

## **Disparités de retraite entre hommes et femmes : quelles évolutions au fil des générations ?**

**Carole Bonnet\*, Sophie Buffeteau\*\* et Pascal Godefroy\*\***

---

Au fil des générations, la participation des femmes au marché du travail s'est accrue et les interruptions de carrière sont moins fréquentes, conduisant à une hausse des durées validées au titre de la retraite, celle des hommes étant orientées à la baisse. Par ailleurs, les écarts de salaire se sont réduits en particulier sous l'effet de la hausse de la qualification des femmes. Sur la même période, l'allongement des études retarde l'entrée dans la vie active pour les deux sexes.

Au final, ces effets socioéconomiques expliquent une part importante de la réduction pour les générations futures des écarts de niveaux de pension et d'âges de départ en retraite entre hommes et femmes observés sur les générations actuelles. Dans les simulations réalisées à l'aide du modèle *Destinie*, les écarts de pension demeureraient néanmoins importants. Les hommes retraités du secteur privé des générations 1965-1974 percevraient une pension supérieure de plus de moitié à celle des femmes. En effet, si ces dernières participent davantage au marché du travail, leur taux d'activité est encore inférieur à celui des hommes, le temps partiel est fréquent et les disparités salariales perdurent. De plus, les modifications des barèmes des systèmes de retraite auraient aussi joué un rôle dans l'évolution des disparités de pension entre les sexes. En effet, la réduction des écarts aurait été sensiblement plus importante si les réformes de 1993 et de 2003 n'avaient pas été mises en œuvre.

Les âges de liquidation convergeraient entre hommes et femmes. Un âge de fin d'études plus tardif et le durcissement des conditions de liquidation conduiraient à la hausse de l'âge de départ en retraite, mais cette évolution serait quasiment compensée pour les femmes par l'allongement de leur durée d'activité. De plus, la moindre pénalité associée à un départ précoce introduite par la réforme de 2003 pourrait inciter certaines femmes inactives à avancer leur âge de départ.

---

\* Carole Bonnet appartient à l'Ined.

\*\* Au moment de la rédaction de cet article, Sophie Buffeteau et Pascal Godefroy appartenaient au Département des études économiques d'ensemble de l'Insee.

Les disparités de retraite entre hommes et femmes, aussi bien en termes de niveau de pension que d'âge de liquidation, sont aujourd'hui importantes. En 2001, les femmes retraitées perçoivent une pension inférieure de moitié à celle des hommes retraités, même si les écarts semblent se réduire lentement pour les générations de retraités les plus jeunes (Coëffic, 2002). Dans les systèmes de retraite qui lient droits à pension et activité professionnelle, ces écarts reflètent les différences sur le marché du travail, qu'elles s'observent dans les taux de participation ou dans les écarts de salaire (Ponthieux et Meurs, 2004). Les femmes retraitées ont en effet été moins présentes sur le marché du travail que les hommes, en particulier parce qu'elles se sont davantage investies dans la sphère familiale. Aujourd'hui, la présence d'enfants ne signifie plus le retrait systématique du marché du travail et l'activité des femmes a connu une hausse importante au fil des générations. Cette évolution devrait induire une hausse des pensions de retraite des femmes et permettre ainsi une réduction des écarts avec les hommes. Dans le même temps, les réformes du système de retraite mises en œuvre en 1993 et en 2003 modifient également les conditions de départ au fil des générations. Ces réformes ne comportent pas *a priori* de dispositif sexué mais pourraient cependant influencer sur les écarts entre les hommes et les femmes compte tenu des profils de carrières différents de ces derniers.

Les évolutions des conditions de liquidation pour les générations nées entre 1940 et 1974 et des écarts entre hommes et femmes au sein de ces générations peuvent être étudiées par le biais des projections réalisées à l'aide du modèle de micro-simulation *Destinie* (cf. encadré 1) pour le seul secteur privé. Afin de quantifier ce qui relève dans ces évolutions des modifications sur le marché du travail et des réformes des systèmes de retraite, on décompose ces évolutions en deux types d'effets : un effet socio-économique et un effet réforme. Ce dernier peut être scindé en une composante traduisant le durcissement des conditions de calcul de la retraite à taux plein (1), et une composante traduisant l'arbitrage des individus en termes de départ avant ou après le taux plein, arbitrage que la réforme de 2003 a rendu plus attractif.

**Les écarts entre les hommes et les femmes au moment du départ à la retraite sont le reflet partiel des écarts sur le marché du travail**

Le système de retraite français lie assez étroitement participation au marché du travail et

montant de la pension de retraite. En effet, la retraite dépend de manière générale de la durée d'assurance de l'individu et de son niveau de salaire passé, les règles pouvant varier selon le régime d'affiliation (secteur privé, secteur public, indépendants, etc.). Les femmes retraitées ayant été moins présentes sur le marché du travail que les hommes (interruptions plus fréquentes, recours au temps partiel plus élevé), elles obtiennent des retraites d'un montant inférieur (Milewski *et al.*, 2005, pour une description détaillée des différences entre hommes et femmes sur le marché du travail, aussi bien en termes de participation que du point de vue salarial). Cependant, ces écarts de retraite sont moindres que ceux constatés au moment de l'activité professionnelle, en raison d'un certain nombre de dispositifs à caractère redistributif dont bénéficient de droit ou de fait davantage les femmes. Par exemple, les dispositifs de droits familiaux, tels la majoration de durée d'assurance pour enfant ou l'assurance vieillesse des parents au foyer (cf. encadré 2), permettent d'accroître la durée cotisée au titre de l'activité professionnelle et ainsi de compenser, partiellement et en particulier pour les femmes, d'éventuelles périodes d'inactivité liées aux enfants.

La participation au marché du travail s'est cependant profondément modifiée depuis le début des années 1970. Les taux d'activité féminins ont en effet connu une hausse importante, même si cette dernière s'est essentiellement faite sous forme de temps partiel (Afsa et Buffeteau, 2007, ce numéro ; Bonnet et Colin, 2004). Si en 1975, le taux d'activité des 25 à 49 ans s'élevait à 58,6 % chez les femmes et à 97,0 % chez les hommes, les écarts se sont réduits. En 2004, le taux d'activité des femmes âgées de 25 à 49 ans s'établit à 81 % et est encore inférieur de 14,3 points à celui des hommes.

La persistance des écarts entre les taux d'activité masculins et féminins s'explique en partie par la moindre participation des mères – en particulier de trois enfants et plus ou d'un enfant de moins de trois ans – au marché du travail (cf. tableau 1). Elle se traduit mécaniquement par une moindre acquisition de droits à retraite et explique la mise en œuvre progressive par le législateur de dispositifs de validation des périodes d'interruption d'activité pour enfants (Brocas, 2004). Pourtant, on dispose aujourd'hui de peu d'éléments sur les durées

1. Le taux plein désigne le taux de liquidation maximum qui est utilisé dans le calcul de la pension. Il est égal à 50 %.

d'interruption réelles des femmes pour cause d'enfants. Les données longitudinales, comportant un double calendrier, professionnel et familial, sont en effet rares. L'exploitation de l'enquête *Patrimoine 2003* (2) nous permet d'apporter ici quelques éléments d'informa-

tions sur les trajectoires d'activité des femmes par génération (3).

2. Cette enquête comporte un calendrier rétrospectif d'activité, ainsi que les raisons d'une inactivité déclarée (choix entre les trois raisons suivantes : « éducation des enfants », « maladie » ou « autres »). Le calendrier est annuel.  
3. Des données de ce type sur l'enquête *Patrimoine de 1998* sont disponibles dans Bonnet et Chambaz (2001).

#### Encadré 1

### LE MODÈLE DE MICROSIMULATION *DESTINIE*

Le modèle *Destinie* (modèle Démographique Économique et Social de Trajectoires INDividuelles simu-léEs) est construit pour analyser la situation des retraités. L'aspect temporel de la problématique des retraités nécessite de faire vieillir un échantillon d'individus représentatif de la population française. Dans ce cadre, *Destinie* permet de construire le parcours socio-économique jusqu'à l'horizon 2040 de près de 50 000 individus issus de l'enquête *Patrimoine 1998* de l'Insee. Il simule ces trajectoires individuelles à l'aide de règles déterministes, d'hypothèses de comportement et de tirage d'aléas : les projections sont individuelles et ne se font pas sur des ensembles de populations.

Pour chaque individu, *Destinie* simule 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 chaque année et pour chaque individu de l'échantillon une série de nombres aléatoires afin que deux individus ayant strictement les mêmes caractéristiques observables (même âge, sexe, niveau d'études, etc) ne soient pas identiques dans *Destinie*. Pour chaque individu et pour chaque événement, la position 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.

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 quitte ses études et la date de liquidation de la retraite, les passages entre les différents statuts d'occupation résultent de l'application de probabilités de transition conditionnées par le statut d'occupation 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 (modèles logit) 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. 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.

La décision de départ en retraite est simulée par 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 des droits à la retraite. Ce bien-être prend en compte la chronique des revenus 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 de décès chaque année. Ce modèle est intéressant puisqu'il 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 explicitement contraint par la demande de travail et la décision est individuelle (et pas au niveau du ménage). De plus, un certain nombre de paramètres sont calibrés. Une fois l'âge de liquidation déterminé, le modèle simule l'ensemble des composantes des pensions, y compris les pensions de réversion, les avantages familiaux, l'attribution du minimum contributif et du minimum vieillesse.

Pour plus d'informations, se reporter à Bardaji, Sédillot et Walraet (2003).

