

CONSEIL D'ORIENTATION DES RETRAITES

Séance plénière du 16 février 2005

"Fonds de réserve pour les retraites et modèles de projection"

Document N° 8

Modèle de microsimulation de l'INSEE,

« Un outils de prospective des retraites : le modèle de microsimulation DESTINIE »

(extrait)

J. Bardaji, B. Sédillot, E. Walraet (INSEE)

Economie et Prévision, n°160-161, 2003

Un outil de prospective des retraites : le modèle de microsimulation DESTINIE

José BARDAJI *
Béatrice SÉDILLOT *
Emmanuelle WALRAET *

* Insee, Département des Etudes Economiques d'Ensemble - Division « Redistribution et Politiques Sociales »- Timbre G210 - 15, bd Gabriel Péri - BP 100 - 92244 MALAKOFF

extraits de l'article
paru dans la revue *Economie et Prévision*, n°160-161, 2003

Le modèle de microsimulation dynamique Destinie

Le modèle DESTINIE (modèle Démographique, Economique et Social de Trajectoires INdividuelles simulÉes) simule l'évolution d'une population de près de 50 000 individus issus de l'enquête Patrimoine 1998 de l'Insee jusqu'à l'horizon 2040, par une combinaison de règles déterministes, de tirages aléatoires et de fonctions de comportements. Le modèle étant principalement construit pour analyser l'évolution de la situation des retraités, une attention particulière a été portée à la modélisation des événements démographiques (naissances, décès, unions, séparations) et aux carrières salariales (niveau de salaire, passages éventuels par le chômage ou l'inactivité). Le modèle permet ainsi de simuler les retraites et d'analyser les effets redistributifs (inter et intra générationnels) d'une modification des règles des régimes de retraite ou plus généralement de phénomènes structurels marquants (croissance de l'espérance de vie, montée de l'activité féminine, allongement de la durée des études).

Les atouts d'un modèle de microsimulation de long terme pour l'étude des retraites

Disposer d'instruments d'analyse au niveau individuel est d'une grande utilité pour l'étude des politiques sociales. Ainsi, les mesures de politique fiscale ou sociale dans le domaine des retraites n'affectent généralement pas la population de manière uniforme. Il est donc nécessaire d'en apprécier les effets redistributifs. Par exemple, les modifications des conditions de liquidation des pensions intervenues en 1993 ont une incidence variable selon les profils de carrière passés (durée de cotisation, niveau et évolution des salaires au cours de la vie professionnelle).

Le détour par l'analyse microéconomique est également nécessaire pour réaliser des projections macroéconomiques pertinentes. En présence de non-linéarités, l'impact macroéconomique de modifications des politiques sociales dépend de la disparité des situations individuelles. Par exemple, une moindre pénalisation de la liquidation avant l'obtention du taux plein (telle que suggérée dans les projets de réforme récemment débattus) n'aura pas le même effet sur les comportements de départ en retraite selon que l'individu valorise fortement ou modérément le loisir.

Enfin, les modèles de microsimulation dynamiques sont des outils appropriés pour évaluer l'effet sur la situation des retraités d'évolutions structurelles telles que la croissance de l'espérance de vie, la montée de l'activité féminine ou l'entrée plus tardive des jeunes dans la vie active.

Les principales sources d'hétérogénéité

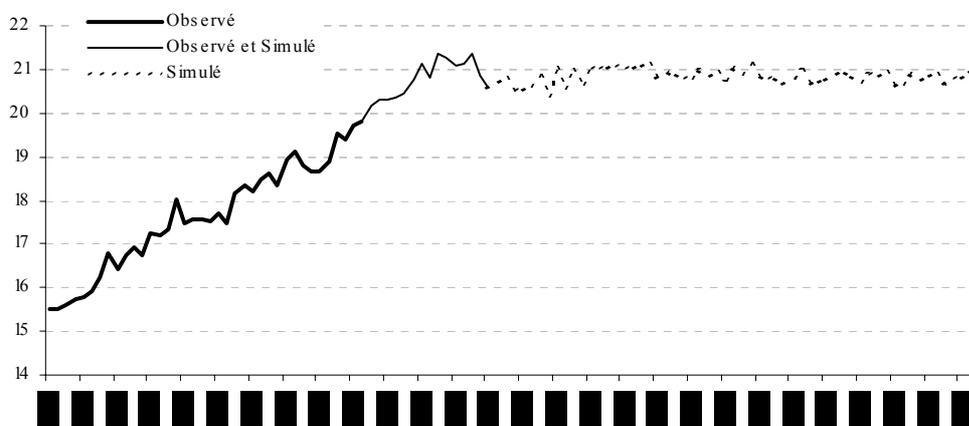
La modélisation des événements démographiques et économiques se fait conditionnellement à un certain nombre de variables. Dans Destinie, on a cherché à conditionner les événements par des variables que l'on peut connaître ou prévoir aisément. Le sexe et l'âge sont de ce point de vue particulièrement privilégiés. Toutefois, il est important d'analyser les situations individuelles selon d'autres dimensions : la composition familiale ou la qualification, par exemple.

