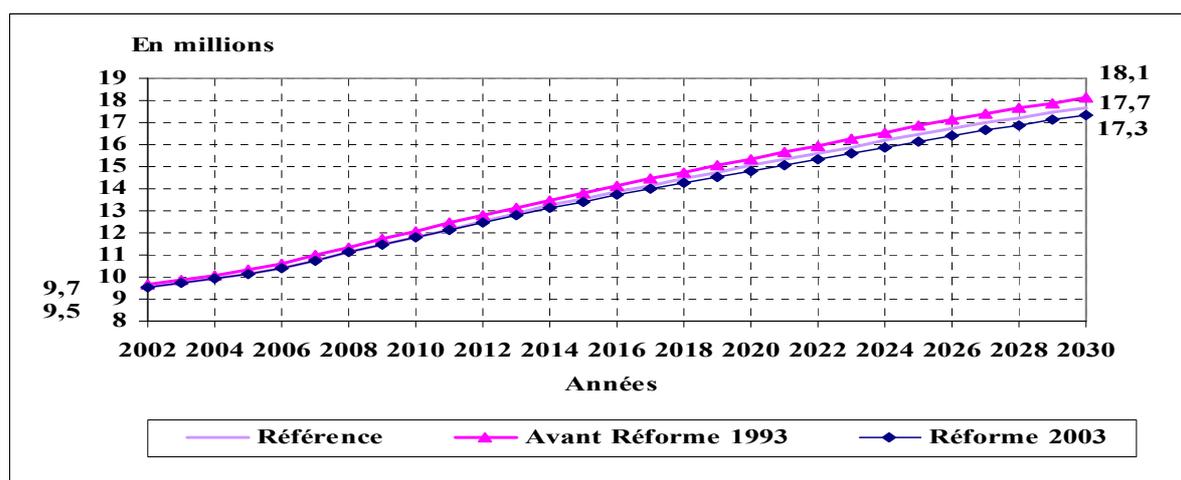
### 3.3 Impact macroéconomique des réformes

Les réformes des retraites de 1993 puis de 2003 ont pour objet de réduire les dépenses en prestations, de façon à assurer l'équilibre financier du régime général sur le long terme. Pour cela, elles jouent principalement sur deux paramètres : l'âge de départ en retraite (*via*

l'augmentation de la durée pour l'acquisition du taux plein) et la réduction du taux de remplacement (*via* l'allongement de la durée de proratisation pour le calcul de la pension).

La réforme de 1993 fait baisser le nombre de retraités de 2 %, il passe à 17,7 millions au lieu de 18,1 millions à l'horizon 2030, et la réforme de 2003 réduit le nombre de retraités d'environ 400 000 retraités de plus, soit de 2 % supplémentaires (figure 7).

**Figure 7. Nombre de retraités– comparaison des 3 scénarios**



N.B.: La différence entre les deux points à l'origine (9,7 et 9,5) s'explique par les premiers effets de la réforme de 1993.

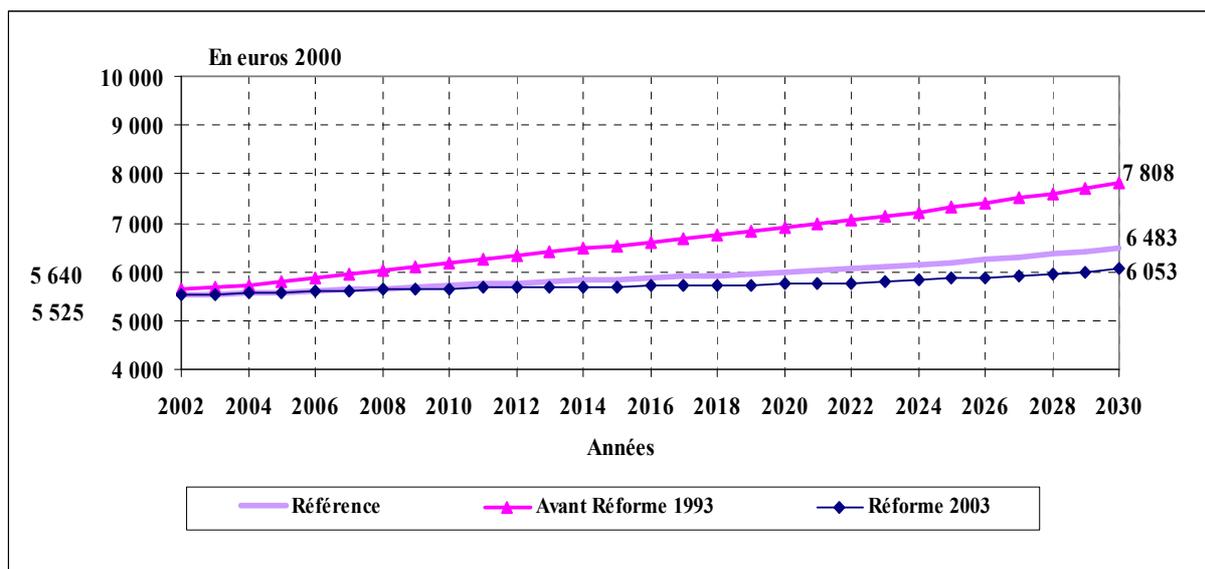
Source : Modèle de microsimulation ARTÉMIS.