Les évolutions entre les générations 1920-1929 et 1940-1949 (cf. tableau 2) peuvent être résumées par trois tendances principales :

- la hausse de la participation au marché du travail des femmes : la part des femmes déclarant n'avoir jamais travaillé a été divisée par deux (19 % dans les générations 1920-1929 et 9 % dans les générations 1940-1949) ;

- si les femmes exercent plus souvent une activité professionnelle, la part de celles qui interrompent leur activité pour élever leurs enfants demeure importante (46 % des femmes des générations 1920-1929, 42 % des femmes des générations 1940-1949 et un tiers d'entre elles dans les générations 1950-1959).

#### Encadré 2

### LES AVANTAGES FAMILIAUX DANS LE SYSTEME DE RETRAITE POUR LES SALARIÉS DU SECTEUR PRIVÉ

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

- relever le niveau de pension des mères (ou des pères), la présence d'enfants affectant leur activité (carrières plus courtes et moindres progressions de salaire) et donc, le niveau de 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 dans 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 trois enfants et plus. Les mêmes dispositifs existent dans d'autres régimes (en particulier pour le secteur public) mais à des niveaux et avec des modalités d'application différents.

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

Ce dispositif octroie, uniquement aux mères, une majoration de durée d'assurance à hauteur d'un trimestre par année durant laquelle elles ont élevé un enfant, dans la limite de huit 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.

#### L'assurance vieillesse des parents au foyer (AVPF)

L'objectif de l'AVPF est de relever le niveau de la pension perçue par les parents en validant les périodes

d'interruption (ou de moindre activité) pour cause 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 ainsi 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 ou à la prise en charge d'un enfant ou d'un adulte handicapé. Elle est sous conditions 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, sauf pour 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 salaire à temps plein au Smic. C'est ainsi sur la base du Smic que sera valorisée l'annuité AVPF pour le calcul du salaire annuel moyen. Les durées validées au titre de l'AVPF sont prises en compte dans la durée d'assurance. L'AVPF est largement diffusée parmi les ménages (près de deux millions d'assurés ont eu au moins un report AVPF pour l'année 2004,) même si, selon les estimations, entre 10 et 20 % des ménages potentiellement bénéficiaires sont exclus de ce dispositif en raison de revenus supérieurs aux conditions 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 majorations de durée d'assurance (quel que soit le régime).

#### Validation du congé parental

Les pères et les mères de famille peuvent bénéficier d'une majoration de durée d'assurance égale à la durée effective du congé parental (trois ans maximum). Cette validation n'est pas cumulable avec la majoration de durée d'assurance de deux ans par enfant. La durée la plus avantageuse est retenue.

#### La bonification de la pension pour enfants

La bonification pour enfants est accordée aux retraités ayant eu au moins trois enfants ou les ayant élevés pendant neuf ans avant leur seizième anniversaire. Elle peut être accordée aux deux parents. Son montant varie selon les régimes et s'élève à 10 % dans le régime général.

- parmi les femmes qui s'interrompent, la part de celles qui ne se représentent plus sur le marché du travail est en recul. Elle est de 23 % pour les dernières générations considérées alors que plus de quatre femmes sur dix étaient concernées parmi leurs aînées (générations 1920-1929).

Ainsi, la part des femmes pour lesquelles la présence d'enfants se traduit par une interruption d'activité ou une inactivité a diminué au fil des générations. Malgré tout, encore près d'une femme sur deux dans les générations 1940-1949 a vu sa trajectoire d'activité affectée par la présence d'enfants (cf. graphique I). Si on considère les générations suivantes (géné-

rations 1950-1959) qui partiront à la retraite à partir de 2010, un tiers de celles qui travaillent ou ont travaillé déclarent avoir interrompu leur carrière (7,5 % de manière définitive) pour cette raison (4).

Si les interruptions de carrière pour enfants deviennent moins fréquentes (en particulier les définitives), les durées moyennes d'interruption sont aussi plus courtes. Ainsi, les femmes des générations 1920-1929 se sont interrompues

4. Les femmes des générations 1950-1959 sont âgées de 45 à 54 ans à la date d'enquête. Il est donc encore possible pour certaines, considérées comme ayant interrompu définitivement leur carrière, de reprendre une activité ultérieurement.

Tableau 1

**Activité, emploi et chômage selon la situation familiale et le nombre d'enfants**

En %

	Taux d'activité							
	Ensemble		À temps complet		À temps partiel		Au chômage	
	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes
<b>En couple</b>	<b>75,3</b>	<b>91,7</b>	<b>46,4</b>	<b>83,5</b>	<b>22,1</b>	<b>3,0</b>	<b>6,8</b>	<b>5,2</b>
Sans enfant	74,2	85,3	50,9	76,7	16,7	3,4	6,5	5,3
1 enfant de moins de 3 ans	79,3	96,3	55,7	87,4	14,1	2,2	9,5	6,8
2 enfants dont au moins 1 de moins de 3 ans	58,5	96,5	28,1	87,5	25,4	2,8	5,0	6,2
3 enfants ou plus dont au moins 1 de moins de 3 ans	37,1	95,5	17,9	83,0	15,9	4,4	3,3	8,1
1 enfant âgé de 3 ans ou plus	80,0	91,7	51,8	83,9	21,8	3,1	6,4	4,6
2 enfants âgés de 3 ans ou plus	83,7	95,8	47,7	89,6	29,4	2,1	6,5	4,1
3 enfants ou plus âgés de 3 ans ou plus	68,6	94,4	31,9	84,8	27,5	3,4	9,2	6,2
<b>Non en couple</b>	<b>53,2</b>	<b>59,3</b>	<b>33,9</b>	<b>44,7</b>	<b>10,6</b>	<b>4,4</b>	<b>8,8</b>	<b>10,1</b>
Sans enfant	45,9	58,4	29,3	43,8	8,9	4,4	7,7	10,2
1 enfant ou plus	82,2	89,0	52,2	75,7	17,3	4,7	12,7	8,6
<b>Ensemble</b>	<b>67,3</b>	<b>78,8</b>	<b>41,9</b>	<b>84,6</b>	<b>17,9</b>	<b>3,5</b>	<b>7,5</b>	<b>7,2</b>

Lecture : en 2004, 75,3 % des femmes vivant en couple sont actives : 46,4 % travaillent à temps complet, 22,1 % à temps partiel et 6,8 % sont au chômage. Les résultats sont en moyenne annuelle.

Champ : France métropolitaine, personnes âgées de 15 à 59 ans.

Source : enquête Emploi, Insee.

Tableau 2

**Trajectoires d'activité des générations 1920 à 1959, selon la présence d'une interruption pour enfants**

En %

	Génération 1920-1929	Génération 1930-1939	Génération 1940-1949	Génération 1950-1959
A travaillé	81	88	91	94
Parmi les femmes qui ont travaillé, part de celles qui ont interrompu leur activité (1)	46	50	42	33
Parmi celles qui se sont interrompues,				
Ont repris une activité	57	63	78	77
N'ont pas repris une activité	43	37	22	23
1. Dans notre classification, sont aussi incluses dans cette catégorie les femmes entrées tardivement sur le marché du travail, après une période d'inactivité pour l'éducation des enfants. Si elles sont ensuite restées sur le marché du travail, elles apparaissent dans l'item « Ont repris une activité ». Dans les faits, elles « ont pris une activité ». Elle sont de toute manière peu nombreuses dans ce cas là.				

Champ : femmes ayant eu des enfants ; générations 1920 à 1959.

Source : enquête Patrimoine 2003, Insee.

en moyenne 14 ans (pour élever leurs enfants) avant de reprendre une activité (cf. tableau 3). Dans les générations 1940-1949, la durée d'interruption moyenne s'élève à 12 ans. Ces durées moyennes recouvrent toutefois de grandes disparités, en particulier selon le nombre d'enfants (cf. tableau 4).

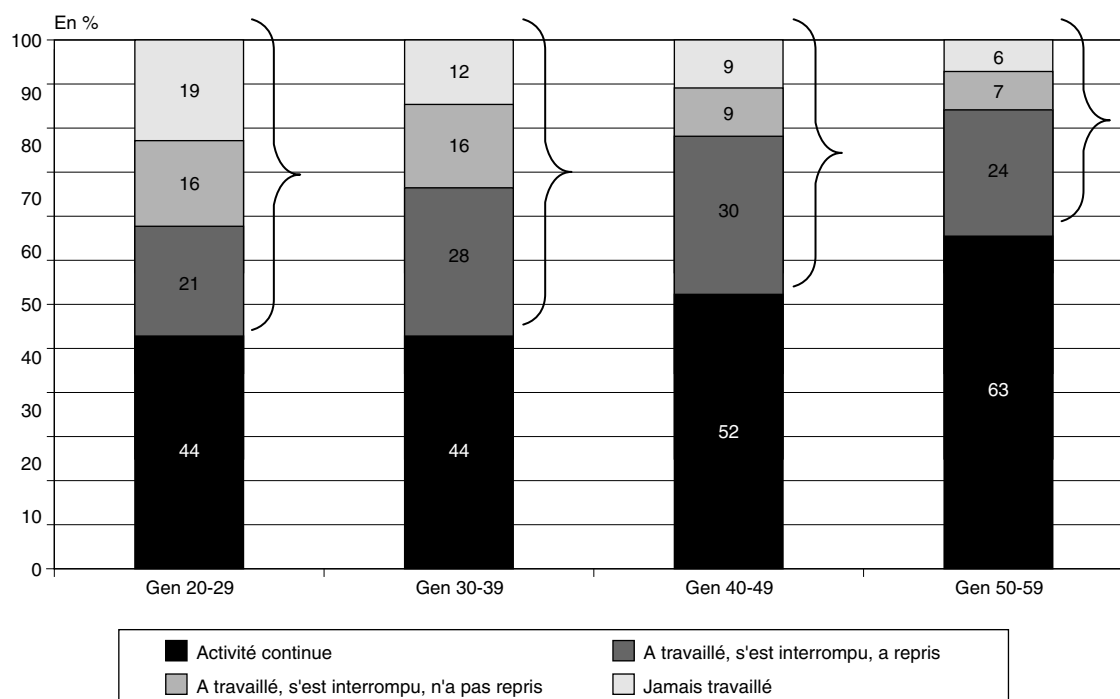
Il est possible de mettre en regard ces durées d'interruption avec les validations au titre de la présence d'enfants accordées par le système de retraite (5) (cf. encadré 2). Au fil des générations, les fréquences d'interruption sont moindres et les durées plus courtes. Pour de nombreuses femmes cependant, elles restent

longues, en particulier si on se place dans une perspective d'acquisition de droits à retraite. Ainsi, si la durée d'interruption d'un quart des mères de deux enfants des générations 1950-1959 n'excède pas 4 ans, 25 % ont des durées d'inactivité supérieures à 11 ans.