L'âge de fin d'études

Un choix essentiel qui a présidé à la construction de Destinie a été d'analyser les dispersions intra-générationnelles en privilégiant comme principale échelle de différenciation sociale, l'âge de fin d'études. Cette hypothèse est évidemment forte puisqu'elle conduit à ignorer d'autres sources d'hétérogénéité telles que la catégorie sociale, la profession ou le diplôme¹. Elle se justifie toutefois par un objectif de parcimonie et par le rôle central que joue cette variable dans la détermination des durées validées pour la retraite. Plus généralement, les hypothèses d'évolution de l'âge moyen de fin d'études ont l'avantage de pouvoir être aisément explicitées et faire l'objet de variantes.

Conformément à ce qui est observé dans les enquêtes Emploi de l'Insee, le modèle de microsimulation reproduit une augmentation régulière de l'âge moyen de fin d'études pour les générations nées avant 1975. Pour les générations suivantes, le scénario central retient l'hypothèse d'une stabilisation aux alentours de 21 ans, cohérente avec le tassement de l'espérance de scolarisation observé depuis la fin des années 90 (*graphique 1*).

Graphique 1 :
Age moyen de fin d'études selon la génération



Source : Enquête Patrimoine et modèle de microsimulation Destinie de l'Insee.

Au sein d'une même génération, les individus se répartissent autour de l'âge moyen de fin d'études, en fonction de l'âge de fin d'études de leurs parents (relativement à l'âge de fin d'études moyen de leurs générations) et de leur sexe. L'âge de fin d'études individuel est déterminé par l'équation suivante, estimée à partir de l'enquête Jeunes et Carrières de 1997 :

$$F_{enf} - F_{enf}^g = 0,43 (F_{père} - F_{père}^g) + 0,15 (F_{mère} - F_{mère}^g) - 0,71 (1_{Homme} - 0,52) + 2,9 N(0,1)$$

où F désigne l'âge de fin d'études de l'individu, F^g l'âge moyen de sa génération et 1_{Homme} une indicatrice égale à 1 pour les hommes. L'âge de fin d'études des femmes est en moyenne

supérieur à celui des hommes : 21,3 pour les femmes nées après 1975 contre 20,6 ans pour les hommes.

Le secteur d'activité

La population du modèle comprend des salariés du privé, du public et des indépendants. Les profils de carrières et les règles de retraite sont spécifiques à chacun de ces secteurs. Dans chaque cas, les individus sont assimilés à des unipensionnés, c'est à dire que l'on suppose qu'ils ont effectué toute leur carrière dans le même régime². Le secteur d'activité d'un individu né en cours de simulation est déterminé en deux étapes :

- Dans une première étape, le fait de devenir indépendant plutôt que salarié est tiré au sort selon une probabilité p estimée, pour chaque sexe, à partir de l'enquête Patrimoine 1998, à l'aide d'un modèle logit faisant intervenir le secteur d'activité de chacun des parents (salarié ou indépendant) :

$$p = \exp(c) / (1 + \exp(c)) \quad \text{avec :}$$

$$c = 1_{\text{Homme}} \left(-1,81 + 0,61 * 1_{\text{mère indep}} + 0,80 * 1_{\text{père indep}} \right) + 1_{\text{Femme}} \left(-2,40 + 0,99 * 1_{\text{mère indep}} + 0,38 * 1_{\text{père indep}} \right)$$

(0,07) (0,14) (0,14) (0,10) (0,17) (0,19)

- Dans une deuxième étape, les salariés sont séparés entre salariés du privé (avec une probabilité q) et salariés du public (avec une probabilité $1-q$) à l'aide d'un modèle logit estimé à partir de l'enquête emploi 1997 faisant intervenir, pour chaque sexe, l'âge de fin d'études relatif :

$$q = \exp(d) / (1 + \exp(d)) \quad \text{avec :}$$

$$d = 1_{\text{Homme}} \left(1,56 - 0,11 * (\text{findet_rel}) \right) + 1_{\text{Femme}} \left(0,89 - 0,12 * (\text{findet_rel}) \right)$$

(0,03) (0,01) (0,02) (0,01)

où *findet_rel* est l'écart entre l'âge de fin d'études de l'individu et l'âge moyen de fin d'études des personnes du même sexe de sa génération. Le coefficient négatif de l'âge de fin d'études relatif signifie que la probabilité d'être salarié du privé décroît avec l'âge de fin d'études relatif. On retrouve ici le fait que les salariés du secteur public terminent leurs études plus tard (1 an en moyenne) que ceux du privé.