Toutefois cet impact est relativement modéré. En effet, la progression entre 2003 et 2030 du nombre de retraités est de 82 %. Cette progression est de 86,6 % avant la réforme de 1993, et de 86,3 % après cette réforme. Cet effet sur le stock de retraités provient de l'allongement de la durée nécessaire pour avoir le taux plein qui contraint un certain nombre d'actifs à reporter leur départ en retraite pour atteindre la durée d'assurance requise. Ce prolongement d'activité se traduit par un nombre supérieur d'actifs à une date donnée, et par conséquent un nombre de retraités qui diminue.

La pension moyenne se réduit de – 750 euros par an, soit une diminution de – 22 % en termes relatifs (figure 8). Ainsi, selon les simulations, c'est la pension moyenne qui semble la plus affectée par la réforme.

Ces réformes ont surtout un impact marqué sur le niveau des pensions (figure 8). Avant 1993, le niveau de pension, en 2030 aurait dû être de 7 808 euros en moyenne, en termes réels. La pension moyenne établie lors du scénario de référence n'est plus que de 6 483 euros, et après la réforme de 2003, elle est de 6 053 euros selon le modèle. La pension moyenne aurait donc du augmenter de 38 % avant 1993, cette progression n'est plus que de 17 % dans le scénario de référence et plus que de 9 % après 2003. Cela signifie que le taux de croissance annuel des pensions est de 1,3 % avant 1993, de 0,6 % après 1993 et de 0,3 % après 2003. Ces taux de croissance sont à comparer aux taux de croissance du salaire moyen réel retenu dans le modèle (voir tableau 1). Ce qui sous-entend que la situation relative du retraité moyen va se dégrader. Comme nous venons de le montrer, c'est la réforme de 1993 qui a eu le plus fort impact.

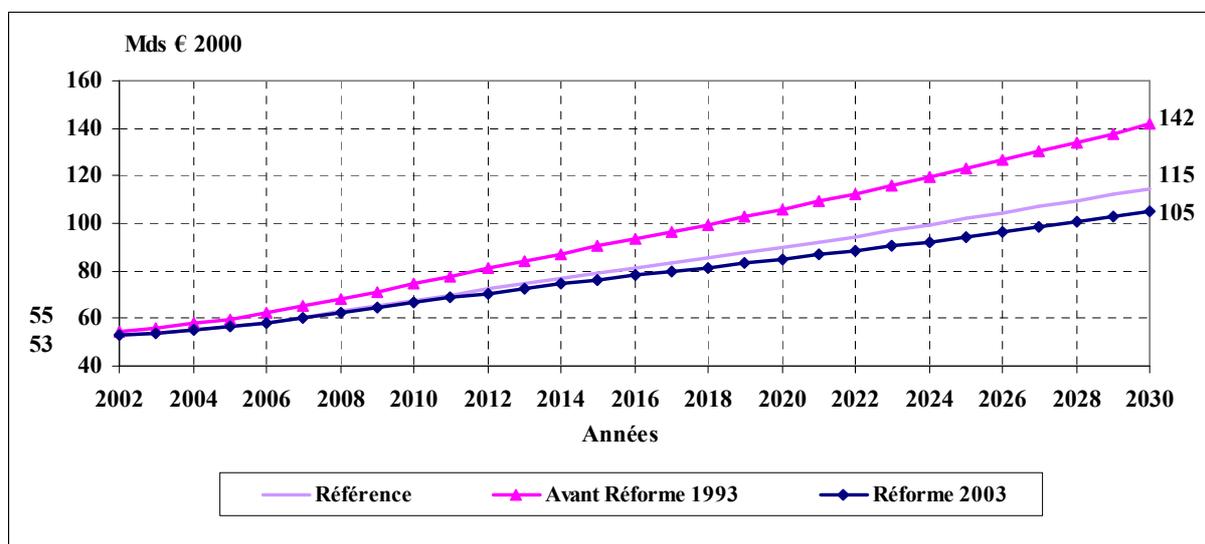
**Figure 8. Pension moyenne (en euros 2000) – comparaison des 3 scénarios**



Source : Modèle de microsimulation ARTÉMIS.