Ces quelques faits stylisés permettent de mieux comprendre les écarts de retraite observés aujourd'hui entre les hommes et les femmes, liés à des durées de cotisation plus courtes pour ces dernières et ce, malgré l'existence des dis-

5. Majoration de durée d'assurance, AVPF, validation du congé parental.

Graphique I  
Part des mères dont la trajectoire est affectée par la présence d'enfants



Lecture : dans l'enquête, la raison d'une période d'inactivité est demandée aux individus ayant au moins travaillé un an. Pour les femmes qui déclarent n'avoir jamais travaillé, on suppose que la présence d'enfants est la raison de leur inactivité. On entend par « Activité continue », une absence d'inactivité pour « éducation des enfants ». Dans notre classification, sont aussi incluses dans la catégorie « A travaillé, s'est interrompue, a repris », les femmes entrées tardivement sur le marché du travail, après une période d'inactivité pour « éducation des enfants » et qui y sont restées ensuite.

Champ : femmes ayant eu des enfants, générations 1920 à 1959.  
Source : enquête Patrimoine 2003, Insee.

Tableau 3  
Durées moyennes d'interruption pour les mères, selon qu'il y ait ou non reprise d'activité

Génération	A travaillé, s'est interrompue, a repris			A travaillé, s'est interrompue, n'a pas repris		
	Part (en %)	Durée de l'inactivité (en années)		Part (en %)	Durée de l'inactivité (en années)	
		moyenne	médiane		moyenne	médiane
1920-1929	21	14,2	12	16	36,3	37
1930-1939	28	13,7	13	16	36,7	38
1940-1949	30	12,1	11	9	33,4	34
1950-1959	24	10,0	9	7	21,7	22

Lecture : parmi les femmes des générations 1920-1929 ayant eu des enfants, 21 % ont travaillé, se sont interrompues et ont repris une activité.

Champ : femmes ayant eu des enfants ; générations 1920 à 1959.  
Source : enquête Patrimoine 2003, Insee.

positifs de droits familiaux. Les femmes nées entre 1940 et 1944 percevraient en moyenne une pension égale à la moitié de celle des hommes de la même génération, tout en partant à la retraite presque deux ans plus tard (Coëffic, 2002, 2003). Cependant, la forte hausse de l'activité féminine depuis le début des années 1970 (cf. graphiques II et III) conjuguée à une diminution des écarts de salaire (cf. graphique IV) devrait conduire à un rapprochement des conditions de liquidation entre les hommes et les femmes pour les générations plus jeunes.

Parallèlement à ce rapprochement des comportements sur le marché du travail, on assiste à la montée en charge des réformes de 1993 puis de 2003. Ces réformes ne font pas de distinction par sexe (6). Elles pourraient cependant avoir des conséquences différenciées pour les hommes et pour les femmes, compte tenu des différences de carrières.

### Une évolution liée à la fois à des effets socio-économiques et aux réformes du système de retraite

L'évolution des conditions de départ en retraite au fil des générations peut donc être rattachée à deux effets : d'une part, les évolutions sur le marché du travail se répercutent mécaniquement au moment du passage à la retraite. On qualifie cet effet d'« effet socio-économique ». D'autre part, les réformes du système de retraite sont des réformes générationnelles : elles s'appliquent différemment aux individus selon leur date de naissance. Par exemple, un individu appartenant au secteur privé et né en 1940 liquidera ses droits sans être concerné (ou à peine) par la réforme de 2003, ce qui n'est pas le cas d'un individu né en 1965. Cet effet, que l'on

6. À l'exception des modifications concernant certains droits familiaux.

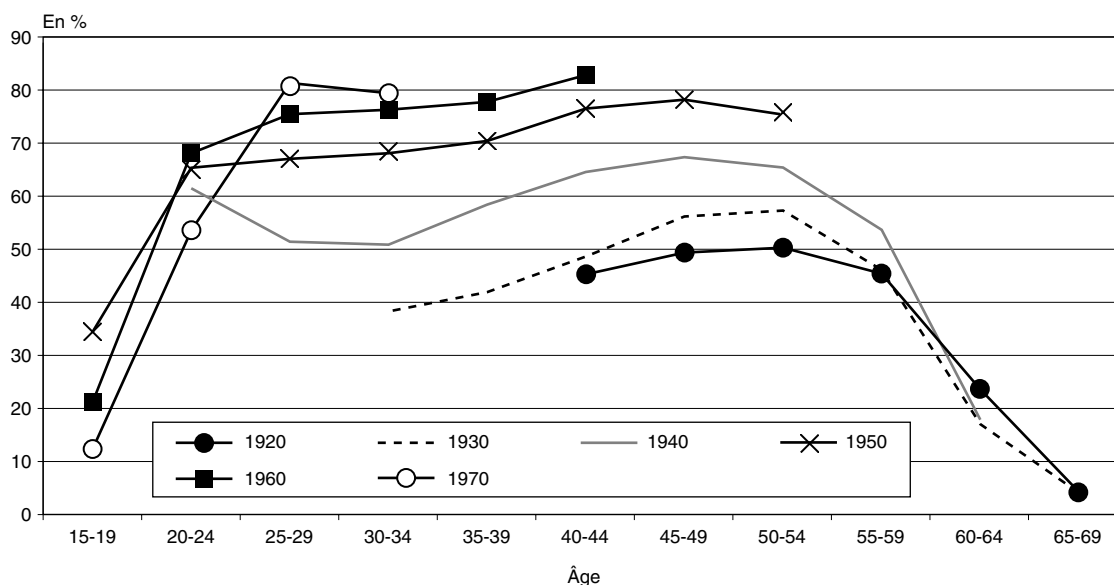
Tableau 4  
Durées moyennes d'inactivité pour les mères ayant interrompu puis repris leur activité, selon le nombre d'enfants

Nombre d'enfants	Génération 1920-1929				Génération 1930-1939				Génération 1940-1949				Génération 1950-1959			
	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4
Premier quartile	3	7	7	12	4	5	9	11	3	5	8	10	2	4	4	9
Deuxième quartile	8	12	11	18	8	10	15	19	6	10	14	15	3	7	10	16
Troisième quartile	13	20	22	24	15	17	21	21	9	14	20	20	8	11	15	21
Moyenne	8,9	13,8	13,9	18,7	10,4	11,6	15,2	16,7	6,8	9,9	14,6	15,5	6,8	8	10,1	14,9

En années

Lecture : 25 % des mères nées entre 1920 et 1929 et qui ont eu un seul enfant se sont interrompues moins de trois ans.  
Champ : femmes des générations 1920 à 1959 ayant eu des enfants ; qui travaillent ou ont travaillé, ont interrompu puis repris une activité.  
Source : enquête Patrimoine 2003, Insee.

Graphique II  
Taux d'activité des femmes pour cinq générations



Sources : enquêtes Emploi 1977-2002, Insee.

qualifie d'« effet réforme » peut lui-même être décomposé en deux « sous » effets dits « effet de durcissement du taux plein » et « effet d'arbitrage » (cf. encadré 3).

Par la suite, seuls les salariés du secteur privé seront considérés. De plus, nous nous intéressons uniquement aux pensions de droit direct, acquises au titre de l'activité professionnelle. Nous ne tenons pas compte des pensions de réversion (7), même si elles représentent une part non négligeable des pensions totales des femmes, réduisant ainsi les écarts observés sur les pensions de droit direct.

### L'effet « socio-économique » mesure les conséquences des évolutions de la participation au marché du travail

Au fil des générations, la modification d'un certain nombre de facteurs socio-économiques influe sur les conditions de passage à la retraite (8). Les périodes d'inactivité des femmes seraient à la fois moins fréquentes et plus courtes au fil des générations, conduisant à une hausse de l'activité féminine. Dans le même temps, l'âge de fin d'études augmente chez les hommes comme chez les femmes, ce qui induirait toutes choses égales par ailleurs une baisse des durées validées (cf. tableau 5). Au total, les durées validées à 60 ans diminueraient chez les hommes mais augmenteraient chez les femmes (cf. tableau 6). Le recul de l'âge d'entrée sur le marché du travail serait plus que compensé

pour les femmes par la hausse de l'activité, ce qui conduirait à un rapprochement des durées validées par les deux sexes.