Au cours de la simulation, la fraction de la population dans chaque secteur d'activité est stable : environ 68% de salariés du privé, 20% de salariés du public et 12% d'indépendants.

La modélisation des carrières salariales

La modélisation du marché du travail comme celle des salaires sont des éléments fondamentaux dans un exercice de prospective sur les retraites. En effet, le chômage, l'entrée tardive des jeunes sur le marché du travail, les retraits précoces d'activité (tels la préretraite), l'augmentation de l'activité féminine sont autant de phénomènes qui influent sur la durée de cotisation et sur le salaire, deux éléments importants dans le calcul des droits à la retraite.

Le marché du travail dans Destinie comporte plusieurs états : deux états d'activité : emploi et chômage (pour les salariés du privé) ; quatre états d'inactivité : période de scolarité, inactivité « stricte », préretraite et retraite.

La sortie de scolarité

Pour les individus qui atteignent leur âge de fin d'études, la probabilité de se retrouver dans l'activité dépend de l'âge de fin d'études et est estimée par un modèle logit, pour chaque sexe, à partir des enquêtes emploi 1998-2001. Pour les salariés du privé, on sépare, au sein de l'activité, les situations d'emploi et de chômage (*tableau 1*).

Tableau 1 :
Transitions à la sortie du système scolaire...

Tranche d'âge de fin d'études	...vers l'activité		...vers l'emploi	
	Secteur public et privé		Secteur privé	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
[14;18]	91%	81%	69%	52%
[19;20]	91%	90%	66%	55%
[21;22]	94%	97%	68%	59%
[23 et plus]	96%	97%	75%	65%

Source : estimation à partir des enquêtes emploi 1998-2001, Insee.

Les transitions sur le marché du travail

La mobilité sur le marché du travail, exception faite de la sortie de la scolarité et de l'entrée en retraite, est gérée par des probabilités de transition entre états, conditionnées, pour chaque sexe et chaque secteur d'activité, par le statut d'occupation de l'année précédente (processus markovien d'ordre un) et par des variables socio-démographiques : âge, âge de fin d'études et pour les femmes, nombre et âge des enfants.

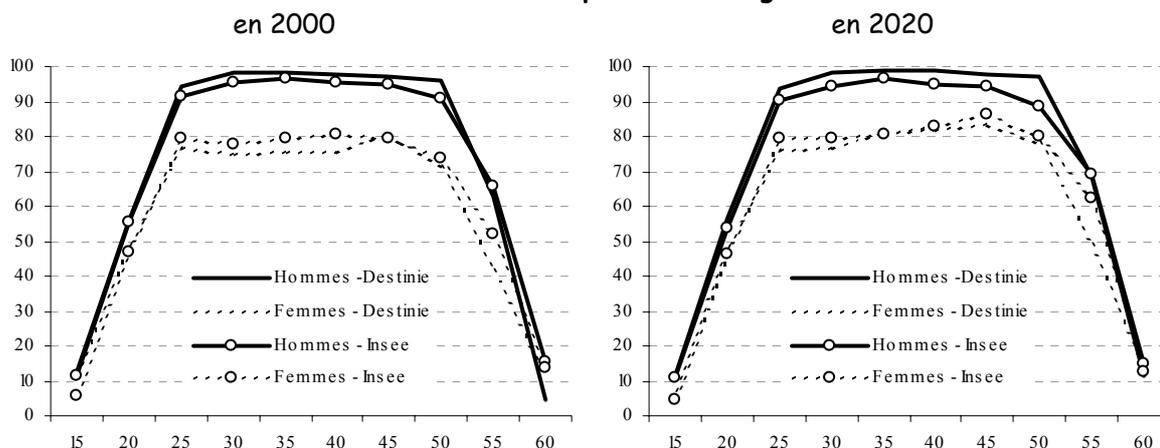
Pour les salariés du privé, les probabilités de transition sont modélisées à l'aide de modèles logit séquentiels. Dans un premier temps, la probabilité d'être en activité est estimée pour chaque individu en fonction de ses caractéristiques et sa situation d'activité est tirée aléatoirement suivant cette probabilité. Dans un deuxième temps, on estime la probabilité d'être en emploi, conditionnellement au fait d'être actif. Des termes croisés (tranche d'âge*état initial) sont introduits dans l'estimation de façon à ce que le profil par âge des transitions vers l'activité (*resp. l'emploi*) puisse varier selon l'état observé l'année précédente (activité, inactivité) (*resp. emploi, chômage, inactivité*).

Les transitions à partir de 55 ans font l'objet d'une modélisation spécifique compte tenu de l'importance des sorties vers l'inactivité à ces âges via les dispositifs de préretraite ou de chômage avec dispense de recherche d'emploi. Les coefficients des équations de transition sont détaillés dans l'annexe 1, pour les salariés du privé et du public.

