

## LES EFFETS DES RÉFORMES DES RETRAITES SUR LES INÉGALITÉS DE GENRE EN FRANCE

[Carole Bonnet](#), [Sophie Buffeteau](#), [Pascal Godefroy](#)

Ined Éditions | « [Population](#) »

2006/1 Vol. 61 | pages 45 à 75

ISSN 0032-4663

DOI 10.3917/popu.601.0045

Article disponible en ligne à l'adresse :

-----  
<https://www.cairn.info/revue-population-2006-1-page-45.htm>  
-----

Distribution électronique Cairn.info pour Ined Éditions.

© Ined Éditions. Tous droits réservés pour tous pays.



# Les effets des réformes des retraites sur les inégalités de genre en France

Carole BONNET\*,  
Sophie BUFFETEAU\*\* et Pascal GODEFROY\*\*

*Les fortes différences dans les montants des pensions que perçoivent les hommes et les femmes à leur départ en retraite traduisent de façon synthétique les inégalités de déroulement des carrières professionnelles en fonction du sexe. Les études prévoient cependant une tendance au resserrement des écarts dans les décennies à venir. S'appuyant sur une microsimulation dynamique effectuée sur les pensions du secteur privé, Carole BONNET, Sophie BUFFETEAU et Pascal GODEFROY étudient les effets des réformes des retraites de 1993 et 2003 sur l'évolution des inégalités entre hommes et femmes en France. Ils montrent que ces réformes tendent à freiner la réduction des écarts des pensions en fonction du sexe. Les effets plus négatifs des réformes pour les femmes sont liés à l'allongement de 10 à 25 ans du nombre d'années prises en compte pour le calcul du salaire de référence, qui pénalise celles qui ont des carrières discontinues, et au fait qu'un certain nombre de femmes avanceraient leur âge de départ à la retraite, en raison de la réduction des pénalités financières qu'elles subissent.*

Dans la plupart des pays, les femmes perçoivent des pensions de retraite plus faibles que celles des hommes. Ainsi, leur retraite moyenne est inférieure de 37 % à celle des hommes en Espagne (*Ministerio de trabajo y asuntos sociales*, 2002), de 40 % en Grande-Bretagne (DWP, 2005) et de 37 % en Suède (*Statistics Sweden*, 2004). En France, cet écart atteint 42 %. Ces différences seraient encore plus importantes si on considérait uniquement les droits issus d'une activité professionnelle. En effet, la pension totale des femmes est aussi composée pour une part importante de

---

\* Institut national d'études démographiques.

\*\* Institut national de la statistique et des études économiques, Paris.

pensions de réversion<sup>(1)</sup>, versées en cas de décès du conjoint. Ainsi, en France, les pensions de droit direct des femmes sont inférieures de 53 % à celles des hommes (Coëffic, 2002). Dans des systèmes de retraite qui lient plus ou moins étroitement droits à pension et activité professionnelle, ces écarts reflètent les différences observées sur le marché du travail, aussi bien au niveau des taux de participation que des écarts de salaire (Ponthieux et Meurs, 2004). Des droits à la retraite plus faibles et une probabilité plus forte que les hommes de vivre seule pendant la période de retraite conduisent à un risque de pauvreté plus élevé pour les femmes (Winqvist, 2002 ; Cohen-Solal et Lelièvre, 2003). Cependant, en raison de la hausse des taux d'activité féminins et de la réduction des écarts de salaire, ainsi que de l'existence d'un certain nombre de dispositifs à caractère redistributif dont bénéficient – de droit ou de fait – davantage les femmes, les études prospectives concluent à une diminution des écarts de retraite entre hommes et femmes pour l'avenir (Levine *et al.*, 1999), même si ces derniers peuvent demeurer importants (pour la France, voir Bardaji *et al.*, 2002 ; Bonnet et Colin, 2000 ; Bonnet *et al.*, 2006).

Depuis quelques années, face aux difficultés de financement à long terme de leur système de retraite, de nombreux pays européens ont engagé des réformes (Math, 2001 ; Chagny *et al.*, 2001). Quelles que soient leurs modalités, celles-ci tendent en général à faire baisser les taux de remplacement (Chagny *et al.*, 2001 ; Palier, 2003). Malgré la position plus défavorable des femmes, le genre est quasiment inexistant dans la littérature sur les réformes de retraite, pourtant abondante (Ginn *et al.*, 2001 ; Ginn, 2003)<sup>(2)</sup>. Néanmoins, un nombre croissant de travaux sont consacrés à l'évolution des droits à la retraite respectifs des hommes et des femmes et au rôle joué par les réformes dans ces évolutions. En d'autres termes, ces travaux cherchent à déterminer dans quelle mesure les réformes pourraient avoir un impact différencié selon le sexe. Falkingham et Rake (2001) ont ainsi analysé les dispositions mises en œuvre depuis 1998 en Grande-Bretagne (DSS, 1998). Veil (2000 et 2001) a examiné les réformes allemandes de 2000 et 2001, tandis que Fultz *et al.* (2003) ont étudié les impacts différenciés selon le sexe des profondes modifications des systèmes de retraite dans les pays de l'Est.

En France, les débats qui ont entouré la récente réforme des retraites de 2003 ont mis en évidence des inquiétudes sur les droits futurs des femmes (Assemblée nationale, 2003 ; Meron et Silvera, 2004). En effet, si les écarts de pension entre hommes et femmes se réduisent au fil des générations, les évolutions sont particulièrement lentes pour les générations arrivant actuellement à l'âge de la retraite. En 2001, les femmes retraitées âgées de 65 à 69 ans ont perçu une pension totale inférieure de 45 % en moyenne à celle des hommes du même âge (Coëffic, 2002).

<sup>(1)</sup> Les principaux termes techniques sont définis dans l'annexe I.

<sup>(2)</sup> D'après Ginn *et al.* (2001, p. 1) : « [...] gender is virtually invisible in the copious literature of pension reform ».

Dans la lignée des travaux précédents, cet article traite de l'impact des réformes des retraites de base mises en œuvre en France depuis le début des années 1990 sur les inégalités entre hommes et femmes. En effet, bien qu'elles ne comportent pas de dispositif spécifique selon le sexe, elles pourraient avoir un impact différent en raison des profils de carrière caractéristiques des hommes et des femmes. L'effet des réformes des régimes complémentaires mises en œuvre en 1993-1994 et en 1996 ne sera pas abordé dans cet article. Ces dernières entraîneront une baisse du taux de remplacement pour les futurs retraités (COR, 2001), mais il ne semble pas en première approche qu'elles aient un impact différent selon le sexe. On étudie dans cet article l'impact des réformes adoptées en 1993 et 2003 pour les hommes et les femmes unipensionnés du régime général, appartenant aux générations 1965-1974, auxquelles les dispositions prévues par les réformes s'appliqueront pleinement (leur mise en œuvre étant progressive au fil des générations).

La première partie rappelle les grandes évolutions de l'activité professionnelle des femmes en France. Dans un deuxième temps, on présente la législation française sur les retraites, ainsi que les principales dispositions des deux réformes des régimes de base adoptées en 1993 et en 2003. La troisième partie est consacrée aux résultats des projections concernant l'évolution de l'écart entre, d'une part, les pensions de droit direct perçues par les hommes et les femmes et, d'autre part, leurs âges de départ à la retraite respectifs. Les simulations prospectives sont effectuées à l'aide du modèle de microsimulation dynamique Destinie (Blanchet et Chanut, 1998; Insee, 1999). Le recours à ce type de modélisation pour étudier les conséquences des politiques sociales et fiscales est nécessaire : les approches par cas-type souffrent en effet d'une absence de représentativité et si les modèles macroéconomiques permettent d'évaluer l'évolution d'agrégats moyens, leurs résultats occultent la grande diversité des situations individuelles. De plus, même si on ne s'intéresse qu'aux moyennes, la connaissance de la dispersion des situations individuelles est nécessaire lorsqu'on étudie l'impact d'une législation complexe (comme celle des systèmes de retraite) en raison des effets non linéaires engendrés (Blanchet et Chanut, 1998).

## **I. Une hausse importante de l'activité féminine en France, accompagnée d'un fort développement du temps partiel**

L'activité féminine a très fortement augmenté au fil des générations (figure 1). Ainsi, entre 30 et 35 ans, huit femmes sur dix nées en 1970 participent au marché du travail, contre seulement quatre sur dix parmi celles qui sont nées en 1930. Les taux d'activité féminins restent néanmoins toujours inférieurs à ceux des hommes (figure 2).

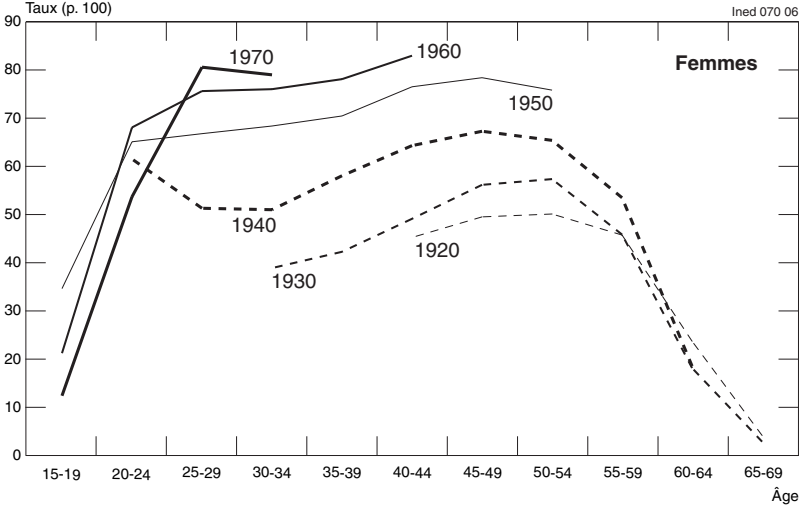


Figure 1. – Évolution des taux d'activité féminins par génération (en %)  
Source : Insee, enquêtes Emploi 1963-2002.

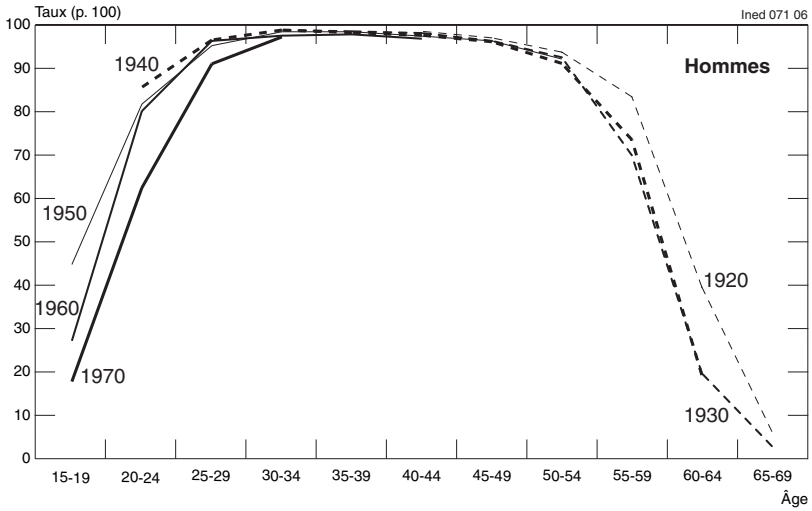


Figure 2. – Évolution des taux d'activité masculins par génération (en %)  
Source : Insee, enquêtes Emploi 1963-2002.