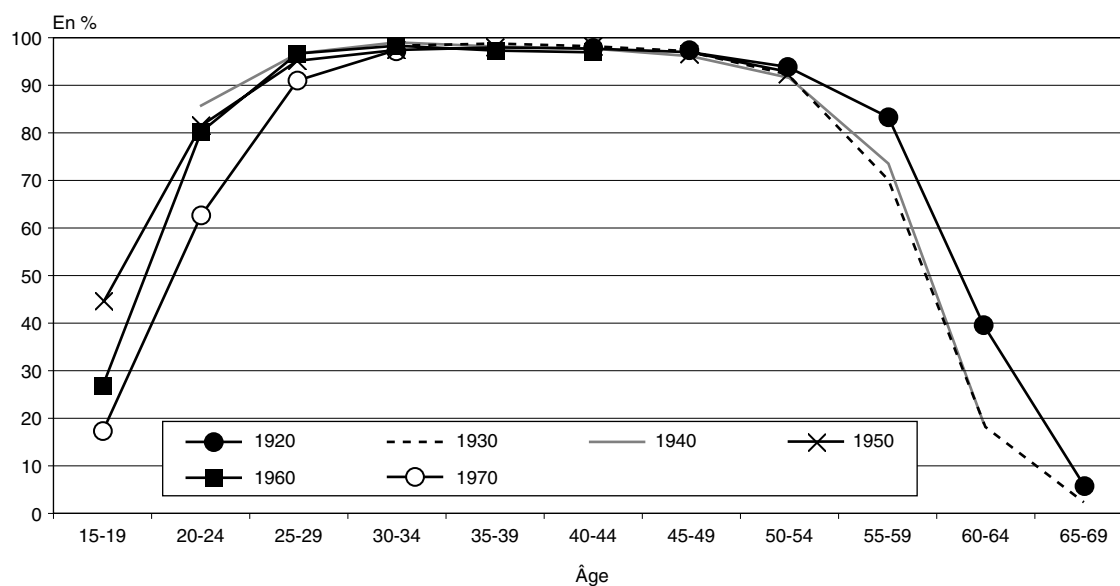
Pour isoler l'ensemble de ces effets, on raisonne à législation inchangée. On imagine ce qui se serait produit pour chaque génération, si la législation était restée identique à celle en vigueur avant la réforme de 1993. C'est l'évolution que l'on observe entre les générations 1940-1944 (considérée comme les générations de référence) et les suivantes dans ce scénario sans réforme qu'on qualifie d'*effet « socio-économique »*.

On utilise dans un deuxième temps les modifications de législation pour isoler l'impact des réformes sur les écarts entre les hommes et les femmes. Les réformes du système de retraite jouent de deux manières : la modification des conditions de la retraite à taux plein et la modification des conditions de choix de l'individu autour de ce taux plein (cf. encadré 4). En effet, même si les départs à taux plein sont les plus fréquents, un individu peut choisir de partir avant (en supportant une décote) ou après, avec éventuellement l'avantage d'une surcote. Le

7. Pension versée au veuf ou à la veuve de l'assuré(e) au décès de ce dernier.

8. Les résultats qui suivent sont issus de scénarios basés sur les hypothèses suivantes : le taux d'activité féminin entre 25 et 54 ans est supposé poursuivre légèrement sa hausse pour atteindre 81,6 % à l'horizon 2010 (hausse de 3 points par rapport à 2000) ; le travail à temps partiel reste à son niveau de développement de la fin des années 1990 ; le taux de chômage converge vers 6 % à l'horizon 2010 (cf. encadré 1) ».

Graphique III  
Taux d'activité des hommes pour cinq générations



Sources : enquêtes Emploi 1977-2002, Insee.



modèle *Destinie* permet de simuler l'évolution des droits à la retraite selon ces différents scénarios, qui diffèrent d'abord en termes de législation retenue, mais aussi en termes de comportement individuel de départ à la retraite.

### L'effet « durcissement du taux plein » mesure l'impact des principales dispositions des deux réformes

L'effet « durcissement du taux plein » tend à mesurer l'impact des réformes pour les générations successives, du seul point de vue de l'obtention du taux plein. Il peut-être lui-même séparé en deux composantes : un effet « âge d'accès » et un effet « niveau ».

La première composante correspond à l'augmentation de la durée d'assurance requise pour obtenir le taux plein, qui résulte à la fois des réformes de 1993 et 2003. La réforme de 1993 a porté cette condition de 37,5 à 40 années, la seconde doit la porter à 41 ans en 2012. On suppose dans *Destinie* que cette durée sera portée à 41 ans et trois trimestres en 2020 (9). Ces changements jouent dans le sens d'un report de l'âge de la retraite, mais d'un montant qui n'est pas forcément égal à l'augmentation de la durée cible. Par exemple, pour un individu qui devait déjà attendre l'âge de 65 ans sans réforme, l'effet des réformes sur l'âge du taux plein est égal à zéro. En moyenne, il faut s'attendre à ce que cet effet des réformes sur l'âge de liquidation soit inférieur à l'augmentation de la durée cible.

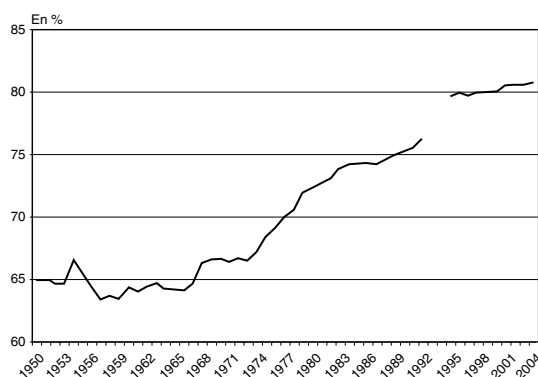
L'autre composante regroupe les effets des réformes sur le niveau de la retraite à taux plein.

Ce niveau a surtout été affecté par la réforme de 1993 avec l'accroissement du nombre d'années prises en compte pour le calcul du salaire de référence (de 10 à 25 ans) et le fait de ne revaloriser les salaires pris en compte dans le calcul que sur les prix. La réforme de 2003 n'affecte ce niveau que de manière plus marginale, uniquement pour les personnes liquidant à 65 ans sans avoir la durée d'assurance requise (à travers la modification du coefficient de proratisation).

Ces deux effets « âge d'accès » et « niveau » sont estimés en confrontant deux projections : la première intègre les deux réformes des retraites et contraint tous les individus à ne liquider leurs droits que lorsqu'ils ont l'assurance d'obtenir le taux plein. La deuxième n'intègre aucune des deux réformes (législation d'avant 1993 supposée inchangée) et contraint elle aussi tous les individus à partir à taux plein. *On ne mesure donc pas ici l'impact de l'assouplissement de la décote et de la mise en place de la surcote.* Cet effet « durcissement du taux plein » peut être considéré comme une mesure des effets de premier ordre des réformes. On note que le terme de durcissement doit être compris en moyenne. Il n'exclut pas que les réformes affectent favorablement certains individus, par exemple ceux bénéficiant de départs anticipés avant 60 ans grâce à la réforme de 2003. Mais ces cas restent minoritaires.

9. La loi ne prévoit pas de durée d'assurance requise pour obtenir le taux plein après 2012. Elle prévoit qu'un rapport sera élaboré avant le 1er janvier 2012 et un autre avant le 1er janvier 2016 et, qu'au vu de ces rapports, les durées d'assurance seront fixées. L'objectif est de stabiliser le ratio entre durée d'assurance et durée de retraite au niveau atteint en 2003. Si les gains d'espérance de vie attendus se réalisent, la durée d'assurance sera de 41,75 ans en 2020 (COR, 2004).

Graphique IV  
Salaire moyen des femmes en % du salaire moyen des hommes



Lecture : les enquêtes DADS présentent une rupture de série en 1993, suite à un changement de méthode.  
Champ : salariés à temps complet, secteur privé et semi-public.  
Source : DADS 1950-2004.

Tableau 5  
Âge moyen de fin d'études

Génération	En années		
	Hommes	Femmes	Écart
1940-1944	16,8	16,3	0,5
1945-1954	17,3	17,1	0,2
1955-1964	18,6	18,3	0,3
1965-1974	19,9	20,0	- 0,1

Source : modèle de microsimulation *Destinie*, Insee.

Tableau 6  
Durées validées (hors majoration) à 60 ans

Génération	En années		
	Hommes	Femmes	Écart
1940-1944	41,5	26,1	15,4
1945-1954	40,4	28,7	11,7
1955-1964	39,3	29,8	9,5
1965-1974	37,9	30,2	7,7

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

Encadré 3

**LA MÉTHODE DE DÉCOMPOSITION RETENUE**

Les évolutions des conditions de départ en retraite au fil des générations sont liées à la fois aux évolutions sur le marché du travail et à l'impact des réformes des retraites. Afin de quantifier les différents effets, on a respectivement décomposé les évolutions en un « effet socioéconomique » et un « effet réformes des retraites » que l'on a scindé lui-même en deux. L'« effet durcissement du taux plein » mesure l'impact des principales modifications des paramètres de calcul au regard de l'obtention du taux plein, l'« effet d'arbitrage » évaluant quant à lui la manière dont les individus réagissent aux incitations à partir avant ou après ce taux plein.

Supposons ainsi que l'on souhaite comparer l'âge de départ en retraite moyen des hommes de la génération 1965-1974 à celui des hommes de la génération

de référence 1940-1944. On cherche donc à expliquer la différence :  $A_{65,mc}^{ap03} - A_{40,mc}^{av93}$ , où  $A_{65,mc}^{ap03}$  est l'âge de liquidation moyen des hommes de la génération 1965-1974 dans un scénario intégrant la réforme de 2003 (après 2003, noté *ap03*), et choisissant leur âge de départ en retraite de manière à maximiser leur utilité intertemporelle (*mc* signifie modèle de comportement par opposition à *tp* qui indique un départ à taux plein).

$A_{40,mc}^{av93}$  est l'âge de liquidation moyen des hommes de la génération de référence dans un scénario n'intégrant ni la réforme de 2003 ni celle de 1993 (avant 1993, noté *av93*), choisissant également leur âge de départ en retraite.