Les probabilités de transition sont estimées à partir des Enquêtes Emploi 1998-2001 et sont ensuite ajustées afin de se caler sur les projections de population active réalisées par l'Insee. Le scénario retenu en matière d'activité suppose que les principales tendances observées dans le passé, notamment dans les années quatre-vingt dix, vont se prolonger puis se stabiliser. La plus forte participation des femmes au marché du travail et les interruptions de carrière moins fréquentes se traduisent par une augmentation de l'activité des femmes jusqu'en 2010 (*graphique 2*).

Par ailleurs, le compte central du modèle simule une progression de l'activité des salariés âgés de 55 à 59 ans de 8 points à l'horizon 2040. Cette hypothèse vise à prendre en compte l'objectif d'évolution vers un taux d'emploi de 50% des 55-64 ans fixé lors du Conseil européen de Stockholm de mars 2001. Enfin, le taux de chômage est supposé converger vers 6 % à l'horizon 2015, ce qui correspond à l'un des scénarios macroéconomiques envisagés dans les récents rapports de projection des régimes de retraite : scénario 2 du rapport Charpin (1999) ; scénario « gris » du COR (2001).

Graphique 2 :
Taux d'activité par sexe et âge



Source : Projections Insee (Nauze-Fichet et Lerais 2002) et modèle de microsimulation Destinie de l'Insee.

Les équations de salaire

Dans Destinie, le salaire d'un actif occupé est, chaque année, le produit de gains de productivité exogènes, d'une partie déterministe liée aux caractéristiques individuelles (en terme de qualification et d'expérience) et d'un terme aléatoire.

La partie déterministe est simulée à partir d'équations de salaire estimées, pour chaque sexe et chaque secteur (public ou privé), à partir de l'enquête Patrimoine de 1998. Ces équations font dépendre le salaire superbrut³ annuel⁴, primes comprises, de l'âge de fin d'études relatif (calculé comme l'écart entre l'âge de fin d'études de l'individu et celui de sa génération) et de l'expérience professionnelle, sous une forme quadratique (mesurée par la durée en emploi depuis la fin des études). On introduit également dans l'estimation un terme croisant l'âge de fin d'étude relatif et la durée d'emploi de façon à prendre en compte des rendements différenciés de l'expérience en fonction du diplôme (tableau 2).

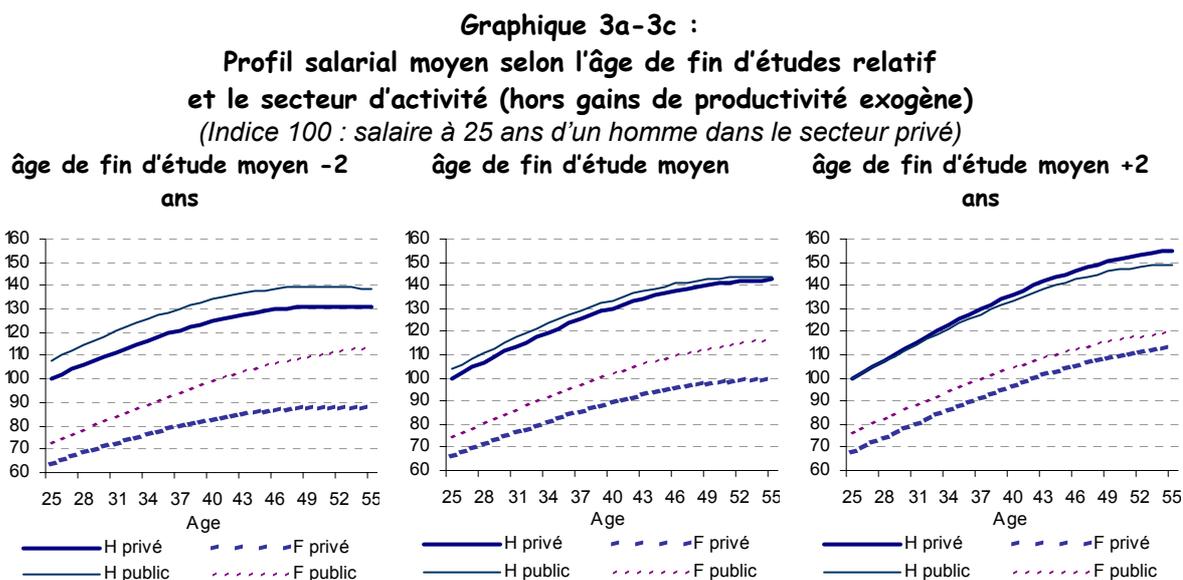
Tableau 2 :
Coefficients de l'équation de salaire