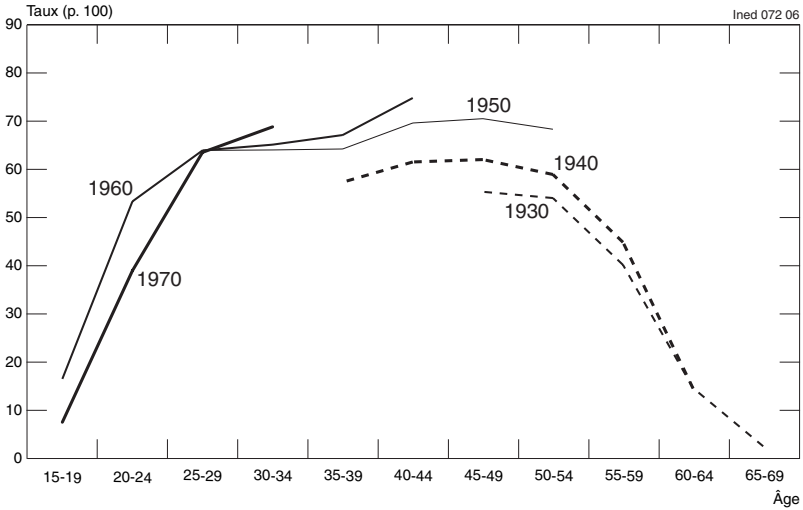


Figure 3. – Taux d'emploi des femmes dans cinq générations (en %)

Source : Insee, enquêtes Emploi 1977-2002.

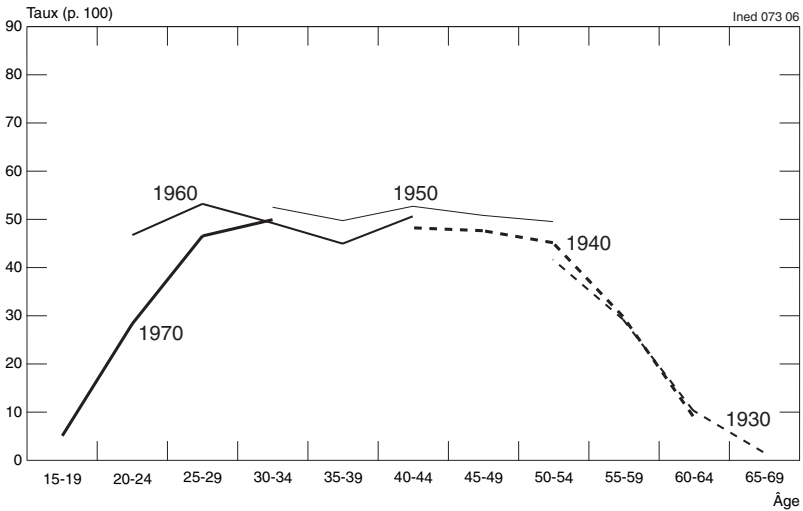


Figure 4. – Taux d'emploi à temps complet des femmes dans cinq générations (en %)

Source : Insee, enquêtes Emploi 1982-2002.

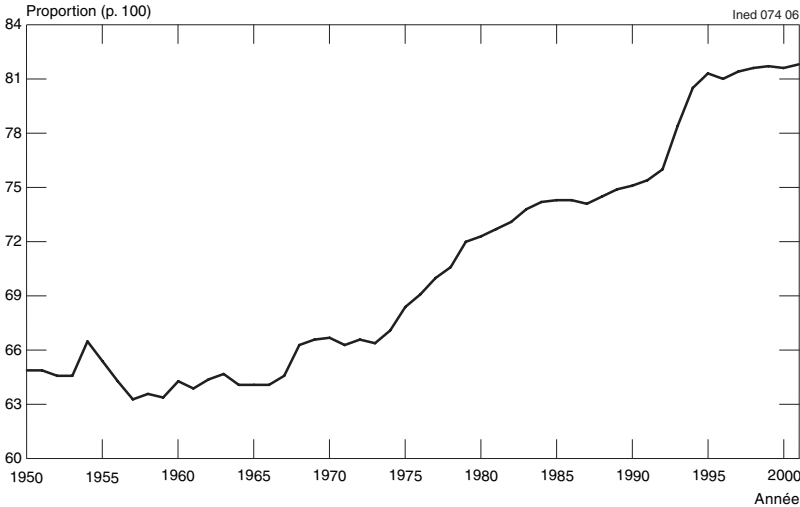


Figure 5. – Salaire moyen des femmes en proportion du salaire moyen des hommes depuis 1950 (en %)

*Champ* : salariés à temps complet, secteur privé et semi-public.

*Source* : Insee, DADS 1950-2001.

Cette hausse de l'activité féminine depuis une vingtaine d'années s'est essentiellement faite sous forme de travail à temps partiel (Maruani, 2000 ; Bonnet et Colin, 2004). Si on observe une nette hausse du taux d'activité féminin au fil des générations (de 17 points par exemple entre les générations 1940 et 1960 entre 40 et 44 ans) (figure 1), la hausse du taux d'emploi<sup>(3)</sup> est plus limitée (+ 13 points pour le cas précédent) (figure 3) et celle du taux d'emploi à temps complet l'est encore davantage (+ 2 points) (figure 4).

Les écarts entre hommes et femmes sur le marché du travail portent non seulement sur la participation mais aussi sur le salaire perçu. De fortes disparités salariales subsistent selon le sexe : en moyenne, les femmes salariées âgées de 25 à 55 ans perçoivent un salaire mensuel inférieur d'environ 25 % à celui de leurs homologues masculins. Les différences de durée hebdomadaire du travail<sup>(4)</sup>, de type d'emploi occupé et, dans une moindre mesure, les caractéristiques individuelles expliquent près des trois quarts de cet écart (Ponthieux et Meurs, 2004). Une partie de cette différence de salaire moyen reste donc inexpliquée et s'interprète en termes de « discrimination salariale » (Meurs et Ponthieux, 2000).

<sup>(3)</sup> Le taux d'emploi est la proportion d'actifs occupés dans la population. Le taux d'activité est la proportion d'actifs (actifs occupés et chômeurs au sens du BIT) dans la population.

<sup>(4)</sup> L'écart est moindre, par exemple, s'il est calculé sur les seuls salariés travaillant à temps complet (figure 5).



## II. Le système de retraite français

Les droits à la retraite d'un individu sont calculés suivant un ensemble de règles complexes, différentes selon son régime d'affiliation (salarié du secteur privé, du secteur public, agriculteur, etc.). De manière générale, la retraite dépend de la durée d'assurance de l'individu et du niveau des salaires qu'il a perçus par le passé. La durée d'assurance comprend les périodes ayant donné lieu à cotisations (périodes effectivement travaillées) et les périodes assimilées, validées sans contrepartie de cotisations (périodes de chômage, de maladie, d'inactivité pour élever des enfants sous certaines conditions, etc.). Dans cet article, nous consacrerons un développement particulier au minimum contributif et aux avantages familiaux. En effet, bien que ces dispositifs ne soient en général pas spécifiques ou modulés selon le sexe, les femmes en sont les principales bénéficiaires, en raison des caractéristiques de leurs carrières professionnelles et de la répartition des tâches au sein des ménages.

Les droits à la retraite des salariés du secteur privé sont constitués d'une pension de base (affiliation au régime général, géré par la Caisse nationale d'assurance vieillesse, Cnav) et d'une (ou deux) pensions complémentaires (affiliation aux régimes Arrco et Agirc). Si les régimes complémentaires sont des régimes à points (cf. annexe II), le régime de base fonctionne en annuités. Le montant de la pension de base est égal au produit de trois termes : un salaire de référence (SAM, salaire annuel moyen), un taux d'annuité (Taux) et un coefficient, appelé coefficient de proratisation, qui réduit la pension proportionnellement lorsque la durée de cotisation est inférieure à la durée d'assurance requise (cf. ci-dessous). Les deux grandes réformes des retraites adoptées en 1993 et 2003 ont modifié les paramètres de calcul de cette pension de base (cf. *infra*). Les régimes complémentaires ont eux aussi connu des réformes importantes (cf. annexe II) mais nous nous limitons dans cet article à l'étude de l'impact de celle du régime général.

### 1. Calcul de la pension de base avant la réforme de 1993

Si l'on note  $T$  le nombre de trimestres validés pour un individu et  $\hat{a}ge$ , l'âge de liquidation des droits, la pension  $P$  se calcule de la manière suivante jusqu'à la réforme de 1993 :

$$P = Taux \times \text{Min} \left[ \frac{T}{150}; 1 \right] \times SAM \quad [1]$$

avec  $Taux = 50 \% - 1,25 \times \text{Max} (0; \text{Min} (150 - T; 4 \times (65 - \hat{a}ge)))$

Pour bénéficier d'une pension de base complète, la durée de cotisation requise est égale à 150 trimestres. Le taux maximum est de 50 % (on parle alors de « taux plein ») si le nombre de trimestres validés par l'individu ( $T$ ) est supérieur ou égal à 150 ou si l'individu liquide sa retraite à

65 ans<sup>(5)</sup>. Dans le cas contraire, une pénalité de 1,25 % par trimestre manquant est appliquée (on parle de « décote »). En d'autres termes, si l'individu liquide sa retraite un an avant d'avoir le taux plein, sa pension de retraite subit un abattement de 10 %. Si l'individu part au taux plein (à 65 ans) mais sans avoir atteint la durée de cotisation nécessaire (150 trimestres), sa pension est réduite proportionnellement au nombre de trimestres manquants.

En réalité, la formule exacte fait intervenir  $T_{reg}$ , qui est la durée d'assurance dans le régime et  $T_{treg}$  qui est la durée d'assurance tous régimes confondus. En effet, en France, en 2001, la moitié des hommes et un quart des femmes retraités sont pluripensionnés, c'est-à-dire qu'ils perçoivent une pension en provenance de plusieurs régimes de base (parce qu'ils ont eu au moins deux statuts différents au cours de leur vie active). Nous avons simplifié la formule, car nous travaillons ici sur les unipensionnés (ayant cotisé à un seul régime de base).

$$P = Taux \times \text{Min} \left[ \frac{T_{reg}; 1}{150} \right] \times SAM \quad [2]$$

avec  $Taux = 50 \% - 1,25 \times \text{Max} (0; \text{Min} (150 - T_{treg}; 4 \times (65 - \text{âge})))$

Jusqu'en 1993, le salaire de référence (SAM) est la moyenne des 10 meilleurs salaires annuels bruts plafonnés et revalorisés<sup>(6)</sup>.

## 2. Dispositions de la réforme de 1993

La réforme de 1993 comporte trois points principaux dont la montée en charge est progressive au fil des générations (cf. annexe II) :

- augmentation du nombre d'années prises en compte pour le calcul du salaire de référence à raison d'une année supplémentaire par génération (des générations 1933 à 1948). Le salaire de référence (SAM) sera désormais la moyenne des 25 meilleurs salaires annuels bruts plafonnés et revalorisés. La génération 1948 est la première à se voir appliquer l'intégralité des nouvelles dispositions de la réforme ;
- confirmation de l'indexation sur les prix<sup>(7)</sup>, en vigueur depuis 1987 pour 5 ans, puis fixation par la loi chaque année d'un taux de revalorisation calé sur l'inflation ;
- hausse de la durée requise pour bénéficier du taux plein, de 150 à 160 trimestres à partir de la génération 1933.

<sup>(5)</sup> L'âge légal de départ est de 60 ans.

<sup>(6)</sup> Le plafond de la Sécurité sociale est le montant de salaire au-delà duquel les cotisations au régime de base ne sont plus prélevées ; il est un peu plus élevé que le salaire moyen.