On montre aisément (il s'agit d'une égalité comptable) que :

$$A_{65,mc}^{ap03} = A_{40,mc}^{av93} + \underbrace{(A_{65,tp}^{av93} - A_{40,tp}^{av93})}_{\text{effet socio-économique}} + \underbrace{(A_{65,tp}^{ap03} - A_{65,tp}^{av93})}_{\text{effet durcissement du taux plein}} + \underbrace{(A_{40,mc}^{ap03} - A_{65,tp}^{ap03}) - (A_{40,mc}^{av93} - A_{40,mc}^{av93})}_{\text{effet d'arbitrage}}$$

De cette façon :

- $A_{65,tp}^{av93} - A_{40,tp}^{av93}$  mesure l'effet « socio-économique », c'est à dire l'effet hors réforme,
- $A_{65,tp}^{ap03} - A_{65,tp}^{av93}$  mesure l'effet « durcissement du taux plein » introduit par les réformes,
- et  $(A_{65,mc}^{ap03} - A_{65,tp}^{ap03}) - (A_{40,mc}^{av93} - A_{40,tp}^{av93})$  mesure l'effet

« d'arbitrage », comme la différence entre les écarts au taux plein observés avant et après réforme.

On peut procéder à la même décomposition en ce qui concerne les pourcentages de liquidants à 65 ans (dans ce cas elle est multiplicative). Par exemple, si l'on souhaite comparer le pourcentage d'hommes de la génération 1965-1974 liquidant à 65 ans au pourcentage d'hommes de la génération de référence liquidant à 65 ans, on peut écrire :

$$\frac{N_{65,mc}^{ap03}}{T_{65,mc}^{ap03}} = \frac{N_{40,mc}^{av93}}{T_{40,mc}^{av93}} \times \underbrace{\frac{N_{65,tp}^{av93}}{N_{40,tp}^{av93}} \times \frac{T_{65,tp}^{av93}}{T_{40,tp}^{av93}}}_{\text{effet socio-économique}} \times \underbrace{\frac{N_{65,tp}^{ap03}}{N_{65,tp}^{av93}} \times \frac{T_{65,tp}^{ap03}}{T_{65,tp}^{av93}}}_{\text{effet durcissement du taux plein}} \times \underbrace{\frac{N_{40,mc}^{ap03}}{N_{40,mc}^{av93}} \times \frac{N_{65,mc}^{ap03}}{N_{65,tp}^{ap03}} \times \frac{T_{65,mc}^{ap03}}{T_{65,tp}^{ap03}}}_{\text{effet d'arbitrage}}$$

où *N* est le nombre d'hommes liquidant à 65 ans et *T* le nombre total d'hommes liquidant leurs droits de la génération.

Par exemple, pour comparer le ratio pension moyenne des hommes sur pension moyenne des femmes pour les individus de la génération 1965-1974 à ce même ratio calculé pour les individus de la génération de référence, on peut écrire :

On procède au même type de décomposition en ce qui concerne les ratios de pensions à la liquidation.

$$\frac{PH_{65,mc}^{ap03}}{PF_{65,mc}^{ap03}} = \frac{PH_{40,mc}^{av93}}{PF_{40,mc}^{av93}} \times \underbrace{\frac{PH_{65,tp}^{av93}}{PH_{40,tp}^{av93}} \times \frac{PF_{65,tp}^{av93}}{PF_{40,tp}^{av93}}}_{\text{effet socio-économique}} \times \underbrace{\frac{PH_{65,tp}^{ap03}}{PH_{65,tp}^{av93}} \times \frac{PF_{65,tp}^{ap03}}{PF_{65,tp}^{av93}}}_{\text{effet durcissement du taux plein}} \times \underbrace{\frac{PH_{40,mc}^{ap03}}{PH_{40,mc}^{av93}} \times \frac{PH_{65,mc}^{ap03}}{PH_{65,tp}^{ap03}} \times \frac{PF_{65,mc}^{ap03}}{PF_{65,tp}^{ap03}}}_{\text{effet d'arbitrage}}$$

où *PH* (resp. *PF*) est la pension à la liquidation moyenne reçue par les hommes (resp. les femmes).

**L'effet « d'arbitrage » mesure la manière dont les individus réagissent aux incitations à partir avant ou après le taux plein**

En fonction de sa situation et de ses préférences, et dans un cadre législatif donné, chaque individu « choisit » son âge de départ en retraite. Dans le modèle *Destinie*, cet âge peut être déterminé de manière endogène à l'aide d'un modèle de comportement inspiré de Stock et Wise (1990), qui intègre les arbitrages individuels revenu/loisir. Selon la législation, l'arbitrage de l'individu peut donc être différent. Par exemple, la baisse de la décote introduite par la réforme de 2003 rend moins coûteux de partir avant le taux plein.

À législation donnée, l'effet « d'arbitrage » est mesuré par la différence entre une projection des droits en retraite dans laquelle l'individu

choisit son âge de départ et une projection dans laquelle il part à taux plein. Cet effet « d'arbitrage » peut être mesuré pour l'âge de liquidation ainsi que pour le niveau de la pension. Il jouera dans le même sens sur les deux grandeurs puisque'un départ plus précoce que le taux plein se traduit en général par une retraite plus faible que celle à taux plein et respectivement (départ plus tardif et retraite plus élevée). Le signe de cet effet « d'arbitrage » est *a priori* indéterminé : la réforme de 2003 réduit la pénalité pour départ anticipé mais crée en même temps une incitation au départ après le taux plein. Il est difficile de dire *ex ante* lequel de ces deux effets l'emporte.

Néanmoins, à la différence de l'effet « durcissement du taux plein », qui ne dépend que des barèmes et des carrières, le chiffrage de cet effet « d'arbitrage » s'appuie sur un modèle de comportement. Même si les paramètres de

Encadré 4

**CALCUL DES RETRAITES ET MODIFICATIONS LÉGISLATIVES (RÉFORMES DE 1993 ET DE 2003) POUR LES SALARIÉS DU SECTEUR PRIVÉ**

Les droits à la retraite d'un salarié du secteur privé se composent d'une pension de base et d'une pension complémentaire.

**La pension de base (avant réforme de 1993)**

La retraite de base dépend de la durée d'assurance de l'individu et de son niveau de salaire. La durée d'assurance comprend les périodes cotisées (effectivement travaillées), les périodes assimilées (chômage, maladie, maternité, etc.) et les périodes éventuelles de majoration pour enfant. À la liquidation, la retraite de base est calculée comme le produit de trois termes :

- un salaire de référence (le salaire annuel moyen, noté SAM)
- un taux de liquidation. Il est au plus égal à 50 % (on parle alors de « taux plein »). Ce taux est minoré par l'application d'une décote, appelée aussi coefficient de minoration, si la durée d'assurance tous régimes confondus est inférieure à la « durée cible » (ou « durée de référence »). La décote est de 1,25 % par trimestre manquant, dans la limite de 20 trimestres, et ne s'applique plus à partir de 65 ans.
- un coefficient de proratisation, qui vient éventuellement réduire la pension lorsque la durée d'assurance dans le régime est inférieure à la « durée cible ».

Formellement, la pension P d'un individu qui liquide à l'âge a s'écrit :

$$P = [50 \% - T_{x_d} * \text{Max} \{0, \text{Min}[DC - T_{reg}, 4*(65 - a)]\}] * \text{Min}[T_{reg}/DC, 1] * \text{SAM}$$

où  $T_{reg}$  représente le nombre de trimestres validés par l'individu dans le régime,  $T_{reg}$  le nombre de trimestres validés tous régimes confondus,  $DC$  représente la durée cible et  $T_{x_d}$  représente le niveau de la décote. La quantité  $\text{Min}[T_{reg}/DC, 1]$  est le coefficient de proratisation.

Dans le cas d'un départ à la retraite à taux plein (durée de cotisation cible atteinte ou liquidation des droits à 65 ans), la pension de base peut être complétée pour atteindre un niveau minimal de pension (appelé « minimum contributif »).

Les deux grandes réformes des retraites adoptées en 1993 et 2003 ont modifié les paramètres de calcul de cette pension de base, en particulier les valeurs des variables  $DC$  et  $T_{x_d}$ , ainsi que le nombre d'années prises en compte pour le calcul du SAM.

**La réforme de 1993 (réforme « Balladur »)**

Elle comporte trois points principaux :

- hausse de la durée requise pour bénéficier du taux plein dans le régime général ( $DC$ ), de 150 à 160 trimestres, au rythme d'un trimestre par génération à partir de la génération 1933

Le dénominateur du coefficient de proratisation reste égal à 150 trimestres.

- allongement du nombre d'années prises en compte pour le calcul du salaire de référence. De la moyenne des 10 meilleurs salaires bruts plafonnés (dans la limite du plafond de la Sécurité Sociale) et revalorisés,



ce modèle ont été calibrés afin de reproduire les comportements observés sur la période récente, ce type de simulation est évidemment plus fragile que la simulation de départ à taux plein. C'est la raison pour laquelle nous présenterons systématiquement des résultats avec et sans prise en compte de cet effet « d'arbitrage ».

### Une illustration de la décomposition des différents effets

Dans un scénario fictif n'intégrant aucune des deux réformes de 1993 et 2003, l'âge de départ à la retraite à taux plein d'un individu né en 1950 qui totalise 146 trimestres de cotisation à 60 ans et qui travaille encore serait de 61 ans (pour atteindre 150 trimestres). Après réformes, sa durée cible passe à 162 trimestres,

et il doit donc attendre 64 ans pour atteindre le taux plein. L'effet « durcissement du taux plein » sur son âge de liquidation est de + 3 ans.