	Secteur privé		Secteur public	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Constante	8,7908 (0,036)	8,3419 (0,048)	8,8301 (0,049)	8,4678 (0,047)
Age de fin d'étude relatif	0,0580 (0,007)	0,0714 (0,009)	0,0379 (0,008)	0,0808 (0,004)
Expérience	0,0288 (0,004)	0,0333 (0,006)	0,0286 (0,005)	0,0326 (0,006)
(Expérience) ²	-0,0004 (0,0001)	-0,0004 (0,0002)	-0,0004 (0,0001)	-0,0004 (0,0002)
(expérience*age de fin d'études relatif)	0,0014 (0,0003)	0,0017 (0,0006)	0,0013 (0,0004)	
$\hat{\sigma}(\hat{v})$	0,44	0,54	0,35	0,41
R ²	0,27	0,19	0,31	0,29

Note : Les écarts-type figurent entre parenthèses

Cette fonction de salaire est dérivée de la théorie du capital humain. Sa spécification indique que le rendement initial des études varie entre 4 et 8% (selon le sexe et le secteur d'activité) et que l'expérience professionnelle a une rentabilité légèrement décroissante qui passe de 3% environ en début de vie active à 1%-2% en fin de vie professionnelle. A expérience et âge de fin d'études identiques, les salaires du public sont en moyenne supérieurs à ceux du privé pour les hommes peu diplômés (âge de fin d'études inférieur à la moyenne de la génération) et inférieurs pour les hommes très diplômés (graphiques 3a-3c). Pour les femmes, l'avantage salarial dans le secteur public est plus net que pour les hommes, les salaires ne se rapprochant que pour les qualifications

les plus élevées. Enfin, les salaires sont plus dispersés dans le secteur privé que dans le secteur public.



La partie aléatoire du salaire se décompose en un effet fixe individuel (intégrant les caractéristiques individuelles inobservables ayant un effet sur le salaire) et un choc transitoire (*encadré 1*).

Enfin, les gains de productivité exogènes progressent au rythme de 1,5% par an. Ceci permet de générer, dans le compte central du modèle, une croissance du coût du travail (ou salaire « super brut ») de 1,6% par an en termes réels. Cette hypothèse est celle retenue dans les scénarios macroéconomiques du COR.

Encadré 1 : La modélisation du résidu des équations de salaire

Le salaire w_{it} d'un individu i à une date t vérifie :

$$\ln(w_{it}) = x_{it}\beta + v_{it} = x_{it}\beta + u_i + \varepsilon_{it}$$

$$\varepsilon_{it} = \gamma \varepsilon_{it-1} + \eta_{it}, \text{ avec } -1 < \gamma < 1.$$

où $x_{it}\beta$ est la partie déterministe du salaire issue des estimations ci-dessus. Les u_i sont supposés identiquement distribués suivant une loi normale de moyenne nulle et de variance σ_u^2 , les η_{it} sont supposés indépendants entre eux et identiquement distribués selon une loi normale de moyenne nulle et de variance σ_η^2 , et les u_i et η_{it} sont supposés indépendants entre eux. On a donc un modèle à erreurs composées, avec autocorrélation temporelle des résidus (cf. Colin (1999) pour une présentation détaillée de la modélisation).

- Pour les individus présents dans la base initiale, on connaît le résidu de l'équation v_{i98} et l'on sait que $u_i + \varepsilon_{i98} = v_{i98}$.

On retient alors comme effet fixe individuel le résidu simulé $\hat{u}_i = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + \sigma_\varepsilon^2} v_{i98} + \alpha_i$ où α_i est tiré

pour chaque individu dans une loi normale de moyenne nulle et de variance $\frac{\sigma_u^2 \sigma_\varepsilon^2}{\sigma_u^2 + \sigma_\varepsilon^2}$

- Pour les individus dont le salaire n'est pas observé en 1998 (retraités, chômeurs, inactifs, individus qui naissent au cours de la microsimulation), leur effet individuel permanent u_i est tiré dans une loi

normale de moyenne nulle et de variance $\sigma_u^2 = \lambda V(v_{i98})$ avec $\lambda = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + \sigma_\varepsilon^2}$. La valeur initiale du

résidu transitoire ε_{it_0} est tirée dans une loi normale de moyenne nulle et de variance $\sigma_\varepsilon^2 = (1-\lambda)V(v_{i98})$.

- Pour générer les salaires de chaque année, on tire chaque année l'aléa pur η_{it} dans une loi normale de moyenne nulle et de variance $\sigma_\eta^2 = (1-\gamma^2) * \sigma_\varepsilon^2$ et l'on calcule le résidu transitoire à partir de la relation $\varepsilon_{it} = \gamma \varepsilon_{it-1} + \eta_{it}$.

Pour mener à bien ces calculs, il faut connaître λ et γ . Les valeurs de λ et γ retenues dans Destinie sont détaillées dans le tableau E1.