Les figures 9 et 10 montrent l'impact en masse et par rapport au PIB de chacune des deux réformes. La figure 9 représente l'évolution des dépenses en droit direct dans chacun des trois scénarios étudiés. La mise en parallèle des différents scénarios montre que la réforme de 1993 a eu les répercussions les plus importantes sur les dépenses du régime général. Les effets de la réforme de 2003 sont plus réduits, selon le modèle.

**Figure 9. Dépenses en prestations (droits directs) – comparaison des 3 scénarios**



Source : Modèle de microsimulation ARTÉMIS.

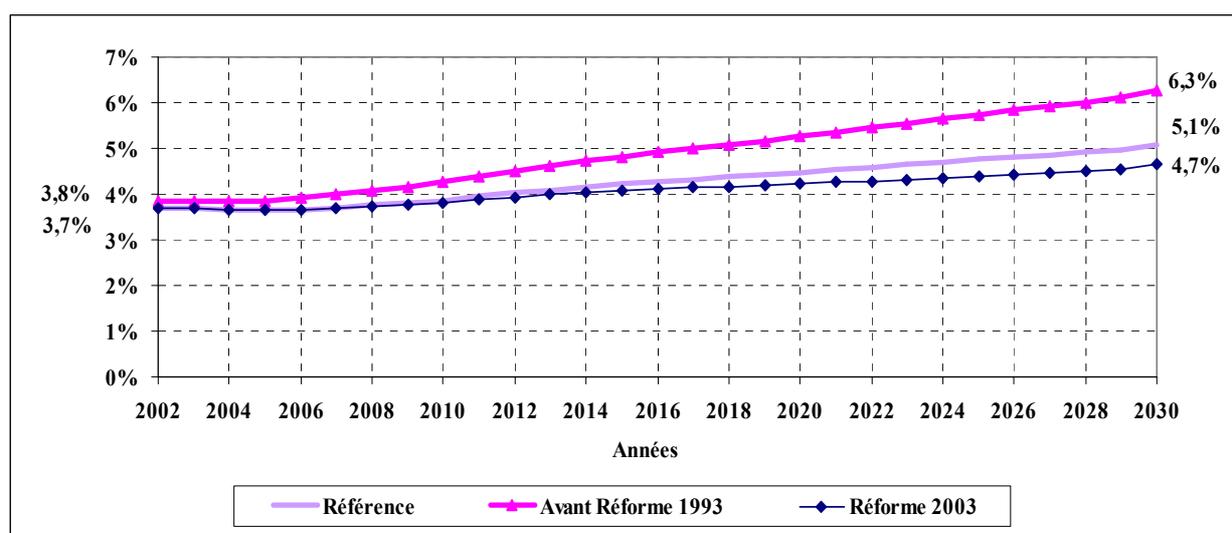
En effet, dans le scénario de référence, les dépenses en prestation augmentent de 54 milliards d'euros en 2002 à 115 milliards d'euros en 2030. Si les conditions préalables à la réforme de 1993 avaient été maintenues, la dépense en pensions de droits directs pour le régime général est estimée à 142 milliards d'euros. Le gain financier lié à la réforme de 1993 s'élèverait donc à 27 milliards d'euros selon le modèle, soit une économie en termes relatifs

de 23 % en 2030 par rapport au scénario de référence. Nous avons vu que l'impact de l'allongement de la durée d'assurance, faible en début de période, devrait s'accroître en raison de l'augmentation de l'âge de fin d'études des générations les plus jeunes qui décalent d'autant leur entrée dans la vie active. L'allongement de la durée de cotisation et de proratisation induits par la réforme de 2003 entraînent une dépense de 105 milliards d'euros, soit une dépense totale inférieure de près de 10 milliards d'euros en écart au scénario de référence, soit une économie estimée à -9 % en termes relatifs.

L'analyse de l'impact des deux paramètres de la réforme 2003 pris séparément (voir tableau 14) montre que ce serait plutôt la réforme sur la durée de proratisation de la pension (qui a un effet sur la pension moyenne) que la réforme sur la durée d'obtention du taux plein (qui a un effet sur le nombre de retraités) qui aurait l'impact le plus important sur les dépenses futures du régime général.

La Figure 10 montre que les dépenses de retraite sont plutôt contenues suite aux deux réformes. En effet, la proportion des pensions versées dans le PIB représentait 6,3 % en 2030, en l'absence de réforme. La réforme de 1993 fait gagner 1,2 point de PIB en 2030, et la réforme de 2003 fait gagner encore 0,4 point de PIB.