Supposons maintenant que, sans réforme, cet individu procédait à un arbitrage revenu-loisir le conduisant à partir en retraite non pas à l'âge de 61 ans, mais à 60 ans, même en subissant une décote de 10 % (un an manquant pour atteindre le taux plein). Dans un scénario intégrant la réforme de 2003, supposons maintenant que ce même arbitrage le conduise à partir à 62 ans, en supportant une nouvelle décote de 14 % (la décote applicable à sa génération en 2010 étant en effet de 7 % par année manquante).

Au final, pour cet individu qui liquide ses droits à 60 ans avant la réforme de 2003 et

#### Encadré 4 (suite)

on passe aux 25, à raison d'une année supplémentaire par génération (de la génération 1933 à 1948). La génération 1948 est la première à connaître l'intégralité des nouvelles dispositions de la réforme.

- confirmation de l'indexation sur les prix, en vigueur depuis 1987, pour 5 ans puis fixation par la loi chaque année d'un taux calé sur l'inflation. Cette indexation concerne à la fois les pensions et les salaires portés au compte.

#### La Réforme de 2003 (réforme « Fillon »)

À partir de 2009, la durée d'assurance pour bénéficier du taux plein (DC) augmenterait pour atteindre 41 ans en 2012. « *Puis la loi prévoit des rendez-vous quadriennaux à l'occasion desquels le gouvernement fixe la durée d'assurance requise au cours des cinq années suivantes* » (COR, 2004). L'objectif est de stabiliser le ratio entre durée d'assurance et durée de retraite au niveau atteint en 2003. Si les gains d'espérance de vie attendus se réalisent, la durée d'assurance sera de 41,75 ans en 2020 (cette hypothèse est retenue dans *Destinie*).

Un allongement corrélatif et dans les mêmes conditions de la durée intervenait dans le coefficient de proratisation de 152 à 160 trimestres entre 2004 et 2008. La décote est progressivement allégée à partir de la génération née en 1944, pour atteindre 5 % par annuité manquante pour les générations nées après 1952.

Une surcote est mise en place. Pour les périodes accomplies à compter du 1er 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.

Le minimum contributif est modifié : la durée nécessaire (durée d'assurance tous régimes) pour bénéficier

d'un minimum entier est relevée de deux trimestres par génération à partir de la génération 1944, pour atteindre 160 trimestres pour la génération 1948. Par ailleurs, il est prévu de revaloriser le minimum de 9 % en trois étapes d'ici 2008 (la première revalorisation de 3 % a eu lieu au 1er janvier 2004), mais seules les périodes ayant donné lieu à cotisation à la charge de l'assuré seront majorées. Le minimum contributif s'élève à 6 706 euros annuels au 1er janvier 2004. Il est revalorisé comme les prix.

#### La pension de retraite complémentaire

La retraite complémentaire des salariés du secteur privé (ARRCO et AGIRC) fonctionne sur le mode d'un système à points. Durant l'activité, des points sont acquis par le salarié en divisant le montant des cotisations salariales (produit du taux  $t$  de cotisation et du salaire  $w$ ) par le prix d'achat du point (appelé salaire de référence,  $SR$ ). Lors du départ en retraite, la pension versée par les régimes complémentaires est égale au nombre total de points accumulés multiplié par la valeur du point  $vp$  à la date de départ. En cas de départ avant le taux plein dans le régime général, un coefficient d'abattement (*coeff*) est appliqué à cette 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). Formellement, le niveau de la pension de retraite complémentaire s'écrit :

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

Les régimes complémentaires ont eux aussi modifié à plusieurs reprises les valeurs des paramètres de calcul depuis le début des années 1990 (Bonnet *et al.*, 2006b).

à 62 ans après réforme, l'effet de cette dernière sur l'âge de liquidation est décomposable en :

- un effet « durcissement du taux plein » qui est égal à + 3 ans. Pour obtenir le taux plein, l'individu doit liquider ses droits à 61 ans avant la réforme et à 64 ans après,

- un effet « d'arbitrage », égal à - 1 an, qui correspond à l'écart entre l'effet « d'arbitrage » avant réforme (départ un an avant le taux plein) et l'effet « d'arbitrage » après réforme (départ deux ans avant le taux plein).

Dans ce cas, un tiers de l'effet « durcissement du taux plein » (+ 3 ans) est compensé par l'effet de l'assouplissement de la décote (effet d'arbitrage de - 1 an). On peut également calculer ces deux composantes pour l'évolution du taux de remplacement. Dans le cas présenté ci-dessus, l'effet « durcissement du taux plein » et l'effet « d'arbitrage » iront tous deux dans le même sens. En effet, l'assouplissement de la décote conduit cet individu à choisir un abattement sur deux années légèrement plus fort que l'abattement sur une année qu'il choisissait aux conditions d'avant réforme.

### Les réformes conduiraient à davantage de départs à 65 ans, mais cet effet serait compensé pour les femmes par l'allongement de la durée d'activité

Seuls les écarts entre hommes et femmes au moment du départ à la retraite sont considérés dans l'article. On s'appuie pour cela sur des indicateurs tels que l'âge de liquidation, la durée validée ou la première pension versée. Un

autre aspect de la comparaison entre hommes et femmes pourrait considérer les différences de durées de retraite, engendrées par une longévité accrue des femmes. D'autres indicateurs seraient alors susceptibles d'être utilisés tels la somme des pensions perçues pendant la durée de retraite ou le taux de rendement interne.

Au fil des générations (10), on s'attend à ce que la part de départs à 65 ans augmente, en raison du durcissement des conditions de liquidation. Ce serait le cas pour les hommes mais pas pour les femmes (cf. tableaux 7 et 8).

Dans les générations de référence (c'est-à-dire les générations 1940-1944, évoluant dans un scénario sans réforme), 34 % des femmes liquideraient leurs droits à 65 ans. Il s'agit principalement de femmes à durées de carrière courtes (un tiers des femmes de ces générations valident moins de 130 trimestres), attendant l'âge de 65 ans pour bénéficier du taux plein.

Dans les générations 1965-1974, 33 % des femmes liquideraient leurs droits à 65 ans. La proportion serait identique à celle de leurs aînées. Mais cette apparente stabilité au fil des générations masquerait des évolutions contrastées : la hausse de la participation des femmes au marché du travail conduit à une diminution des carrières très courtes. L'évolution socio-économique contribuerait ainsi à réduire de 37 % la part de liquidantes à 65 ans. Dans le même temps, le

*10. Dans cet article, nous raisonnons par génération (groupées par tranches, afin de disposer d'échantillons de taille suffisamment importante : 1940-1944, 1945-1954, 1955-1964 et 1965-1974) et non par année de liquidation des droits en retraite. Les générations 1940-1944 liquident leurs droits entre 60 et 65 ans, donc entre 2000 et 2009. En revanche, en 2003 par exemple, ce sont les individus nés entre 1938 et 1943 qui ont la possibilité de partir en retraite. Compte tenu des évolutions au fil des générations, ces approches transversales et longitudinales ne conduisent pas tout à fait aux mêmes résultats.*

Tableau 7  
Part des femmes liquidant à 65 ans

Génération	Référence (générations 1940-1944, sans réforme) (A)	Décomposition des effets			Niveaux prévus	
		Effet socio-économique (B)	Effet des réformes		Sans arbitrage (AxBxC)	Avec arbitrage (AxBxCxD)
			Durcissement du taux plein (C)	Arbitrage autour du taux plein (D)		
1940-1944		-	1,14	1,07	39 %	42 %
1945-1954	34 %	0,81	1,27	1,09	35 %	38 %
1955-1964		0,56	1,67	1,07	32 %	34 %
1965-1974		0,63	1,66	0,93	35 %	33 %

Lecture : 33 % des femmes des générations 1965-1974 partiraient à 65 ans. Par rapport aux générations 1940-1944 évoluant dans un scénario sans réforme (dans laquelle le nombre correspondant aurait été de 34 %), elles seraient 37 % (= 1 - 0,63) de moins à partir à 65 ans du fait des évolutions socioéconomiques, 66 % de plus en raison du durcissement de l'accès au taux plein et 7 % (= 1 - 0,93) de moins du fait de l'élargissement des possibilités d'arbitrage autour du taux plein (33 % = 34 % \* 0,63 \* 1,66 \* 0,93). Si l'on ne prend pas en compte l'arbitrage des individus, 35 % des femmes des générations 1965-1974 partiraient à 65 ans.

Source : modèle de microsimulation Destinie, Insee.

durcissement des barèmes contribuerait à augmenter cette proportion de 66 %. L'effet d'arbitrage jouerait, lui, de manière négative mais plus atténuée (- 7 %). La baisse de la décote rend moins coûteux un départ avant le taux plein. Si on raisonne sans cet effet « d'arbitrage » en supposant donc que les individus partent à taux plein, 35 % des femmes de la dernière génération partiraient à 65 ans.

Pour les hommes, la part de liquidants à 65 ans connaîtrait une hausse importante. De 4 % dans les générations de référence, elle atteindrait 43 % dans les générations 1965-1974. Les effets socio-économiques et les effets des réformes joueraient dans le même sens. La hausse de l'âge de fin d'études au fil des générations retarde mécaniquement l'âge de la retraite. Cet effet n'est pas compensé, contrairement aux femmes, par une hausse de l'activité (on suppose des taux d'activité masculins relativement stables au fil des générations, le premier effet se limite donc ici essentiellement à l'allongement des études). En raison de taux très faibles de départs à 65 ans dans les générations de référence (4 %), les effets seraient très impor-

tants. La hausse de la durée des études et le durcissement des barèmes multiplieraient chacun par trois la part de départs à 65 ans dans les générations 1965-1974 (par rapport à celles de référence). L'effet d'arbitrage, plus faible, conduirait à une augmentation de 9 % des liquidations à 65 ans. L'instauration de la surcote inciterait en effet certains hommes à carrières longues à partir le plus tard possible. En supposant que tous les hommes partent à taux plein, ils seraient 39 % à attendre 65 ans pour liquider leurs droits.