Tableau E1 :
Valeurs retenues pour la modélisation de l'aléa

	Secteur privé		Secteur public	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
λ	0,88	0,92	0,93	0,96
γ	0,7	0,7	0,7	0,7
$V(v_{i98}) = \hat{\sigma}^2(\hat{v})$	0,20	0,29	0,13	0,17

La modélisation des comportements de départ à la retraite

Pour évaluer l'impact de réformes des barèmes de retraite, il est nécessaire de disposer d'une représentation des comportements de départ à la retraite. La plupart des modèles de choix de départ à la retraite considèrent que la décision de poursuivre ou non son activité résulte d'un choix individuel basé sur la comparaison sur le cycle de vie des utilités à liquider à différentes dates. Ils se placent donc dans le cadre conceptuel des modèles d'offre de travail, un des présupposés étant que le choix de l'individu n'est pas contraint par la demande de travail. Dans les pays à faible taux de chômage comme aux Etats-Unis, cette hypothèse ne semble pas trop forte.

Dans le contexte français, supposer que les comportements d'activité des travailleurs âgés ne sont pas contraints par la situation sur le marché du travail est une hypothèse assez restrictive aujourd'hui compte tenu des comportements des entreprises à l'égard des salariés âgés mais aussi de l'existence de fortes contraintes institutionnelles. En particulier, le contrat de travail des salariés du privé peut être unilatéralement rompu par l'employeur dès que le salarié a atteint l'âge d'obtention d'une retraite à taux plein. Néanmoins, dans une optique de long terme, ce type de représentation peut sembler approprié et c'est celui que nous retiendrons.

On suppose, dans la lignée de Stock et Wise (1990), qu'un individu choisit de cesser ou non son activité en comparant le bien-être 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 notamment en compte la chronique des revenus qu'il peut anticiper dans chacune des situations (*annexe 2*).

Schématiquement, choisir de différer son départ a trois implications :

- une perte de bien-être liée à la diminution du temps disponible pour les loisirs ou la famille ou à la pénibilité du travail,
- des gains financiers instantanés liés au fait que le salaire perçu est supérieur à la pension que l'individu toucherait s'il liquidait ses droits,
- des gains financiers différés liés à la possibilité pour l'individu d'accroître ses droits à pension s'il reporte son départ.

Les règles de calcul des retraites influent directement sur les deux derniers volets de cet arbitrage. D'une part, le niveau du taux de remplacement du salaire par la pension, pour une durée de carrière donnée, détermine l'ampleur des gains instantanés liés au maintien sur le marché du travail ; d'autre part, le profil d'évolution de la pension en fonction de l'âge de liquidation fixe l'ampleur des gains différés que l'individu peut escompter, en termes de retraite, s'il repousse son départ.

Au-delà des incitations générées par les barèmes, d'autres paramètres interviennent dans les choix de départ de l'individu. Le salaire escompté en cas de poursuite de l'activité ainsi que la valeur que l'individu attribue au temps disponible sont bien entendu des éléments fondamentaux de l'arbitrage entre revenu et loisir. Ses choix seront également influencés par son aversion pour le risque (en différant son départ à la retraite, il prend le risque de ne jamais percevoir sa pension s'il décède avant de liquider ses droits), la valeur qu'il accorde au présent (un individu impatient accordera plus de valeur à la possibilité de pouvoir profiter de ses loisirs dès aujourd'hui) et ses anticipations en termes de durée de vie.

Dans le compte central du modèle, la législation sur les systèmes de retraite est supposée inchangée par rapport à la situation actuelle. Pour les salariés du privé, elle tient compte des réformes déjà mises en place par les régimes de retraite : réforme du régime général en 1993 et des régimes complémentaires (ARRCO et AGIRC) en 1996 et en 2001 notamment. Après la liquidation, les pensions de retraite du régime général sont indexées sur les prix, de même que la valeur du point dans les régimes complémentaires.

Le besoin de financement du système de retraite est évalué de deux façons dans le modèle : dans une première variante, le taux de cotisation à l'assurance vieillesse et aux régimes complémentaires est endogène et s'ajuste de façon à garantir l'équilibre financier des régimes ; dans la seconde variante, le taux de cotisation reste inchangé et le modèle évalue le besoin de financement du régime à partir du solde entre les prestations et les cotisations.

Une hypothèse importante du modèle est la neutralité des prélèvements du point de vue de la croissance. Le scénario macroéconomique retenu suppose en effet que le partage de la valeur ajoutée entre revenus du travail et revenus du capital reste stable en projection. Le coût du travail par tête progresse donc au rythme des gains de productivité, supposés égaux à 1,6% par an en moyenne. Ainsi, la hausse des taux de cotisations nécessaire au financement des retraites ne pèse pas sur le coût du travail et est intégralement répercutée sur le salaire net (soit via une hausse du taux de cotisation salarial, soit via une progression du salaire brut inférieure aux gains de productivité). Cette hypothèse de stabilité du partage salaire/profits est également celle retenue dans le scénario macroéconomique de référence du COR (2001).