<sup>(7)</sup> L'indexation joue un double rôle. Elle intervient pour la revalorisation des salaires pris en compte dans le calcul du SAM, ainsi que pour la revalorisation des pensions déjà liquidées.

Après 1993, la pension se calcule de la manière suivante :

$$P = \text{Taux} \times \text{Min} \left[ \frac{T}{150}; 1 \right] \times \text{SAM} \quad [3]$$

avec  $\text{Taux} = 50 \% - 1,25 \times \text{Max} (0; \text{Min} (160 - T; 4 \times (65 - \hat{\text{age}})))$

Le dénominateur du coefficient de proratisation reste égal à 150 trimestres. Ainsi, les individus ayant des durées d'assurance faibles qui attendent d'avoir 65 ans pour prendre leur retraite afin de bénéficier du taux plein (cf. ci-dessus) ne sont pas davantage pénalisés. Cela concerne plutôt des femmes. Environ un tiers de celles nées en 1934, par exemple, sont parties à la retraite à 65 ans, alors que c'est le cas de moins de 4 % des hommes (Coëffic, 2003).

### 3. Dispositions de la réforme de 2003

Parmi les trois paramètres disponibles pour assurer la viabilité financière du système de retraite à long terme (niveau des pensions, âge de départ, taux de cotisation), la réforme de 2003 a choisi de peser sur l'âge de départ en augmentant la durée d'assurance requise pour bénéficier du taux plein à partir de 2009. Elle devrait atteindre 41 ans en 2012 et 41,75 ans en 2020.

Cependant, un autre de ses objectifs est de permettre une plus grande flexibilité de l'âge de départ en retraite (COR, 2004). Jusqu'alors, un départ anticipé était assorti d'une pénalité importante (cf. *supra*) ; à l'inverse, travailler au-delà de la durée légale ne permettait de majorer la pension que de façon modérée<sup>(8)</sup>. La réforme de 2003 diminue la pénalité liée à un départ anticipé (s'élevant à 10 % par annuité manquante jusqu'à la génération 1943, elle baisse progressivement jusqu'à 5 % pour les générations nées après 1952) et introduit une surcote permettant de majorer la pension de retraite si les individus continuent à travailler au-delà de la durée requise. Ainsi, pour les périodes accomplies à compter du 1<sup>er</sup> janvier 2004, la pension est majorée de 0,75 % par trimestre supplémentaire effectué au-delà de l'âge de 60 ans et de la durée d'assurance « tous régimes » requise pour liquider sa retraite à taux plein.

Après la réforme de 2003, la pension se calcule de la manière suivante pour les générations auxquelles les nouvelles dispositions s'appliquent pleinement :

$$P = \text{Taux} \times \text{Min} \left[ \frac{T}{167}; 1 \right] \times \text{SAM} \quad [4]$$

<sup>(8)</sup> En effet, le taux ne pouvait pas dépasser 50 % et le coefficient de proratisation ne pouvait être supérieur à 1. Travailler au-delà de la durée requise permettait « seulement » d'acquérir davantage de points dans les régimes complémentaires et éventuellement de majorer le SAM.

$$\text{où } Taux = \begin{cases} 50 \% & \\ - 0,625 \times \text{Max}(0; \text{Min}(167 - T; 4(65 - \text{âge}))) & \text{“décote”} \\ + 0,375 \times 1_{(\text{âge} > 60)} \times \text{Max}(0; T - 167) & \text{“surcote”} \end{cases}$$

#### 4. Le minimum contributif

Dans le cas d'un départ à la retraite à taux plein, la pension de base est complétée le cas échéant pour atteindre un niveau minimal de pension, appelé « minimum contributif ». Il s'élève à 6 706 euros annuels au 1<sup>er</sup> janvier 2004. La création de ce dispositif correspondait à la volonté d'augmenter la retraite de base des individus qui bénéficiaient du taux plein mais qui avaient cotisé toute leur carrière sur de faibles revenus. En raison de l'indexation du minimum contributif sur les prix, son montant relatif s'est dégradé, en particulier par rapport au salaire minimum (Smic). La loi du 21 août 2003 a prévu de revaloriser son montant de 9 % en trois étapes d'ici 2008 (la première revalorisation de 3 % a eu lieu au 1<sup>er</sup> janvier 2004). L'objectif est d'assurer une pension minimum à la liquidation égale à 85 % du Smic net aux salariés ayant effectué une carrière complète. Après 2008, la loi ne donne aucune indication sur l'indexation applicable. On suppose pour nos simulations que le minimum contributif évoluera comme les prix à partir de 2008.

Les femmes sont les principales bénéficiaires de ce dispositif ; en 2003, près de la moitié d'entre elles ont perçu une pension portée à ce minimum.

#### 5. Les avantages familiaux

Dans un système de retraite contributif, tel que l'est le système français, l'acquisition des droits à la retraite se fonde principalement sur l'exercice d'une activité professionnelle. Un certain nombre de dispositifs, qualifiés de non contributifs car non dépendants de cotisations versées sur un revenu d'activité, ont cependant été mis en place pour pallier d'éventuelles faiblesses des droits. Les avantages familiaux en font partie. Ce sont les « avantages » de retraite liés à la présence d'enfants<sup>(9)</sup>. Ils diffèrent fortement en Europe, tant par leur variété que par les masses financières qu'ils représentent. Parmi les pays européens, la France est celui qui accorde les avantages familiaux les plus nombreux (Bonnet *et al.*, 2004) et les plus anciens puisque certains datent de la création du régime de retraite en 1945. Ils représentent aujourd'hui plus de 12 milliards d'euros, soit 8 % des prestations versées par l'ensemble des régimes.

<sup>(9)</sup> Certains auteurs parlent plutôt de compensations. On classe dans ces avantages les possibilités d'anticipation du départ à la retraite par rapport à l'âge légal, pour des raisons liées à la famille.

Plusieurs objectifs expliquent la mise en place progressive de ces dispositifs d'avantages familiaux :

- relever le niveau des pensions perçues par les mères (ou les pères), la présence d'enfants affectant leur activité (carrières plus courtes et moindres progressions de salaire) et donc, le niveau de leur pension. Deux techniques sont utilisées à cet effet : la majoration directe des droits d'un des deux parents et/ou la validation des périodes d'interruption (ou de moindre activité) consacrées à l'éducation des enfants;
- faciliter un départ à la retraite anticipé des mères de famille;
- compenser un éventuel déficit d'épargne des familles avec enfants.

Les trois principaux dispositifs prévus par le régime des salariés du secteur privé sont la majoration de durée d'assurance, l'assurance vieillesse des parents au foyer et la bonification de pension pour 3 enfants ou plus. Les mêmes dispositifs existent dans d'autres régimes (en particulier pour le secteur public) mais les niveaux et les modalités d'application y sont différents.

#### *a) La majoration de durée d'assurance (MDA)*

Ce dispositif octroie, uniquement aux mères<sup>(10)</sup>, une majoration de durée d'assurance à hauteur d'un trimestre par année durant laquelle elles ont élevé un enfant, dans la limite de 8 trimestres par enfant. La majoration de durée d'assurance joue un double rôle. Si la durée validée par ailleurs n'est pas trop éloignée de la durée requise, la MDA permet de partir plus tôt à la retraite en bénéficiant du taux plein. L'objectif est alors plutôt de faciliter le départ anticipé des mères de famille. Dans le cas contraire, et cela concerne plutôt des femmes partant à 65 ans (âge auquel le bénéfice du taux plein est automatique), la MDA intervient en majorant les droits à pension. C'était l'objectif à l'instauration de ce dispositif en 1972 (Brocas, 2004). En effet, la majoration est accordée qu'il y ait ou non interruption d'activité et elle a été accordée à toutes les mères (et uniquement aux mères) dès sa mise en œuvre.

<sup>(10)</sup> La question d'un dispositif ne respectant pas l'égalité de traitement entre hommes et femmes s'est posée dans le régime de la fonction publique (arrêt Griesmar) et a conduit à l'extension aux hommes d'un dispositif jusque-là réservé aux femmes (Lanquetin, 2003). Cette question s'est aussi posée dans le régime général au cours de l'élaboration de la réforme de 2003. Cependant, après sa saisie, le Conseil constitutionnel a confirmé le bien-fondé de ce dispositif, « considérant qu'il appartenait au législateur de prendre en compte les inégalités de fait dont les femmes ont jusqu'à présent été l'objet; qu'en particulier, elles ont interrompu leur activité professionnelle bien davantage que les hommes afin d'assurer l'éducation de leurs enfants; qu'ainsi, en 2001, leur durée moyenne d'assurance était inférieure de onze années à celle des hommes; que les pensions des femmes demeurent en moyenne inférieures de plus du tiers à celles des hommes; qu'en raison de l'intérêt général qui s'attache à la prise en compte de cette situation et à la prévention des conséquences qu'aurait la suppression des dispositions de l'article L. 351-4 du code de la sécurité sociale sur le niveau des pensions servies aux assurées dans les années à venir, le législateur pouvait maintenir, en les aménageant, des dispositions destinées à compenser des inégalités normalement appelées à disparaître ».

Le coût des majorations s'élèverait dans le régime général à 3 milliards d'euros. Au 31 décembre 1999, 79 % des femmes retraitées du régime général bénéficiaient de ce dispositif. Pour les bénéficiaires, la durée moyenne de majoration s'élève à 6 ans.

*b) L'assurance vieillesse des parents au foyer (AVPF)*

L'objectif de l'AVPF est de relever le niveau des pensions perçues par les parents en validant les périodes d'interruption ou de moindre activité liées à la présence d'enfants. Instaurée en 1972 et après un certain nombre de modifications, dont son extension aux hommes au milieu des années 1980, l'AVPF est aujourd'hui destinée aux familles élevant au moins un enfant de moins de trois ans ou trois enfants et plus. Son bénéfice est conditionné à la perception de certaines prestations familiales – complément familial, allocation pour jeune enfant (APJE) ou allocation parentale d'éducation (APE) – ou à la charge d'un enfant ou d'un adulte handicapé. Elle est octroyée sous condition de ressources du ménage. En outre, les bénéficiaires potentiels ne doivent pas exercer d'activité professionnelle ou seulement dans la limite d'un montant de revenu (353,59 euros mensuels en 2004), sauf en ce qui concerne les parents isolés pour lesquels cette limite n'existe pas.

La Caisse d'allocations familiales prend en charge les cotisations, calculées sur la base d'un Smic à temps plein. C'est donc sur la base du Smic que sera valorisée l'annuité AVPF pour le calcul du salaire annuel moyen (SAM). Les durées validées au titre de l'AVPF sont prises en compte dans la durée d'assurance. De nombreux ménages bénéficient de l'AVPF. Selon les estimations, entre 10 % et 20 % d'entre eux en sont exclus en raison du plafond de ressources.

Les parents affiliés à l'AVPF peuvent valider un nombre important d'annuités, d'autant plus que ce dispositif est cumulable avec les bonifications et majorations de durée d'assurance (quel que soit le régime). Ainsi, une femme avec trois enfants peut bénéficier de 21 annuités validées au titre de l'AVPF<sup>(11)</sup> et de 6 au titre de la MDA.

En 2000, 2 millions de personnes sont affiliées à l'AVPF, dont 92,5 % sont des femmes<sup>(12)</sup>. Instauré en 1972, le dispositif n'est pas encore parvenu à maturité. Si l'AVPF représente aujourd'hui une part faible du montant de la retraite des femmes, elle devrait permettre de valider en moyenne 3 années pour les femmes nées après 1945 (Bonnet *et al.*, 2006).