### Au fil des générations, les femmes partiraient à la retraite de plus en plus tôt et les hommes de plus en plus tard, sous les effets conjugués des évolutions socio-économiques et des réformes

La part de liquidants à 65 ans chez les hommes et chez les femmes suit ainsi des mouvements opposés. En lien avec ce résultat, l'âge de liquidation des femmes baisserait au fil des générations tandis qu'il serait en hausse chez les hommes (cf. tableaux 9 et 10).

Tableau 8  
Part des hommes liquidant à 65 ans

Génération	Référence (générations 1940-1944, sans réforme) (A)	Décomposition des effets			Niveaux prévus	
		Effet socio-économique (B)	Effet des réformes		Sans arbitrage (AxBxC)	Avec arbitrage (AxBxCxD)
			Durcissement du taux plein (C)	Arbitrage autour du taux plein (D)		
1940-1944		-	2,39	0,82	10 %	8 %
1945-1954	4,3 %	1,23	2,42	1,25	13 %	16 %
1955-1964		1,86	2,68	1,21	21 %	26 %
1965-1974		2,95	3,10	1,09	39 %	43 %

Lecture : 43 % des hommes des générations 1965-1974 partiraient à 65 ans. Par rapport aux générations 1940-1944 évoluant dans un scénario sans réforme (parmi laquelle ils seraient 4,3 %), ils seraient 2,95 fois plus nombreux à partir à 65 ans du fait des évolutions socioéconomiques, 3,1 fois plus en raison du durcissement de l'accès au taux plein et 9 % de plus, du fait de l'élargissement des possibilités d'arbitrage autour du taux plein ( $43\% = 4,3\% \times 2,95 \times 3,1 \times 1,09$ ). Si l'on ne prend pas en compte l'arbitrage des individus, 39 % des hommes des générations 1965-1974 partiraient à 65 ans.

Source : modèle de microsimulation Destinie, Insee.

Tableau 9  
Âge de liquidation des femmes et décomposition

En années

Génération	Référence (générations 1940-1944, sans réforme) (A)	Décomposition des effets			Niveaux prévus	
		Effet socio-économique (B)	Effet des réformes		Sans arbitrage (AxBxC)	Avec arbitrage (AxBxCxD)
			Durcissement du taux plein (C)	Arbitrage autour du taux plein (D)		
1940-1944		-	+ 0,3	+ 0,0	62,5	62,5
1945-1954	62,1	- 0,3	+ 0,5	- 0,2	62,4	62,2
1955-1964		- 0,7	+ 1,1	- 0,6	62,6	62,0
1965-1974		- 0,4	+ 1,3	- 1,1	63,0	61,9

Lecture : les femmes des générations 1965-1974 partiraient à la retraite en moyenne à 61,9 ans. Par rapport aux générations 1940-1944 dans un scénario sans réforme (où l'âge moyen de départ en retraite serait de 62,1 ans), elles partiraient 0,4 an plus tôt du fait des évolutions socioéconomiques, 1,3 an plus tard du fait du durcissement de l'accès au taux plein et 1,1 an plus tôt du fait des évolutions des possibilités d'arbitrage autour du taux plein ( $61,9 = 62,1 - 0,4 + 1,3 - 1,1$ ). Si on ne prend pas en compte l'arbitrage des individus, les femmes des générations 1965-1974 liquideraient en moyenne à 63,0 ans.

Source : modèle de microsimulation Destinie, Insee.

Les femmes des générations 1965-1974 liquideraient leurs droits en retraite en moyenne à l'âge de 61,9 ans, soit environ 6 mois plus tôt que leurs aînées. Au fil des générations, la hausse de la participation des femmes au marché du travail compenserait l'allongement de la durée des études et conduirait à une diminution de cinq mois de l'âge de départ en retraite.

L'effet « durcissement du taux plein » lié aux réformes amènerait les femmes des générations 1965-1974 à liquider leurs droits 1,3 an plus tard en moyenne que celles appartenant aux générations de référence (en raison de l'allongement de la durée cible d'assurance). L'effet d'arbitrage jouerait en sens inverse. En effet les femmes des générations 1965-1974 partiraient en moyenne 1,1 an plus tôt qu'elles ne l'auraient fait sans réforme. 30 % des femmes de ces générations avanceraient leur âge de départ en retraite en raison de l'assouplissement de la décote. Il s'agit essentiellement de femmes inactives avant le départ en retraite.

Lorsque la décote n'est plus que de 5 %, elles préféreraient percevoir une pension dès 60 ans, plutôt que de repousser leur départ et percevoir une pension légèrement plus élevée (Bonnet *et al.*, 2006a).

L'âge de liquidation moyen des hommes des générations de référence serait alors de 60,4 ans, tandis que les générations les plus jeunes partiraient à 62,8 ans, soit environ deux ans et demi plus tard que leurs aînés. L'effet « durcissement du taux plein » contribuerait pour les trois quarts à cette augmentation au fil des générations. La hausse de la durée des études amènerait les hommes des générations 1965-1974 à liquider leurs droits 0,8 an plus tard que leurs aînés. L'effet d'arbitrage jouerait assez peu pour eux (- 0,3 an).

On peut, en faisant la simple différence algébrique des deux tableaux précédents, procéder à la même décomposition sur les écarts moyens entre l'âge de liquidation des hommes et celui des femmes (cf. tableau 11).

Tableau 10  
Âge de liquidation des hommes et décomposition

En années

Génération	Référence (générations 1940-1944, sans réforme) (A)	Décomposition des effets			Niveaux prévus	
		Effet socio-économique (B)	Effet des réformes		Sans arbitrage (AxBxC)	Avec arbitrage (AxBxCxD)
			Durcissement du taux plein (C)	Arbitrage autour du taux plein (D)		
1940-1944	60,4	-	+ 0,3	- 0,1	60,8	60,7
1945-1954		+ 0,1	+ 0,2	+ 0,2	60,7	60,9
1955-1964		+ 0,3	+ 1,3	- 0,1	62,0	61,9
1965-1974		+ 0,8	+ 1,8	- 0,3	63,1	62,8

Lecture : les hommes des générations 1965-1974 partiraient à la retraite en moyenne à 62,8 ans. Par rapport aux générations 1940-1944 dans un scénario sans réforme (où l'âge moyen de départ en retraite serait de 60,4 ans), ils partiraient 0,8 an plus tard du fait des évolutions socioéconomiques, 1,8 an plus tard du fait du durcissement de l'accès au taux plein et 0,3 an plus tôt du fait des évolutions des possibilités d'arbitrage autour du taux plein ( $62,8 = 60,4 + 0,8 + 1,8 - 0,3$ ). Si l'on ne prend pas en compte l'arbitrage des individus, les hommes des générations 1965-1974 liquideraient en moyenne à 63,1 ans.

Source : modèle de microsimulation Destinie, Insee.

Tableau 11  
Ecart entre l'âge liquidation des hommes et celui des femmes et décomposition

En années

Génération	Référence (générations 1940-1944, sans réforme) (A)	Décomposition des effets			Niveaux prévus	
		Effet socio-économique (B)	Effet des réformes		Sans arbitrage (AxBxC)	Avec arbitrage (AxBxCxD)
			Durcissement du taux plein (C)	Arbitrage autour du taux plein (D)		
1940-1944	1,7	-	+ 0,0	- 0,1	- 1,7	- 1,8
1945-1954		+ 0,4	- 0,3	+ 0,4	- 1,6	- 1,2
1955-1964		+ 1,0	+ 0,2	+ 0,4	- 0,5	- 0,1
1965-1974		+ 1,2	+ 0,6	+ 0,8	+ 0,1	+ 0,9

Lecture : les hommes partent en retraite en moyenne 0,9 an plus tard que les femmes pour les générations 1965-1974. Dans les générations 1940-1944 dans un scénario sans réforme, ils partiraient 1,7 an plus tôt. Les hommes des générations 1965-1974 partiraient 1,2 an plus tard du fait des évolutions socioéconomiques, 0,6 an plus tard du fait du durcissement de l'accès au taux plein et de 0,8 an plus tard du fait des évolutions des possibilités d'arbitrage autour du taux plein. Si l'on ne prend pas en compte l'arbitrage des individus, les hommes des générations 1965-1974 partiraient en retraite 0,1 an plus tard que les femmes des mêmes générations.

Source : modèle de microsimulation Destinie, Insee.

Les hommes des générations de référence liquideraient en moyenne leurs droits à la retraite 1,7 an plus tôt que les femmes des mêmes générations. Au sein des générations 1965-1974, la situation s'inverserait à la « faveur » de ces dernières, puisqu'elles partiraient en retraite 0,9 an plus tôt que les hommes. La hausse de la participation des femmes au marché du travail au fil des générations est le facteur explicatif le plus important de la réduction. L'effet « d'arbitrage » vient en second. Comme souligné précédemment, il concernerait davantage les femmes que les hommes, celles-ci « profitant » davantage de l'assouplissement de la décote (30 % d'entre elles avanceraient leur âge de liquidation, contre 6 % des hommes). Elles ont en effet des carrières plus courtes et sont plus souvent inactives avant la retraite (Bonnet *et al.*, 2006a). Cet effet compterait pour 0,8 ans dans la réduction de l'écart. Ainsi, si on fait l'hypothèse d'un départ à taux plein pour tous, les hommes et les femmes des générations 1965-1974 liquideraient quasiment au même âge.