**Figure 10. Dépenses en % du PIB**



Source : Modèle de microsimulation ARTÉMIS.

Au vu de ces résultats, ces réformes semblent avoir atteint leur but. Mais, cela se fait surtout au détriment du niveau moyen des retraites alors que le nombre de retraités ne cesse d'augmenter.

#### 4. Conclusion et voies de recherche

Le modèle de microsimulation des retraites du régime général ARTÉMIS est un nouvel instrument de projection qui vient enrichir l'éventail des projections réalisées au niveau macroéconomique par la Cnav. Cet outil permet l'évaluation de l'impact de réformes tant au niveau général qu'individuel. Les simulations calées sur les statistiques de la Cnav sont

construites de manière à pouvoir être interprétées aussi bien en terme de masse qu'en terme de distribution.

Ce modèle s'applique directement aux bases de cotisants et de retraités du régime général. Il intègre les changements individuels de régime (régime général/autres régimes), et sa logique de construction repose sur le principe d'être le plus représentatif possible des règles institutionnelles propres au régime général ainsi que de la diversité des droits versés par ce régime.

Un tel modèle permet la mise en évidence de l'ampleur des déséquilibres futurs du régime de retraite des salariés du secteur privé à législation inchangée. Grâce à la flexibilité du modèle, il est relativement aisé de simuler l'impact de variantes sur les différents paramètres et d'introduire de nouveaux éléments dans la spécification du modèle et dans ses sorties. Nous disposons des éléments qui nous permettent d'envisager la réalisation d'évaluations plus précises de l'impact du nouveau minimum contributif, des départs anticipés.... Enfin, nous envisageons une modélisation des comportements de départ en retraite afin de mesurer les effets des changements de comportements des individus induits par l'assouplissement de la décote et l'introduction de la surcote.

Plus généralement, la réponse du marché du travail aux choix retenus pour gérer les retraites est un domaine dans lequel les incertitudes dominent (Blanchet, 2003). Les exercices sur données macroéconomiques plaident pour une plus grande attention à certains de ces mécanismes macroéconomiques. L'aspect interaction entre évolution démographique, gestion du système de retraite et évolution du marché du travail appelle un certain approfondissement.

## Références bibliographiques

Bardaji J., Sédillot B. et Walraet E. (2002), *Evaluation de trois réformes du Régime général d'assurance vieillesse à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE*, Document de travail, n° G 2002/07, Direction des Etudes et Synthèses Economiques, Insee, 38 p.

Blanchet D. (2003), « Modéliser l'avenir des retraites dans un cadre macroéconomique bouclé : quelques mécanismes de base », *Retraite et société*, n° 40, oct., pp. 132-155.

Blanchet D. et Pelé L.P. (1999), « Social Security and Retirement in France », In *Social Security and Retirement around the world*, NBER, New York.

Bonnet C. et Colin C. (2000), « Vers une réduction des disparités hommes-femmes ? », *Retraite et Société*, n° 32, pp. 48-61.

Brutel C. et Omalek L. (2003) Projections démographiques pour la France, ses régions et ses départements (horizon 2030/2050), Insee Résultats n° 16 soc, août 2003, 40 p+CD-ROM.

Conseil d'orientation des retraites (2002), *Retraites : renouveler le contrat social entre les générations. Orientations et débats*, La Documentation française, 400 p.

Dayan J.-L. , Echardour A. et Glaude M. (1995), « La vie professionnelle des immigrés – les marques de l'histoire », *Insee Première*, n° 369, mars.

Debrand T. et Privat A.G. (2004), « salaires individuels et évolutions macroéconomiques en France », *Revue de l'Ofce*, n° 89, avril, pp. 271-301.

Debrand T., Pennec S. et Privat A.G. (2003), « Un modèle de microsimulation pour la projection des retraites du secteur privé », *Economie et prévision* (à paraître).

Desplanques G. (1993), *L'inégalité sociale devant la mort*, in Insee (éd.), *La société française. Données sociales*, pp. 251-258.

Glénat M. (2003), « Tables de mortalité du régime général 1998-1999 », *Retraite et Société*, n° 40, oct., pp. 192-201.

Pelé L.P., Ralle P. (1997), *Âge de la retraite : les aspects incitatifs du régime général*, Document de travail, n° G 9718, Insee, 42 p.

Pennec S. et Privat AG (2003), « Retraites des salariés du secteur privé en France : un modèle de microsimulation », *Retraite et Société*, n° 40, oct., pp. 72-101.

Tourne M. (2002), « Les projections du régime général vieillesse à l'horizon 2040 », *Retraite et Société*, n° 35, janv., pp. 178-185.