Par ailleurs, l'ajustement des taux de cotisation vieillesse est le seul élément de bouclage dans le modèle. On néglige notamment l'impact potentiel du vieillissement sur les autres prélèvements (hausse des taux de cotisation maladie par exemple). On suppose aussi que l'évolution de la situation sur le marché du travail n'influence pas les comportements d'activité (pas d'effet de flexion) et que les variations du revenu net du travail n'ont pas d'impact sur la demande (pas d'effets keynésiens).

ANNEXE 1 : Les transitions sur le marché du travail dans le modèle Destinie

Les tableaux ci-dessous donnent les coefficients des transitions vers l'activité et l'emploi, issus de modèles logit estimés à partir des enquêtes emploi 1998-2001.

Les transitions vers l'activité et l'emploi avant 55 ans

Les résultats sont conformes à l'intuition. La probabilité d'être en activité est plus forte si on était déjà en activité l'année précédente (*tableau A1*). Pour les femmes (pour lesquelles les transitions vers l'inactivité sont plus fréquentes), la probabilité d'être en activité augmente avec l'âge de fin d'études, décroît avec le nombre d'enfants et diminue sensiblement en présence d'enfant de moins de trois ans. Enfin, les sorties d'inactivité sont plus fréquentes pour les femmes jeunes.

La probabilité d'être en emploi en t est beaucoup plus forte si l'on était déjà en emploi à t-1 : pour un homme de 30 à 49 ans ayant fini ses études entre 17 et 19 ans, elle s'élève à 97% contre 49% dans le cas de chômage en t-1 (*tableau A2*). La probabilité de rester en emploi croît avec l'âge alors que la probabilité de retrouver un emploi sachant qu'on est au chômage diminue avec l'âge. Autrement dit, les jeunes ont plus de chances de passer du chômage à l'emploi mais moins de chances d'y demeurer. Enfin, la probabilité d'être en emploi croît avec l'âge de fin d'études.

Tableau A1 : Coefficients estimés de la probabilité d'être en activité en t avant 55 ans (modèle logit)

		Hommes du privé	Femmes du privé	Hommes du public	Femmes du public
Constante		0,64 (0,16)	-1,56 (0,08)	-1,66 (0,23)	-2,05 (0,09)
actif en (t-1)		4,20 (0,16)	4,65 (0,08)	7,54 (0,26)	6,99 (0,11)
inactif en (t-1)		Ref	Ref	Ref	Ref
actif en (t-1) et Âge	[15;24]	-1,66 (0,12)	-1,29 (0,11)		1,49 (0,67)
	[25;29]	-0,38 (0,14)	-0,80 (0,10)		0,23 (0,20)
	[30;34]	Ref	-0,61 (0,09)		0,33 (0,15)
	[35;39]	Ref	-0,12 (0,09)		Ref
	[40;49]	-0,14 (0,11)	Ref		Ref
	[50;54]	-0,64 (0,12)	-0,53 (0,10)		-0,50 (0,13)
inactif en (t-1) et Âge	[15;24]	-0,58 (0,15)	2,05 (0,21)		1,49 (0,67)
	[25;29]	0,43 (0,28)	1,39 (0,12)		0,23 (0,20)
	[30;34]	Ref	1,17 (0,10)		0,33 (0,15)
	[35;39]	Ref	0,81 (0,09)		Ref
	[40;49]	-0,87 (0,19)	Ref		Ref
	[50;54]	-1,48 (0,21)	-0,93 (0,12)		-0,50 (0,13)
Âge de fin d'études	[14;16]	-0,46 (0,08)	-0,24 (0,05)	-0,99 (0,23)	-0,31 (0,12)
	[17;19]	Ref	Ref	Ref	Ref
	[20;22]	0,26 (0,11)	0,26 (0,06)	Ref	Ref
	[23 et plus]	-0,49 (0,12)	0,26 (0,08)	Ref	0,37 (0,15)
Nombre d'enfants	Au plus 1 enfant		0,47 (0,05)		Ref
	2 enfants		Ref		Ref
	3 enfants et plus		-0,31 (0,06)		-0,27 (0,12)
Au moins un enfant de moins de 3 ans			-1,35 (0,06)		-2,00 (0,16)

Source : estimations à partir des enquêtes emploi 1998-2001, Insee.

NB : Les écarts-types figurent entre parenthèses. Un coefficient positif signifie que la probabilité d'être en activité est plus forte pour l'état que pour la situation de référence.

Lecture : une femme du privé âgée de 40 à 49 ans, ayant fini ses études entre 17 et 19 ans, avec deux enfants de plus de trois ans a 17% ($\exp(-1,56)/(1+\exp(-1,56))$) de chance de devenir active en t si elle était inactive en t-1.