### Les écarts de pension se réduiraient au fil des générations mais les réformes auraient freiné cette baisse

L'écart des durées validées au régime général entre les hommes et les femmes se réduirait très nettement au fil des générations (cf. tableau 12), passant de + 7 ans en faveur des hommes pour les générations de référence (1940-1944) à + 2,1 ans pour les générations 1965-1974.

La hausse de la participation des femmes au marché du travail au fil des générations réduirait très fortement l'écart des durées validées, de plus de six ans en moyenne pour les dernières générations considérées. On retrouve donc le même mécanisme que pour l'âge de liquidation. Les réformes freineraient cependant légèrement ce rapprochement (de 1,3 an pour les dernières générations).

L'écart entre les niveaux de pension des hommes et des femmes s'amenuiserait au fil des générations, mais demeurerait important. Dans

Tableau 12

#### Ecart entre les durées validées au régime général par les hommes et les femmes et sa décomposition

En années

Génération	Référence (générations 1940-1944, sans réforme) (A)	Décomposition des effets			Niveaux prévus	
		Effet socio-économique (B)	Effet des réformes		Sans arbitrage (AxBxC)	Avec arbitrage (AxBxCxD)
			Durcissement du taux plein (C)	Arbitrage autour du taux plein (D)		
1940-1944		-	+ 0,1	- 0,1	7,1	7,0
1945-1954	7,0	- 2,8	- 0,2	+ 0,2	4,1	4,2
1955-1964		- 5,9	+ 0,4	+ 0,2	1,6	1,7
1965-1974		- 6,1	+ 0,8	+ 0,5	1,7	2,1

Lecture : les hommes valident en moyenne 2,1 ans de plus que les femmes pour les générations 1965-1974. Dans les générations 1940-1944 dans un scénario sans réforme, ils valideraient 7 ans de plus. Par rapport à cette référence, leur durée validée serait inférieure à celle des femmes de 6,1 ans en raison des évolutions socioéconomiques, elle serait supérieure de 0,8 an du fait du durcissement de l'accès au taux plein et supérieure de 0,5 an en raison des évolutions des possibilités d'arbitrage autour du taux plein ( $2,1 = 7,0 - 6,1 + 0,8 + 0,5$ ). Si l'on ne prend pas en compte l'arbitrage des individus, les hommes des générations 1965-1974 valideraient 1,7 an de plus que les femmes des mêmes générations.

Source : modèle de microsimulation Destinie, Insee.

Tableau 13

#### Ratio (pensions moyennes de droit direct des hommes / pensions moyennes de droit direct des femmes) et décomposition

Génération	Référence (générations 1940-1944, sans réforme) (A)	Décomposition des effets			Niveaux prévus	
		Effet socio-économique (B)	Effet des réformes		Sans arbitrage (AxBxC)	Avec arbitrage (AxBxCxD)
			Durcissement du taux plein (C)	Arbitrage autour du taux plein (D)		
1940-1944		-	1,00	0,99	2,04	2,03
1945-1954	2,05	0,87	1,02	1,01	1,80	1,81
1955-1964		0,81	1,03	1,01	1,71	1,73
1965-1974		0,72	1,05	1,03	1,54	1,59

Lecture : le ratio entre la pension des hommes et celle des femmes est de 1,59 pour les générations 1965-1974. Dans les générations 1940-1944 dans un scénario sans réforme, il serait de 2,05. Par rapport à cette référence, le ratio serait réduit de 28 % ( $= 1 - 0,72$ ) du fait des évolutions socioéconomiques, augmenté de 5 % du fait du durcissement des règles de calcul de la retraite à taux plein et de 3 % du fait des évolutions de l'arbitrage autour du taux plein ( $1,59 = 2,05 * 0,72 * 1,05 * 1,03$ ). Si l'on ne prend pas en compte l'arbitrage des individus, le ratio entre la pension des hommes des générations 1965-1974 et celle des femmes des mêmes générations serait de 1,54.

Source : modèle de microsimulation Destinie, Insee.



les générations de référence, les hommes percevraient à la liquidation une pension moyenne de droit direct deux fois supérieure à celle des femmes. Dans les générations les plus jeunes, l'écart serait ramené à 60 % (cf. tableau 13).

Le changement de comportement d'activité des femmes sur le marché du travail impliquerait une progression plus rapide de leurs pensions moyennes à la liquidation que celle des hommes. Ainsi, l'impact sur l'évolution globale de la pension de retraite de l'arrivée de nouvelles générations de retraités serait plus important pour les femmes que pour les hommes. Les pensions liquidées par les femmes des générations 1955-1964 seraient de près d'un quart supérieures à celles des générations 1945-1954 (l'écart est de 18 % pour les hommes) et celles des générations 1965-1974 de 45 % supérieures (l'écart est de 31 % pour les hommes). Au final, dans ces dernières générations, la hausse de l'activité féminine contribuerait à diminuer l'écart entre les hommes et les femmes de 28 %, par rapport aux générations de référence.

En revanche, les réformes creuseraient cet écart, mais de deux manières assez différentes. Si on ne s'intéresse qu'au seul effet « durcissement du taux plein », on observe un creusement de l'écart de 2 % pour les générations 1945-1954, de 3 % pour les générations 1955-1964 et de 5 % pour les dernières générations. Les femmes ont en moyenne des carrières plus courtes que les hommes, et les deux réformes pénalisent davantage ce type de profil, par le biais de la hausse de la durée de proratation et du passage des 10 au 25 meilleures années prises en compte pour le calcul du salaire de référence. Il s'agit là d'un décrochement des droits subi et non choisi. L'effet d'arbitrage joue dans le même sens, même si c'est de manière plus modeste. Mais son interprétation est assez différente,

puisqu'il traduit le choix de profiter de l'assouplissement de la décote. Il est donc compensé par un gain (ou une moindre perte) sur la durée de la retraite.

\*  
\* \*

Ainsi, bien que ces deux réformes ne comportent pas de dispositif sexué, les différences de caractéristiques des trajectoires professionnelles des hommes et des femmes conduisent à un impact différencié sur la pension et l'âge de liquidation. Il est toutefois important de rappeler que, comme dans tout exercice de projection, les résultats sont sensibles au choix des hypothèses macroéconomiques – évolution des taux d'activité, du taux de chômage, du taux de temps partiel, etc. – et microéconomiques. Les résultats sur les marges de choix sont en particulier liés à la modélisation retenue dans le modèle de comportement de départ à la retraite. Ce modèle comporte plusieurs limites. En particulier, le choix de l'individu n'est pas contraint par la demande de travail et les choix des deux membres d'un couple sont indépendants. Pourtant, on peut penser que les décisions de départ à la retraite peuvent être prises conjointement, par exemple si on suppose que l'on accorde plus d'importance au loisir quand on le partage avec son conjoint. Ainsi, les résultats de Sédillot et Walraet (2002) « *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 modifications 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. □

## BIBLIOGRAPHIE

**Afsa C. et Buffeteau S. (2007)**, « L'évolution des taux d'activité en France : les femmes rattrapent-elles les hommes ? », *Économie et Statistique*, n° 398-399, ce numéro.

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

**Bonnet C. et Chambaz C. (2001)**, « Bonification de pension et majoration de durée d'assurance dans le calcul des retraites : quelques éléments

de réflexion », *Revue d'économie politique, hors-série épargne et retraite*, pp. 81-96.

**Bonnet C., Buffeteau S. et Godefroy P. (2006a)**, « Disparités de retraite de droit direct entre hommes et femmes : quelles évolutions ? », document de travail Insee, n° G2006/01.

**Bonnet C., Buffeteau S. et Godefroy P. (2006b)**, « Les effets des réformes de retraite sur les inégalités de genre en France », *Population*, n° 61(1-2), pp. 45-76.

- Bonnet C. et Colin C. (2004)**, « Les retraites des femmes : une grande variété de situations », *Retraite et Société*, n° 43, pp. 202-213.
- Brocas A.-M. (2004)**, « Les femmes et les retraites en France : un aperçu historique », *Retraite et Société*, n° 43, pp. 12-33.
- Coëffic N. (2002)**, « Les montants des retraites perçues en 2001 », *Études et résultats*, n° 183, Drees.
- Coëffic N. (2003)**, « L'âge de liquidation de la génération 1934 », *Études et résultats*, n° 237, Drees.
- Conseil d'Orientation des Retraites (2001)**, *Retraites : renouveler le contrat social entre les générations*, La Documentation Française.
- Conseil d'Orientation des Retraites (2004)**, *Retraites : les réformes en France et à l'étranger ; le droit à l'information*, La Documentation Française.
- Maruani M. (2000)**, *Travail et emploi des femmes*, Paris, La Découverte.
- Meron M. et Silvera R. (2004)**, « Retraites : inégalités en tout genre », *Travail, Genre et Sociétés*, n° 12, pp. 213-224.
- Meurs D. et Ponthieux S. (2000)**, « Une mesure de la discrimination dans l'écart de salaire entre hommes et femmes », *Économie et Statistique*, n° 337-338, pp. 135-158.
- Milewski F. (2005)**, *Les inégalités entre les femmes et les hommes : les facteurs de précarité*, rapport de mission à la ministre de la Parité et de l'égalité professionnelle.
- Ponthieux S. et 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, pp. 153-192.
- Sédillot B. et Walraet E. (2002)**, « La cessation d'activité au sein des couples : y a-t-il interdépendance des choix ? », *Économie et Statistique*, n° 357-358, pp. 79-102.
- Stock J. et Wise D. (1990)**, « Pensions, the Option Value of Work, and Retirement », *Econometrica*, vol. 58, n° 5, pp. 1151-1180.
-