<sup>(11)</sup> Supposons par exemple que les trois enfants d'une femme naissent à 3 ans d'intervalle et que la condition de ressources soit satisfaite. Celle-ci bénéficie alors tout d'abord de l'AVPF car elle perçoit l'APJE (pendant 3 ans), puis l'APE de rang deux (pendant 3 ans), puis l'APE de rang trois (pendant 3 ans) et enfin, elle bénéficie du complément familial jusqu'à ce que l'aîné des enfants soit âgé de 21 ans (soit pendant 12 ans).

<sup>(12)</sup> Circulaire Cnav, n° 2003-51, 2 décembre 2003.

### c) *La bonification de pension pour enfants*

La bonification pour enfants est accordée aux retraités ayant eu au moins trois enfants ou ayant élevé au moins trois enfants pendant neuf ans avant leur seizième anniversaire. Elle peut être accordée aux deux parents. La majoration de la pension varie selon les régimes et elle s'élève à 10 % dans le régime général. On peut avancer plusieurs justifications à l'instauration de la bonification de pension de 10 %. Si on considère que les charges d'enfants freinent la constitution du patrimoine, il peut s'agir de compenser un éventuel déficit d'épargne (ce qui justifierait alors le caractère proportionnel du dispositif). On peut aussi avancer des justifications d'ordre nataliste ou de reconnaissance vis-à-vis des familles nombreuses. Cela justifierait alors l'octroi de la bonification aux familles de 3 enfants ou plus et le fait qu'il n'y a pas d'obligation à les avoir élevés.

### d) *Quelques débats actuels sur le thème des avantages familiaux*

Les avantages familiaux font aujourd'hui l'objet de débats. En particulier, la superposition des dispositifs au fur et à mesure de leur mise en œuvre rend le système assez opaque et conduit à s'interroger sur la cohérence d'ensemble du système des avantages familiaux en France. Ainsi, le Conseil d'orientation des retraites (COR, 2004) souligne-t-il dans une annexe de son rapport que « les problèmes de cohérence évoqués précédemment et l'évolution des droits respectifs que les hommes et les femmes tirent de l'activité professionnelle peuvent suggérer de fusionner l'assurance vieillesse des parents au foyer et les diverses majorations de durées d'assurance en un seul et nouveau dispositif destiné à compenser les effets des interruptions d'activité ou d'éventuels aléas de carrière (moindres rémunérations, moindres progressions de carrière, etc.) pour les personnes assurant la charge de l'éducation des enfants ». Il conviendrait alors de prendre position sur l'existence ou non d'une condition d'inactivité pour bénéficier de ce dispositif, la durée validée et le niveau de validation (Smic, dernier salaire, etc.). La définition du dispositif et de ses modalités est cependant complexe car elle renvoie à la question du modèle social et familial de référence, en ce qui concerne l'activité des femmes et le partage des tâches parentales (Fouquet *et al.*, 1999; Gilbert, 1994). Comme le note le Conseil d'orientation des retraites (2004), « si ce modèle est celui de femmes ayant une activité aussi proche que possible de celle des hommes, on penchera plutôt pour une validation de périodes brèves, mais sur des bases voisines du salaire d'activité. Si en revanche, on estime légitimes de longues interruptions d'activité des mères pour l'éducation des enfants, on prévoira des durées de validation longues, sur des bases sans doute minimales. Si l'on souhaite, par ailleurs, inciter au partage des rôles parentaux entre hommes et femmes, on pourra, comme cela existe dans certains pays scandinaves, n'accorder la totalité des congés et validations susceptibles d'y être associées qu'en cas de partage de ces congés entre les parents. On peut aussi imaginer des partages de droits se faisant de façon strictement volontaire ».

### III. Un impact différencié des réformes pour les hommes et les femmes ?

Les projections sont réalisées au moyen du modèle de microsimulation Destinie de l'Insee (voir encadré). Le champ considéré dans ce qui suit est composé d'*unipensionnés du régime général* uniquement. On privilégie les générations 1965-1974, pour lesquelles les deux réformes de 1993 et de 2003 sont complètement montées en charge.

#### Le modèle de microsimulation Destinie

Le modèle Destinie (modèle Démographique Économique et Social de Trajectoires INDividuelles simulées) a été élaboré au début des années 1990 pour simuler l'évolution de la situation des retraités du secteur privé. L'aspect temporel de la problématique des retraites nécessite de faire vieillir un échantillon d'individus représentatif de la population française. Destinie permet de tracer le parcours socio-économique jusqu'à l'horizon 2040 de près de 50 000 individus faisant partie de l'échantillon de l'enquête Patrimoine 1998 de l'Insee. Il simule ces trajectoires individuelles à l'aide de règles déterministes, d'hypothèses de comportement et par le tirage d'événements aléatoires : les projections sont donc individuelles et ne se font pas sur des masses.

Destinie simule pour chaque individu une trajectoire démographique (naissance, décès, formation et rupture des couples, etc.) et économique (situation sur le marché du travail, revenu annuel, etc.). Pour cela, on tire pour chaque année et pour chaque individu de l'échantillon une série de nombres aléatoires de sorte que deux individus ayant strictement les mêmes caractéristiques observables (même âge, même sexe, même niveau d'études, etc.) ne seront pas identiques dans Destinie. Pour chaque individu et pour chaque événement, la valeur de cet aléa par rapport à la probabilité annuelle de vivre cet événement (fixe ou estimée par un logit, en fonction de caractéristiques individuelles) détermine si l'individu vit effectivement l'événement. Il en résulte des modifications des caractéristiques de l'individu, et parfois de celles de membres de sa famille (du conjoint en cas de divorce par exemple). Ces aléas permettent donc de capter l'hétérogénéité inobservable ou inobservée entre les individus. Ils peuvent être également interprétés comme l'impact du hasard.

Actuellement, dans Destinie, un individu peut avoir cinq statuts. Deux sont des statuts d'activité : l'emploi et le chômage. Trois sont des statuts d'inactivité : la période de scolarité et l'inactivité stricte, la préretraite et la dispense de recherche d'emploi, la retraite. Entre le moment où un individu termine ses études et la date de liquidation de sa retraite, les passages d'un statut d'occupation à l'autre résultent de l'application de probabilités de transition conditionnées par le statut d'occupation au cours de l'année précédente et par des variables socio-démographiques : l'âge, le sexe, l'âge de fin d'études et, pour les femmes, le nombre et l'âge des enfants. Ces probabilités de transition résultent d'estimations économétriques effectuées « hors Destinie » à partir de l'enquête Emploi de 1999 sur l'ensemble de la population non scolaire âgée de 16 à 64 ans, et elles sont ensuite ajustées afin de se caler sur les projections de population active réalisées par l'Insee.

On fait l'hypothèse d'une hausse du taux d'activité féminin entre 25 et 54 ans de trois points à l'horizon 2010 (de 78,5 % à 81,6 %). De plus, le champ considéré est composé d'unipensionnés, qui ont de fait des carrières plus longues que celles observées en moyenne dans chaque régime. De ce point de vue, les secteurs public et privé sont étanches : un individu effectue toute sa carrière dans l'un ou dans l'autre.

Le salaire annuel d'un actif occupé est défini comme la somme de deux composantes, l'une déterministe, l'autre stochastique. La première a été estimée à partir de l'enquête Patrimoine 1998. Le salaire annuel y dépend du secteur d'activité (privé ou public), du sexe, de l'âge de fin d'études et de l'expérience professionnelle. La partie stochastique inclut un effet fixe individuel et un résidu temporel autocorrélé qui figure



un choc transitoire. Le travail à temps partiel est supposé rester à son niveau de développement de la fin des années 1990. Pour tenir compte des gains de productivité liés au progrès technique, les salaires croissent au rythme exogène de 1,6 % par an. Dans Destinie, le rapport du salaire moyen des hommes au salaire moyen des femmes se stabilise en projection.

La décision de départ en retraite est simulée sur la base d'un arbitrage entre revenu et loisir, inspiré du modèle de Stock et Wise (1990). Chaque individu maximise une utilité intertemporelle : il choisit de cesser ou non son activité en comparant le bien-être (l'utilité) qu'il peut escompter s'il diffère son départ à celui qu'il aura s'il liquide immédiatement ses droits à la retraite. Ce bien-être prend en compte les revenus et leur évolution qu'il peut anticiper dans chacune des situations (l'individu anticipe, au moment où il décide de partir ou non à la retraite, que son salaire restera stable, en termes réels, s'il poursuit son activité). Il intègre également la préférence de l'individu pour le loisir ainsi que sa probabilité annuelle de décès. L'âge maximal de liquidation est fixé à 65 ans. Ce modèle permet de définir la manière dont l'individu va choisir son âge de départ en retraite. Il présente cependant plusieurs limites : le choix de l'individu n'est pas contraint par la demande de travail et la décision est individuelle (et non pas prise au niveau du ménage). De plus, un certain nombre de paramètres sont fixés. Une fois l'âge de liquidation déterminé, le modèle simule l'ensemble des composantes des pensions, y compris les pensions de réversion, les bonifications pour enfants, l'attribution du minimum contributif et du minimum vieillesse.

### 1. La réforme des retraites de 1993

Les résultats présentés concernent l'évolution de la pension moyenne et non la moyenne des évolutions des pensions individuelles. En effet, il s'agit dans ce travail de comparer l'évolution de deux sous-populations (hommes et femmes) et non les évolutions au sein de chacune d'entre elles. Il est important de préciser l'indicateur retenu car les résultats peuvent être très différents lorsqu'il existe une corrélation entre le niveau de la pension et son évolution<sup>(13)</sup>.

La réforme de 1993 aurait un impact plus négatif sur les pensions des femmes que sur celles des hommes<sup>(14)</sup> (cf. tableau 1). Au moment de la

TABLEAU 1.— IMPACT DE LA RÉFORME DE 1993 SUR LES PENSIONS DE DROIT DIRECT <sup>(1)</sup> À LA LIQUIDATION DES HOMMES ET DES FEMMES ET SUR LE RATIO ENTRE LA PENSION MOYENNE DES HOMMES ET CELLE DES FEMMES

Génération	Ratio des pensions (H/F)		Évolution de la pension moyenne (en %)	
	Avant la réforme	Après la réforme	Hommes	Femmes
1940-1944	2,02	2,03	- 5	- 6
1945-1954	1,77	1,82	- 8	- 10
1955-1964	1,65	1,71	- 9	- 12
1965-1974	1,47	1,54	- 9	- 13

<sup>(1)</sup> La pension de droit direct comprend la pension de base, y compris le minimum contributif, et les pensions complémentaires.

Champ : unipensionnés du régime général.

Source : Insee, modèle de microsimulation Destinie.

<sup>(13)</sup> Illustrons cette situation avec un cas très simple. Supposons que  $P_1 = 10$  et  $P_2 = 30$ . Si  $P_1$  augmente de 10 % et  $P_2$  de 5 %, l'accroissement de la pension moyenne est égal à 6,25 % alors que la moyenne de l'accroissement des pensions est de 7,5 %.

<sup>(14)</sup> L'impact différencié de la réforme de 1993 selon le sexe a été abordé par Tourne (1996), qui a étudié les générations 1934 et 1935.

liquidation, les femmes des générations 1965-1974 disposeraient d'une pension de droit direct inférieure en moyenne de 13 % à celle qu'elles auraient perçue en l'absence de la réforme ; pour les hommes, la pension serait inférieure de 9 %.

L'écart entre les pensions à la liquidation des hommes et des femmes se resserrerait au fil des générations, mais il demeurerait important, et la réforme de 1993 aurait tendance à le creuser : pour les générations 1965-1974, il s'établirait à 47 % en faveur des hommes sans la réforme, et passerait à 54 % avec la réforme.

*a) La réforme de 1993 aurait un impact sensiblement plus négatif sur la pension des femmes que sur celle des hommes*

Dans un premier temps, on ne considère que la pension de base, c'est-à-dire que l'on exclut les pensions complémentaires et le minimum contributif. Les femmes des générations 1965-1974 disposeraient d'une pension de base à la liquidation inférieure en moyenne de 20 % à celle qu'elles auraient perçue en l'absence de la réforme ; pour les hommes, la baisse serait en moyenne de 16 % (tableau 2).

TABLEAU 2.— IMPACT DE LA RÉFORME DE 1993 SUR LA PENSION DE BASE <sup>(1)</sup>  
POUR LES GÉNÉRATIONS 1965-1974

	Hommes	Femmes
Sans la réforme de 1993		
Ratio des pensions de base (H/F)	1,35	
Avec la réforme de 1993		
Proportion de personnes dont la pension diminuerait	100 %	96 %
Taux de baisse pour les personnes touchées	- 16 %	- 21 %
Taux de baisse de la pension moyenne	- 16 %	- 20 %
Ratio des pensions de base (H/F)	1,43	
<sup>(1)</sup> Hors minimum contributif. <i>Champ</i> : unipensionnés du régime général. <i>Source</i> : Insee, modèle de microsimulation Destinie.		

Suite à la réforme, tous les hommes et 96 % des femmes toucheraient une pension de base plus faible et le ratio entre la pension moyenne de base des hommes et celle des femmes passerait de 1,35 à 1,43.

La prise en compte du minimum contributif atténue très légèrement la baisse de la pension moyenne à la liquidation (d'un point). De moins en moins de femmes sont concernées par le dispositif au fil des générations, ce qui témoigne de l'amélioration de leur carrière. Cependant, du fait de la moindre progression de la pension de base liée à la réforme, certaines femmes bénéficieraient du dispositif, alors qu'il ne les aurait pas concernées sans la réforme : près d'une femme sur cinq des générations 1965-1974 en bénéficieraient avec la réforme, contre 10 % en l'absence de celle-ci. La prise en compte des pensions complémentaires atténue mécaniquement les baisses (tableau 3). La part de la pension de base dans la

TABLEAU 3. – IMPACT DE LA RÉFORME DE 1993 SUR LA PENSION DE DROIT DIRECT POUR LES GÉNÉRATIONS 1965-1974

	Hommes	Femmes
Sans la réforme de 1993		
Ratio des pensions de droit direct (H/F)	1,47	
Proportion touchant le minimum contributif	1 %	1 %
Avec la réforme de 1993		
Proportion de personnes dont la pension diminuerait	95 %	83 %
Taux de baisse pour les personnes touchées	– 10 %	– 15 %
Taux de baisse de la pension moyenne	– 9 %	– 13 %
Proportion touchant le minimum contributif	2 %	17 %
Ratio des pensions de droit direct (H/F)	1,54	
<i>Champ</i> : unipensionnés du régime général.		
<i>Source</i> : Insee, modèle de microsimulation Destinie.		

retraite totale perçue étant plus faible pour les hommes, l’impact de la réforme sur la pension de droit direct est plus modéré pour eux (de – 16 % à – 9 %) que pour les femmes (de – 20 % à – 13 %).

L’un des effets importants de la réforme de 1993 est lié à l’allongement de la période prise en compte pour le calcul du salaire annuel moyen (SAM), qui est passée des 10 aux 25 meilleures années. Les carrières des femmes présentant plus souvent des interruptions, cela conduit à inclure dans leur SAM de moins bonnes années. Cet effet est accentué par l’indexation sur les prix des salaires pris en compte pour le calcul.

Pour la presque totalité des hommes et des femmes des générations 1965-1974, la réforme de 1993 provoque une baisse du SAM (sauf les femmes, peu nombreuses, dont la durée de carrière est inférieure à 10 ans, pour lesquelles l’extension du nombre d’années prises en compte pour le calcul du salaire de référence est neutre) (figure 6).

Cependant, lorsque le SAM des femmes est affecté par la réforme, il l’est davantage que celui des hommes. Il est aussi possible que cela résulte de l’inclusion des périodes validées au titre de l’assurance vieillesse des parents au foyer, qui sont valorisées au niveau du Smic et constituent donc de « mauvaises années » pour elles. Pour plus de 30 % des femmes, le SAM subirait une baisse de plus de 20 % suite à la réforme de 1993. Ce ne serait le cas que pour 12 % des hommes.

*b) La réforme de 1993 réduirait légèrement l’écart entre les âges moyens de départ des hommes et des femmes*

La réforme de 1993 conduirait à repousser l’âge moyen de départ à la retraite pour les hommes comme pour les femmes : le recul serait d’environ six mois pour les générations 1965-1974, par rapport à la situation sans réforme (tableau 4). En outre, les individus partiraient plus fréquemment à l’âge de 65 ans. Ce serait le cas pour 23 % des hommes (13 % avant la réforme) et 28 % des femmes (21 % avant la réforme).

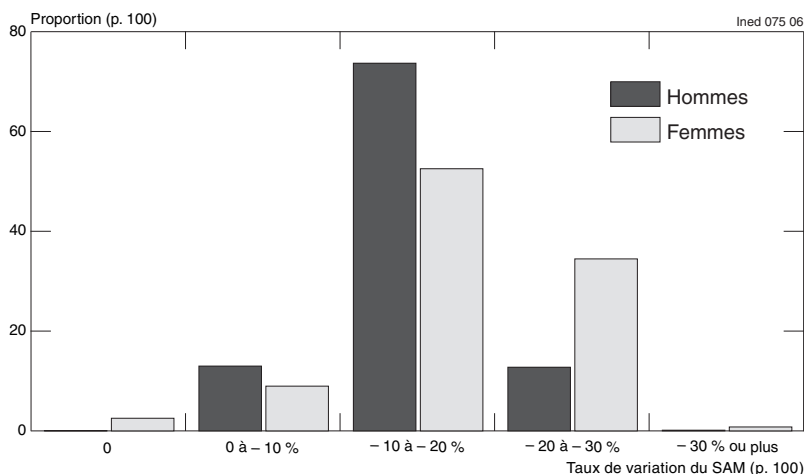


Figure 6.– Répartition des individus selon la variation de leur salaire annuel moyen (SAM) suite à la réforme de 1993, générations 1965-1974 (en %)

*Champ* : unipensionnés du régime général.

*Source* : Insee, modèle de microsimulation Destinie.

TABLEAU 4.– IMPACT DE LA RÉFORME DE 1993 SUR L'ÂGE MOYEN DE DÉPART EN RETRAITE DES GÉNÉRATIONS 1965-1974

	Hommes	Femmes	Écart (H-F)
Sans la réforme de 1993			
Âge moyen de départ	61,2 ans	61,7 ans	- 0,5 an
Proportion partant à 65 ans	13 %	21 %	
Avec la réforme de 1993			
Proportion reculant leur âge de départ	40 %	29 %	
Décalage parmi ceux qui reculent leur départ	+ 1,8 an	+ 1,9 an	
Décalage moyen	+ 0,7 an	+ 0,5 an	+ 0,2 an
Âge moyen de départ	61,9 ans	62,2 ans	- 0,3 an
Proportion partant à 65 ans	23 %	28 %	
<i>Champ</i> : unipensionnés du régime général.			
<i>Source</i> : Insee, modèle de microsimulation Destinie.			

Les hommes seraient cependant plus nombreux à reculer leur âge de départ en retraite : 40 % d'entre eux partiraient plus tard, contre 29 % des femmes, ces dernières étant plus nombreuses à « buter » contre l'âge maximal de liquidation de 65 ans. Au final, la réforme de 1993 tendrait à réduire légèrement l'écart d'âge de liquidation entre les hommes et les femmes, qui passerait de 0,5 an à 0,3 an dans les générations étudiées.

## 2. La réforme des retraites de 2003

### a) La réforme de 2003 aurait peu d'impact sur les écarts de pension moyenne des hommes et des femmes...

La réforme de 2003 aurait un impact plus faible que celle de 1993 sur l'écart de la pension moyenne à la liquidation entre les hommes et les femmes des générations 1965-1974 (tableau 5). Le ratio s'établirait à 1,54 en faveur des hommes sans la réforme et à 1,59 avec. Les pensions moyennes à la liquidation seraient elles aussi assez peu affectées.

TABLEAU 5.- IMPACT DE LA RÉFORME DE 2003 SUR LA PENSION DE DROIT DIRECT POUR LES GÉNÉRATIONS 1965-1974

	Hommes	Femmes
Sans la réforme de 2003		
Ratio des pensions de droit direct (H/F)	1,54	
Avec la réforme de 2003		
<i>Baisse de pension liée à la réforme</i>		
Proportion de personnes dont la pension diminuerait	44 %	57 %
Taux de baisse parmi les personnes touchées	- 4 %	- 11 %
<i>Augmentation de pension liée à la réforme</i>		
Proportion de personnes dont la pension augmenterait	48 %	36 %
Taux d'augmentation parmi les personnes touchées	+ 6 %	+ 11 %
<i>Évolution de la pension moyenne</i>		
Ratio des pensions de droit direct (H/F)	1,59	
<i>Champ : unipensionnés du régime général.</i>		
<i>Source : Insee, modèle de microsimulation Destinie.</i>		

Mais ce constat de quasi-constance du ratio entre la pension moyenne des hommes et des femmes masque d'assez fortes disparités dans les évolutions des situations des uns et des autres : « seulement » 44 % des hommes subiraient une baisse de leur pension de droit direct du fait de la réforme de 2003, alors que ce serait le cas de près de 6 femmes sur 10 (57 %). Inversement, si la pension de 36 % des femmes est majorée, ce serait le cas pour près de la moitié des hommes (48 %). Les femmes subiraient en effet davantage l'impact de la hausse de la durée de proratisation et profiteraient moins de la surcote, même si l'assouplissement de la décote leur est plus favorable. Ainsi, parmi les générations 1965-1974, 57 % des femmes verraient leur pension diminuer suite à la réforme de 2003 : 28 % n'auraient pas modifié leur âge de liquidation et 29 % l'auraient même avancé au-delà de ce que permet l'assouplissement de la décote (tableau 6). La pension de 44 % des hommes de ces mêmes générations serait réduite, la majorité d'entre eux n'ayant pas modifié leur âge de départ. Peu d'hommes partiraient plus tôt qu'avant la réforme, en profitant de l'assouplissement de la décote.

TABLEAU 6. – MODIFICATIONS DE LA PENSION DE DROIT DIRECT ET DE L'ÂGE DE DÉPART À LA RETRAITE SUITE À LA RÉFORME DE 2003 DANS LES GÉNÉRATIONS 1965-1974 (EN %)

Pension de droit direct	Âge de départ			
	Plus tard	Inchangé	Plus tôt	Ensemble
<b>Femmes</b>				
En baisse	–	28	29	57
Inchangée	–	7	–	7
En hausse	21	14	1	36
Ensemble	21	49	30	100
<b>Hommes</b>				
En baisse	4	33	7	44
Inchangée	–	7	–	7
En hausse	42	6	1	49
Ensemble	46	46	8	100

*Lecture* : parmi les femmes des générations 1965-1974 salariées du secteur privé, 21 % partiront plus tard en retraite et toucheraient une pension à la liquidation supérieure par rapport à un scénario sans réforme.  
*Champ* : unipensionnés du régime général.  
*Source* : Insee, modèle de microsimulation Destinie.

*b) ... mais les hommes liquideraient leurs droits plus tard que les femmes*

L'assouplissement de la décote introduit par la réforme de 2003 inciterait de nombreuses femmes à partir plus précocement par rapport au scénario sans réforme. 30 % des femmes avanceraient leur départ en retraite, de 3,2 ans en moyenne (tableau 7). Ce comportement est plutôt spécifique aux femmes ayant des carrières courtes (cf. *infra*). *A contrario*, 21 % des femmes retarderaient leur départ en retraite, de 2,8 ans en moyenne. Au total, les femmes des générations 1965-1974 liquideraient en moyenne leurs droits 0,4 an plus tôt que dans le scénario sans réforme.

TABLEAU 7. – IMPACT DE LA RÉFORME DE 2003 SUR L'ÂGE MOYEN DE DÉPART À LA RETRAITE DANS LES GÉNÉRATIONS 1965-1974

	Hommes	Femmes	Écart (H-F)
Sans la réforme de 2003			
Âge moyen de départ	61,9 ans	62,2 ans	– 0,3 an
Avec la réforme de 2003			
<i>Reculent leur âge de départ</i>			
Proportion	46 %	21 %	
De ...	+ 2,1 ans	+ 2,8 ans	
<i>Avancent leur âge de départ</i>			
Proportion	8 %	30 %	
De ...	– 1,8 an	– 3,2 ans	
<i>Décalage moyen</i>	+ 0,8 an	– 0,4 an	+ 1,2 an
Âge moyen de départ	62,7 ans	61,8 ans	+ 0,9 an

*Champ* : unipensionnés du régime général.  
*Source* : Insee, modèle de microsimulation Destinie.

En revanche, peu d’hommes partirait plus tôt, en profitant de l’assouplissement de la décote, leurs carrières étant en moyenne plus longues. Au contraire, près de la moitié des hommes reculeraient leur âge de départ en retraite en raison de la hausse de la durée de cotisation requise mais aussi pour bénéficier de la surcote, le cas échéant – c’est-à-dire quand ils atteignent le taux plein avant l’âge de 65 ans. Au total, l’âge de départ moyen des hommes croîtrait de 0,8 an. Finalement, l’écart d’âge moyen entre les hommes et les femmes à la liquidation de leur retraite changerait de sens : initialement supérieur de 0,3 an pour les femmes, il deviendrait inférieur de 0,9 an pour elles.

L’impact différencié de la réforme est très fortement lié à la situation des individus au moment où ils décident de prendre leur retraite : l’année précédant le départ, plus des deux tiers des femmes sont inactives, contre la moitié des hommes dans les générations 1965-1974<sup>(15)</sup>. D’un côté, pour un individu salarié, avancer son départ permet un gain de bien-être, lié à l’augmentation du temps disponible pour les loisirs. De l’autre, le coût de cette anticipation est *a priori* double : une perte financière instantanée, liée à l’écart entre la retraite et le salaire, et une perte financière différée, liée à la possibilité pour l’individu d’accroître ses droits à pension s’il diffère son départ. Pour un individu inactif, il n’y a pas de gain en termes de loisir à avancer d’un an son âge de départ. Mais le coût en termes de retraite future est plus faible : il n’y a pas de renonciation à un an de salaire et les inactifs « purs » ne cotisent pas pour la retraite. Au total, les individus des générations 1965-1974 qui partirait plus tôt suite à la réforme de 2003 seraient des inactifs pour plus de 90 % d’entre eux.

En ce qui concerne les différences entre hommes et femmes, deux effets se cumulent. D’une part, les femmes sont plus souvent inactives que les hommes avant la retraite (tableau 8). De plus, les femmes inactives

TABLEAU 8. – PROPORTION D’INDIVIDUS AVANÇANT OU RECLANT LEUR ÂGE DE DÉPART PAR RAPPORT À LA SITUATION SANS RÉFORME SELON L’OCCUPATION L’ANNÉE PRÉCÉDANT LA RETRAITE, GÉNÉRATIONS 1965-1974 (EN %)

	Hommes		Femmes	
	Actif	Inactif	Active	Inactive
Occupation avant la retraite (% en ligne)	52	48	34	66
Part plus tôt	3	13	2	44
Même âge de départ	42	48	49	49
Part plus tard	55	39	49	7
Ensemble	100	100	100	100

*Lecture* : parmi les hommes du secteur privé des générations 1965-1974, 48 % étaient inactifs l’année précédant la retraite. Ces inactifs seraient 13 % à partir plus tôt, 48 % à partir au même âge et 39 % à partir plus tard.  
*Champ* : unipensionnés du régime général.  
*Source* : Insee, modèle de microsimulation Destinie.

<sup>(15)</sup> On appelle ici inactifs les individus en préretraite, dispensés de recherche d’emploi ou en inactivité pure. Les deux premières catégories perçoivent une allocation chômage ou une pré-retraite et valident leurs années. Les inactifs purs perçoivent le RMI et ne valident rien.

avancent plus fréquemment leur âge de départ que les hommes inactifs. En effet, elles sont dans un tiers des cas des inactives pures, alors que les hommes inactifs sont presque exclusivement préretraités ou dispensés de recherche d'emploi.

### 3. L'impact cumulé des deux réformes

Si on additionne les impacts des deux réformes, il semblerait qu'elles aient plutôt creusé l'écart de la pension moyenne de droit direct entre les hommes et les femmes. Cet écart augmenterait ainsi de 12 points (passant de + 47 % en faveur des hommes avant la réforme de 1993 à + 59 % après la réforme de 2003). En ce qui concerne les âges moyens à la liquidation, les réformes inverseraient le sens de l'écart, celui-ci passant de 0,5 an de plus pour les femmes avant 1993 à 0,3 an de plus avec la réforme de 1993, et à 0,9 an de moins avec celle de 2003.

Sans la réforme de 1993, les femmes seraient majoritaires parmi les personnes partant à 65 ans (environ 60 %). Elles liquideraient moins souvent leur retraite que les hommes entre 60 et 64 ans (figure 7). La réforme de 1993 aurait contribué à un rapprochement sensible des âges de départ des hommes et des femmes, la proportion de femmes atteignant environ 50 % à tous les âges. La réforme de 2003 aurait en revanche à nouveau creusé l'écart, au bénéfice des femmes, puisque ces dernières deviendraient largement majoritaires chez les personnes partant à 60 ans (environ 70 %),

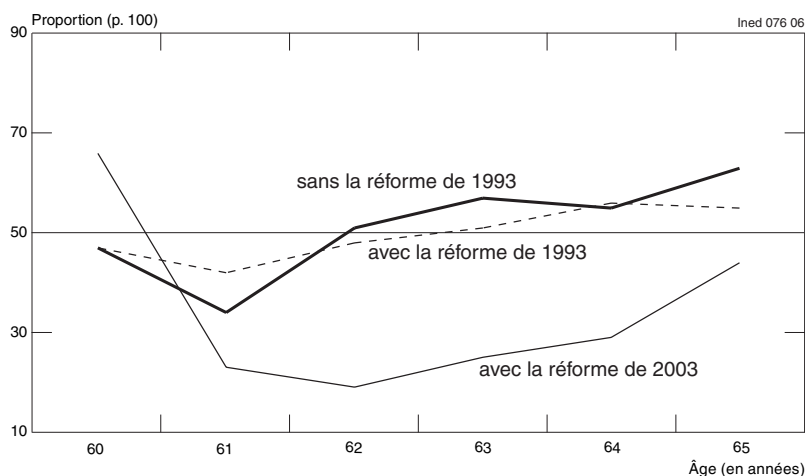


Figure 7. – Proportion de femmes parmi les personnes partant à la retraite à chaque âge, générations 1965-1974 (en %)

Champ : unipensionnés du régime général.

Source : Insee, modèle de microsimulation Destinie.



tandis que les hommes liquideraient massivement leur retraite à 65 ans (six hommes pour quatre femmes).

À l’issue des deux réformes, on peut identifier différents groupes d’individus :

- les individus qui partent plus tard et voient leur pension à la liquidation augmenter (16 % des hommes et 16 % des femmes dans les générations 1965-1974) ;
- les individus qui partent plus tard mais voient cependant leur pension à la liquidation baisser (42 % des hommes et 12 % des femmes) ;
- les individus qui partent plus tôt et perçoivent une pension à la liquidation plus faible (6 % des hommes et 24 % des femmes) ;
- les individus qui ne changent pas leur âge de départ et perçoivent une pension à la liquidation plus faible (35 % des hommes et 43 % des femmes).
- les individus (plus rares) qui ne partent pas plus tard mais voient quand même leur pension à la liquidation augmenter (1 % des hommes et 5 % des femmes).

TABLEAU 9.– PROPORTION D’INDIVIDUS DONT LA PENSION DE DROIT DIRECT EST AFFECTÉE À LA HAUSSE OU À LA BAISSÉ DU FAIT DES RÉFORMES DE 1993 ET DE 2003 DANS LES GÉNÉRATIONS 1965-1974 ET TAUX DE VARIATION DE LA PENSION (ENTRE PARENTHÈSES)

	Moins	Pareil	Plus	Ensemble
Hommes	83 % (– 12 %)	0	17 % (+ 7 %)	(– 8 %)
Femmes	79 % (– 21 %)	0	21 % (+ 9 %)	(– 15 %)

*Champ* : unipensionnés du régime général.  
*Source* : Insee, modèle de microsimulation Destinie.

Suite aux deux réformes, 83 % des hommes toucheraient une pension plus faible (de – 12 %) et ce serait le cas de 79 % des femmes (respectivement – 21 %). Quand la pension des femmes baisse, elle baisse donc davantage que celle des hommes (tableau 9). Mais 42 % des hommes toucheraient une pension plus faible, *tout en partant plus tard en retraite*, contre « seulement » 12 % des femmes.

## Conclusion

En raison de la participation accrue des femmes au marché du travail à partir des années 1970, les écarts entre les pensions perçues par les hommes et les femmes du secteur privé se réduisent au fil des générations. Si les hommes perçoivent une pension deux fois plus élevée que celle des femmes dans les générations 1940-1944, le ratio devrait s’établir à 1,59 pour les générations 1965-1974. On montre dans cette étude que la réduction aurait cependant été plus importante si les réformes des retraites de 1993 et de

2003 n'avaient pas été mises en œuvre. En effet, sans les réformes, les hommes des générations 1965-1974 auraient perçu à la liquidation une pension représentant 1,47 fois celle des femmes. Le ratio s'établit à 1,54 suite à la réforme de 1993 et à 1,59 si on intègre en plus les dispositifs de 2003. Ainsi, les deux réformes successives freineraient la réduction de l'écart des retraites des hommes et des femmes d'environ 20 %. Le principal dispositif de la réforme de 1993 qui touche davantage les femmes est l'allongement de 10 à 25 ans du nombre d'années prises en compte pour le calcul du salaire de référence servant à déterminer le montant de la pension. En effet, les carrières des femmes étant plus discontinues que celles des hommes, cet allongement conduit à inclure plus souvent de moins bonnes années.

Ainsi, bien que ces deux réformes ne comportent pas de dispositions spécifiques selon le sexe, les différences des trajectoires professionnelles des hommes et des femmes conduisent à un impact différencié sur le montant moyen de la pension à la liquidation. Par ailleurs, la réforme de 2003 inverserait très sensiblement le sens de l'écart entre les âges moyens de départ en retraite. Les femmes des générations 1965-1974 partiraient plus tôt que les hommes, alors qu'elles partaient plus tard dans les générations plus anciennes. En effet, l'assouplissement de la décote introduit par la réforme de 2003, entraînant une moindre pénalité en cas de départ précoce, inciterait un certain nombre de femmes inactives à avancer leur âge de départ à la retraite.

Cet article porte sur les salariés du secteur privé. Une analyse sur les salariés du secteur public réalisée par Bonnet, Buffeteau et Godefroy (2006) montre que l'impact de la réforme de 2003 (celle de 1993 ne les a pas concernés) serait similaire pour les deux sexes.

Comme dans tout exercice de projection, il faut rappeler que les résultats sont sensibles au choix des hypothèses macroéconomiques. En particulier, les droits à la retraite étant étroitement liés à l'activité professionnelle, des hypothèses différentes sur l'évolution des taux d'activité des femmes modifieraient un peu les résultats obtenus. De même, les résultats sont en partie liés au modèle de comportement de départ à la retraite retenu. Ce dernier fonctionne selon le principe d'un arbitrage entre travail et loisir, que l'individu effectue lors du choix de son âge de départ en retraite. Or, ce modèle comporte plusieurs limites. Le choix de l'individu n'est pas contraint par la demande de travail et les choix des deux membres du couple sont indépendants. Pourtant, on peut penser que les décisions de départ à la retraite sont souvent prises conjointement, par exemple si on suppose que l'on accorde plus d'importance au temps libre quand on le partage avec son conjoint. Les résultats de Sédillot et Walraet (2002, p. 2) « accréditent l'idée d'une certaine interdépendance des choix des conjoints, notamment dans les décisions de retrait d'activité des femmes, mais confirment aussi que la forte pénalisation des départs anticipés dans le régime général limite la portée de cet effet ». Les modifica-

tions des barèmes de retraite induites par les réformes et la hausse progressive des droits des femmes conduiront certainement à poursuivre les recherches sur ces modèles joints de départ en retraite.

Pour terminer, il est important de noter que ces évolutions moyennes masquent des évolutions différenciées au sein de chaque groupe. Ainsi, à l'issue de la réforme de 2003, « l'ensemble de choix » des individus, par rapport à un scénario sans réforme, est plus grand – retraite plus faible ou plus élevée; départ plus précoce ou retardé. Il semblerait, mais ce travail est encore en cours, que ceci conduise à une hausse des disparités au sein de la population féminine. C'est dans cette optique que se poursuivra notre recherche. En effet, si les écarts moyens entre hommes et femmes se resserrent au fil des générations, il est possible que l'on assiste parallèlement à une hausse des disparités au sein de la population féminine retraitée elle-même (Bonnet et Colin, 2004). Pour traiter cette question mais aussi pour identifier de manière plus pertinente et plus systématique des groupes de « perdants » potentiels et des groupes de « gagnants » potentiels à la réforme, il faudra en particulier disposer d'indicateurs plus synthétiques, tenant compte de la durée passée en retraite et du niveau de pension. Par la suite, il pourra être intéressant d'introduire une approche de ces questions au niveau du ménage, la comparaison entre des ménages de retraités composés d'une personne et ceux composés d'un couple étant certainement une clé de lecture pertinente.

**Remerciements.** Nous remercions Cédric Afsa (Insee), Alexandre Vincent (DGTPE), Anne-Marie Brocas, Lucy apRoberts et Marie Reynaud (COR). Nous restons seuls responsables des erreurs qui subsisteraient.

## RÉFÉRENCES

- ASSEMBLÉE NATIONALE, 2003, *Rapport d'information fait au nom de la délégation aux droits des femmes et à l'égalité des chances entre les hommes et les femmes sur le projet de loi portant réforme des retraites*, n° 892, Paris, Assemblée nationale.
- BARDAJ J., SEDILLOT B., WALRAET E., 2002, « Évaluation de trois réformes du régime général d'assurance vieillesse à l'aide du modèle de microsimulation Destinie », *Document de travail*, n° G2002/07, Insee.
- BLANCHET D., CHANUT J.-M., 1998, « Les retraites individuelles à long terme : une projection par microsimulation », *Économie et Statistique*, n° 315, p. 95-106.
- BONNET C., BUFFETEAU S., GODEFROY P., 2004, « Retraite : vers moins d'inégalités entre hommes et femmes ? », *Population et Sociétés*, n° 401.
- BONNET C., BUFFETEAU S., GODEFROY P., 2006, « Disparités de retraite entre hommes et femmes : quels effets de la hausse de l'activité féminine et des réformes des retraites ? », *Document de travail*, n° G2006/01, Insee.
- BONNET C., CHAGNY O., VERONI P., 2004, « Les systèmes de retraite et les femmes, en France, en Allemagne et en Italie », *Revue de l'OFCE*, n° 90, p. 343-378.
- BONNET C., COLIN C., 2000, « Vers une réduction des disparités de retraite entre hommes et femmes ? », in *Égalité entre femmes et hommes : aspects économiques*, Rapport du Conseil d'analyse économique, sous la direction de B. Majnoni d'Intignano, Paris, La Documentation française.
- BONNET C., COLIN C., 2004, « Les retraites des femmes : une grande variété de situations », *Retraite et Société*, n° 43, p. 202-213.
- BROCAS A.-M., 2004, « Les femmes et les retraites en France : un aperçu historique », *Retraite et Société*, n° 43, p. 11-13.
- CHAGNY O., DUPONT G., STERDYNIAK H., VERONI P., 2001, « Les réformes des systèmes de retraite en Europe », *Revue de l'OFCE*, n° 78, p. 99-134.
- COEFFIC N., 2002, « Les montants des retraites perçues en 2001 », *Études et Résultats*, n° 183, Drees.
- COEFFIC N., 2003, « L'âge de liquidation de la génération 1934 », *Études et Résultats*, n° 237, Drees.
- COHEN-SOLAL M., LELIÈVRE M., 2003, « Niveau de vie et risque de pauvreté parmi les retraités des pays européens », *Études et Résultats*, n° 213, Drees.
- CONSEIL D'ORIENTATION DES RETRAITES (COR), 2001, *Retraites : renouveler le contrat social entre les générations*, Paris, La Documentation française.
- CONSEIL D'ORIENTATION DES RETRAITES (COR), 2004, *Retraites : les réformes en France et à l'étranger. Le droit à l'information*, Paris, La Documentation française.
- DEPARTMENT OF SOCIAL SECURITY (DSS), 1998, *A New Contract for Welfare : Partnership in Pensions*, London, The Stationery Office.
- DEPARTMENT FOR WORK AND PENSIONS (DWP), 2005, *The pensioners' incomes*, series 2003/4.
- FALKHINGHAM J., RAKE K., 2001, « Modelling the gender impact of the British pension reforms », in *Women, Work and Pensions*, Open University Press, p. 67-85.
- FOUQUET A., GAUVIN A., LETABLIER M.-T., 1999, « Des contrats sociaux entre les sexes différents selon les pays de l'Union européenne », in *Égalité entre hommes et femmes : aspects économiques*, Rapport du Conseil d'analyse économique, n° 15, p. 105-121.
- FULTZ E., RUCK M., STEINHILBER S. (dir.), 2003, « The gender dimensions of Social Security reform in Central and Eastern Europe : Case studies of the Czech Republic, Hungary and Poland », Budapest, Bureau international du travail.
- GILBERT N., 1994, « Politiques sociales et relations familiales : que peut-on changer ? », *Revue internationale de Sécurité sociale*, Vol. 47, n° 3-4.
- GINN J., 2003, *Gender, Pensions and the Lifecourse*, The Policy Press, University of Bristol.
- GINN J., DALY M., STREET D., 2001, « Engendering pensions : A comparative framework », in *Women, Work and Pensions*, Open University Press.
- INSEE, 1999, « Le modèle de microsimulation dynamique Destinie », *Document de travail*, n° G9913, Insee.
- LANQUETIN M.-T., 2003, « Les retraites des femmes : quelle égalité ? », *Droit social*, n° 11, p. 960-969.
- LEVINE P. J., MITCHELL S. O., PHILLIPS J. W., 1999, « Worklife determinants of retirement income differentials between men and women », *NBER Working Paper*, n° 7243.

- MATH A., 2001, « Quel avenir pour les retraites par répartition en Europe ? », *Revue de l'IRES*, n° 36, p. 3-59.
- MARUANI M., 2000, *Travail et emploi des femmes*, Paris, La Découverte.
- MERON M., SILVERA R., 2004, « Retraites : inégalités en tout genre », *Travail, Genre et Sociétés*, n° 12, p. 213-224.
- MEURS D., PONTHEUX S., 2000, « Une mesure de la discrimination dans l'écart de salaire entre hommes et femmes », *Économie et Statistique*, n° 337-338.
- MINISTERIO DE TRABAJO Y ASUNTOS SOCIALES, 2002, *Report on the Spanish national strategy for the future pension system*.
- PALIER B., 2003, *La réforme des retraites*, Paris, PUF, coll. Que sais-je ?
- PONTHEUX S., MEURS D., 2004, « Écarts de salaires entre les femmes et les hommes en Europe : effets de structure ou discrimination ? », *Revue de l'OFCE*, n° 90, p. 153-192.
- SEDILLOT B., WALRAET E., 2002, « La cessation d'activité au sein des couples : y a-t-il interdépendance des choix ? », *Document de travail*, n° G2002/03, Insee.
- STATISTICS SWEDEN, 2004, *Women and Men in Sweden. Facts and Figures 2004*.
- STOCK J. H., WISE D. A., 1990, « Pensions, the option value of work, and retirement », *Econometrica*, vol. 58, n° 5, p. 1151-1180.
- TOURNE M., 1996, « L'évolution des droits de retraite des femmes au régime général », *Retraite et Société*, n° 13, p. 49-83.
- VEIL M., 2000, « L'assurance vieillesse des femmes en Allemagne et le débat actuel sur la réforme », *Retraite et Société*, n° 32, p. 29-47.
- VEIL M., 2001, « Allemagne. La réforme des retraites de 2001, quelles incidences pour les femmes ? », *Chronique internationale de l'IRES*, n° 70, p. 3-14.
- WINQVIST K., 2002, « Les femmes et les hommes au-delà de l'âge de la retraite », *Statistiques en bref*, n° 21, Eurostat.

## Annexe I – Définitions

- Décote : coefficient de minoration appliqué à une pension pour un individu qui fait liquider sa retraite sans justifier des conditions requises pour bénéficier du taux plein (37,5 ans d'assurance avant 65 ans ou 65 ans pour le régime général avant 1993).
- Droit direct, pension de réversion : une personne ayant cotisé à un régime de retraite perçoit une pension de « droit direct ». Une veuve (ou un veuf) peut recevoir une partie de la pension de son conjoint décédé, qui est qualifiée de pension de « réversion ».
- Liquidation : la liquidation est le calcul des droits à la retraite. La date de liquidation détermine le point de départ de la pension.
- Pluripensionné, unipensionné : un pluripensionné est une personne qui a été affiliée à plusieurs régimes de base. Il existe en effet des régimes différents pour les salariés du secteur privé, les salariés du secteur public, les agriculteurs, les artisans, les professions libérales, etc. Un pluripensionné a droit à plusieurs pensions de base. On parle d'unipensionné pour quelqu'un qui ne dépend que d'un régime de base (régime général pour un salarié du privé).
- Proratisation : la pension dépend de la durée validée dans le régime. Pour cela, on calcule le rapport entre cette durée et la durée maximale prise en compte par le régime (150 trimestres soit 37,5 ans avant 2003) ; on dit alors que la pension est « proratisée » en fonction de la durée d'assurance.
- Régimes de base, régimes complémentaires : les régimes de base assurent une première protection, dans une certaine limite (plafond de la Sécurité sociale). Ils fonctionnent par annuités. Les régimes complémentaires viennent en complément des régimes de base. Ils fonctionnent le plus souvent par points.
- Surcote : majoration de la pension pour une personne liquidant sa retraite après 60 ans, et au-delà de la durée de cotisation requise.
- Taux de remplacement : proportion que représente la retraite perçue par rapport au revenu d'activité. En général, on rapporte la première pension perçue au dernier revenu d'activité.

## Annexe II – Les régimes de retraite complémentaire

### • Règles de calcul

La retraite complémentaire des salariés du secteur privé fonctionne sur le mode d'un système à points. Au cours de sa vie active, le salarié acquiert des points ; le nombre de ces points est obtenu en divisant le montant des cotisations salariales (on note  $\tau$  le taux de cotisation et  $w$  le salaire) par le prix d'achat du point (appelé salaire de référence,  $SR$ ). Lors du départ en retraite, la pension ( $P$ ) est égale au nombre total de points accumulés multiplié par la valeur du point à cette date ( $vp$ ). En cas de départ avant de bénéficier du taux plein dans le régime général, un coefficient d'abattement (*coeff*) est appliqué à la pension. Il s'élève à 1 % par trimestre manquant de 1 à 12 trimestres et à 1,25 % par trimestre manquant de 13 à 20 trimestres (le nombre de trimestres manquants est calculé comme dans le régime général, cf. *supra*).

$$P_i = coeff \times vp_i \times \sum_{i = \text{début activité}}^{\text{retraite}} \frac{w_i \times \tau_i}{SR_i}$$

### • Les réformes des régimes complémentaires (Arrco et Agirc)

Les accords sont signés par les partenaires sociaux qui sont aussi les gestionnaires des régimes. Le régime des cadres est géré par l'Association générale des institutions de retraite des cadres (Agirc) et celui des non-cadres est géré par l'Association des régimes de retraite complémentaire (Arrco). Les accords stipulent, entre autres, l'évolution des taux de cotisation et du rendement du régime – indexation du salaire de référence (prix d'achat du point) et de la valeur du point – pour une période définie. Afin d'assurer l'équilibre financier des régimes, on peut en effet jouer sur l'ensemble de ces paramètres.

Les accords de 1993-1994 et d'avril 1996 ont conduit à une baisse de rendement des régimes. L'accord de 1996 a en effet indexé la valeur du point sur les prix, tandis que le salaire de référence continuait à évoluer comme les salaires.

Les accords de 2001 ont interrompu cette baisse du rendement en indexant le salaire de référence sur les prix, limitant ainsi les effets des réformes des années précédentes.

Enfin, les accords de novembre 2003 (derniers en date) ont fixé les valeurs des paramètres jusqu'en 2008 (sauf révision). Ils reviennent à une indexation du salaire de référence sur le salaire moyen et à une indexation de la valeur du point sur les prix.

## Annexe III : Modification des paramètres de calcul de la pension de base depuis 1993

La formule générale de calcul des retraites pour les salariés du secteur privé est la suivante :

$$P = Taux \times Min \left[ \frac{T}{DC_g}; 1 \right] \times SAM$$

$$\text{Où } Taux = \begin{cases} 50 \% \\ - Tx_{déc, g} \times \text{Max}(0; \text{Min}(DC_g - T; 4 \times (65 - \hat{a}ge))) & \text{“décote”} \\ + Tx_{sur, a} \times 1_{(\hat{a}ge > 60)} \times \text{Max}(0; T - DC_g) & \text{“surcote”} \end{cases}$$

$DC_g$  représente la durée cible pour la génération  $g$ ,

$Tx_{déc, g}$  représente le niveau de la décote pour la génération  $g$ ,

$Tx_{sur, a}$  représente le niveau de la surcote l'année  $a$ ,

Le tableau annexe récapitule les paramètres applicables pour le calcul des pensions selon la génération en fonction de la législation en vigueur à chaque période.

TABLEAU ANNEXE. – MODIFICATION DES PARAMÈTRES DE CALCUL DE LA PENSION APPLICABLES À CHAQUE GÉNÉRATION AVANT ET APRÈS LES RÉFORMES

Génération	Durée de référence pour le calcul du taux de liquidation (en trimestres) $DC_g$			Durée pour le calcul de la proratisation (en trimestres)			Taux de décote (en %) $Tx_{déc, g}$			Taux de surcote (en %) $Tx_{sur, a}$		
	Avant 1993	Après 1993	Après 2003	Avant 1993	Après 1993	Après 2003	Avant 1993	Après 1993	Après 2003	Avant 1993	Après 1993	Après 2003
1933	150	150	150	150	150	150	10	10	10	0	0	0
1934	150	<b>151</b>	151	150	150	150	10	10	10	0	0	0
1935	150	<b>152</b>	152	150	150	150	10	10	10	0	0	0
1936	150	<b>153</b>	153	150	150	150	10	10	10	0	0	0
1937	150	<b>154</b>	154	150	150	150	10	10	10	0	0	0
1938	150	<b>155</b>	155	150	150	150	10	10	10	0	0	0
1939	150	<b>156</b>	156	150	150	150	10	10	10	0	0	0
1940	150	<b>157</b>	157	150	150	150	10	10	10	0	0	0
1941	150	<b>158</b>	158	150	150	150	10	10	10	0	0	0
1942	150	<b>159</b>	159	150	150	150	10	10	10	0	0	0
1943	150	<b>160</b>	160	150	150	150	10	10	10	0	0	0
1944	150	160	160	150	150	<b>152</b>	10	10	<b>9,5</b>	0	0	<b>3</b>
1945	150	160	160	150	150	<b>154</b>	10	10	<b>9,0</b>	0	0	3
1946	150	160	160	150	150	<b>156</b>	10	10	<b>8,5</b>	0	0	3
1947	150	160	160	150	150	<b>158</b>	10	10	<b>8,0</b>	0	0	3
1948	150	160	160	150	150	<b>160</b>	10	10	<b>7,5</b>	0	0	3
1949	150	160	<b>161</b>	150	150	<b>161</b>	10	10	<b>7,0</b>	0	0	3
1950	150	160	<b>162</b>	150	150	<b>162</b>	10	10	<b>6,5</b>	0	0	3
1951	150	160	<b>163</b>	150	150	<b>163</b>	10	10	<b>6,0</b>	0	0	3
1952	150	160	<b>164</b>	150	150	<b>164</b>	10	10	<b>5,5</b>	0	0	3
1953	150	160	<b>164</b>	150	150	<b>164</b>	10	10	<b>5,0</b>	0	0	3
1954	150	160	<b>165</b>	150	150	<b>165</b>	10	10	5,0	0	0	3
1955	150	160	<b>165</b>	150	150	<b>165</b>	10	10	5,0	0	0	3
1956	150	160	<b>165</b>	150	150	<b>165</b>	10	10	5,0	0	0	3
1957	150	160	<b>166</b>	150	150	<b>166</b>	10	10	5,0	0	0	3
1958	150	160	<b>166</b>	150	150	<b>166</b>	10	10	5,0	0	0	3
1959	150	160	<b>166</b>	150	150	<b>166</b>	10	10	5,0	0	0	3
1960 et suivantes	150	160	<b>167</b>	150	150	<b>167</b>	10	10	5,0	0	0	3

*NB* : la montée en charge des durées de référence et de cotisation à partir de la génération 1953 est donnée à titre indicatif. Elle n'est pas inscrite dans la loi et dépendra de la réalisation des gains d'espérance de vie anticipés.



**BONNET Carole, BUFFETEAU Sophie, GODEFROY Pascal.– Les effets des réformes des retraites sur les inégalités de genre en France**

Alors que la problématique des écarts entre les retraites des hommes et celles des femmes et de leurs évolutions est relativement peu abordée en France, les quelques études existantes concluent cependant à une réduction des écarts entre hommes et femmes à l'horizon 2040. Cet article s'inscrit dans la lignée de ces travaux en s'interrogeant sur un éventuel impact différencié selon le sexe des réformes des retraites adoptées en France en 1993 et en 2003. Pour cela, on projette les droits à la retraite des générations 1965-1974 à l'aide du modèle de microsimulation dynamique Destinie dans trois scénarios : avant la réforme de 1993 ; après la réforme de 1993 et avant celle de 2003 ; après la réforme de 2003. On montre que, malgré l'absence de dispositions spécifiques selon le sexe, ces réformes semblent avoir un impact plus négatif sur les pensions des femmes que sur celles des hommes. En effet, sans les réformes et sous des hypothèses de maintien des tendances actuelles quant à l'activité, les hommes des générations 1965-1974 percevraient une pension moyenne 1,47 fois plus élevée que celle des femmes. Avec la réforme de 1993, le ratio s'établit à 1,54 et avec celle de 2003 à 1,59.

**BONNET Carole, BUFFETEAU Sophie, GODEFROY Pascal.– Effects of Pension Reforms on Gender Inequality in France**

Though the question of pension disparities between men and women and their evolution over time has rarely been examined in France, the few existing studies conclude that the pension gap between men and women will progressively narrow up to 2040. This article follows on from this research by assessing the degree of gender-neutrality of the French pension reforms of 1993 and 2003. To this end, the entitlements of the 1965-1974 cohorts were projected using the Destinie dynamic microsimulation model for three different scenarios: before the 1993 reform; between the 1993 and 2003 reforms; and after the 2003 reform. We demonstrate that although the provisions are gender-neutral, these reforms appear to have a more negative impact on women's pension entitlements than on those of men. Without the reforms and assuming a continuation of current labour force participation trends, men of the 1965-74 cohorts will receive a mean pension that is 47% higher than that of women. With the 1993 reform, the ratio is 1.54, and with that of 2003, it is 1.59.

**BONNET Carole, BUFFETEAU Sophie, GODEFROY Pascal.– Los efectos de las reformas de las pensiones sobre la desigualdades de género en Francia**

Las diferencias entre hombres y mujeres en términos de pensiones de jubilación y su evolución a través del tiempo han sido poco estudiadas en Francia. Los escasos estudios existentes concluyen que tales diferencias se reducirán de aquí al año 2040. Este artículo forma parte de estos trabajos, ya que analiza las posibles diferencias por sexo del impacto de las reformas de las pensiones llevadas a cabo en 1993 y en 2003. Para tal análisis proyectamos los derechos a percibir una pensión de las generaciones de 1965-1974 con un modelo de microsimulación dinámica Destinie y tres escenarios: antes de la reforma de 1993; después de la reforma de 1993 y antes de la reforma del 2003; y después de la reforma del 2003. Los resultados muestran que, a pesar de la ausencia de regulaciones específicas por sexo, estas reformas parecen tener un efecto más negativo sobre las pensiones de las mujeres que sobre las de los hombres. Es decir, sin reformas y bajo hipótesis de estabilidad de las tendencias de actividad actuales, los hombres de las generaciones de 1965-1974 recibirían una pensión media 1,47 veces más elevada que las mujeres. Teniendo en cuenta la reforma de 1993, el ratio aumenta a 1,54 y con la reforma del 2003, a 1,59.