Tableau A2 : Coefficients estimés de la probabilité d'être en emploi en t avant 55 ans, conditionnellement au fait d'être actif (modèle logit)

		Hommes du privé	Femmes du privé
Constante		3,49 (0,05)	3,10 (0,05)
inactif en (t-1)		-3,28 (0,15)	-2,79 (0,08)
chômeur en (t-1)		-3,55 (0,07)	-3,37 (0,06)
en emploi en (t-1)		Ref	Ref
emploi en (t-1) et Âge	[15;24]	-1,33 (0,09)	-1,32 (0,10)
	[25;29]	-0,69 (0,09)	-0,67 (0,09)
	[30;49]	Ref	Ref
	[50;54]	0,29 (0,11)	0,27 (0,11)
chômeur en (t-1) et Âge	[15;24]	0,51 (0,11)	0,74 (0,12)
	[25;29]	0,46 (0,11)	0,13 (0,10)
	[30;49]	Ref	Ref
	[50;54]	-0,67 (0,13)	-0,46 (0,13)
inactif en (t-1) et Âge	[15;24]	0,60 (0,32)	0,32 (0,27)
	[25;29]	0,09 (0,35)	-0,24 (0,17)
	[30;49]	Ref	Ref
	[50;54]	-0,52 (0,33)	-0,33 (0,21)
Âge de fin d'études	[14;16]	-0,29 (0,06)	-0,24 (0,06)
	[17;19]	Ref	Ref
	[20;22]	0,27 (0,07)	0,33 (0,07)
	[23 et plus]	0,22 (0,09)	0,23 (0,08)

Source : estimations à partir des enquêtes emploi 1998-2001, Insee

Lecture : un homme du privé de 30 à 49 ans, ayant fini ses études entre 17 et 19 ans, a 49% de chance de retrouver un emploi s'il était au chômage en t-1 ($\exp(3,49-3,55)/(1+\exp(3,49-3,55))$)

Les transitions vers l'activité et l'emploi après 55 ans

Pour les hommes du secteur privé, les sorties d'activité s'accroissent fortement avec l'âge (*tableau A3*) : la probabilité de devenir inactif en t sachant que l'on était en emploi en t-1 est de 9% à 55 et 56 ans, 19% à 57 ans, 33% à 58 ans et 22% à 59 ans ; la probabilité de devenir inactif en t sachant que l'on était au chômage en t-1 est de 30% à 55 et 56 ans, 60% à 57 ans, 69% à 58 ans et 53% à 59 ans. La forte fréquence des sorties d'activité à 57 et 58 ans s'explique par l'entrée dans les dispositifs de préretraite et les dispenses de recherche d'emploi. Les sorties d'activité (hors passage à la retraite) sont beaucoup moins fréquentes dans le secteur public : environ 2%.

Tableau A3 : Coefficients estimés de la probabilité d'être en activité en t après 55 ans

		Hommes du privé	Femmes du privé	Hommes du public	Femmes du public
Constante				-1,30 (0,65)	-1,03 (0,37)
Actif en t-1				5,70 (0,70)	4,80 (0,40)
55 ans	Constante	2,33 (0,15)	2,24 (0,19)		
	inactif en t-1	-4,62 (0,40)	-5,08 (0,36)		
	chômeur en t-1	-1,50 (0,30)	-1,70 (0,32)		
56 ans	Constante	2,27 (0,16)	1,97 (0,18)		
	inactif en t-1	-5,07 (0,40)	-4,73 (0,32)		
	chômeur en t-1	-1,62 (0,29)	1,89 (0,34)		
57 ans	Constante	1,46 (0,13)	1,71 (0,18)		
	inactif en t-1	-4,24 (0,34)	-4,75 (0,35)		
	chômeur en t-1	-1,85 (0,29)	-1,63 (0,33)		
58 ans	Constante	0,73 (0,12)	1,33 (0,16)		
	inactif en t-1	-3,57 (0,31)	-4,50 (0,34)		
	chômeur en t-1	-1,53 (0,31)	1,61 (0,41)		
59 ans	Constante	1,25 (0,17)	1,68 (0,20)		
	inactif en t-1	-5,39 (0,44)	-5,07 (0,34)		
	chômeur en t-1	-1,37 (0,51)	-1,88 (0,49)		

Source : estimations à partir des enquêtes emploi 1998-2001, Insee

Tableau A4 : Coefficients estimés de la probabilité d'être en emploi en t après 55 ans, conditionnellement au fait d'être actif (modèle logit)

	Hommes du privé	Femmes du privé
Constante	3,35 (0,12)	3,47 (0,16)
inactif en (t-1)	-3,78 (0,31)	-3,24 (0,30)
chômeur en (t-1)	-4,50 (0,22)	-4,77 (0,25)

Source : estimations à partir des enquêtes emploi 1998-2001, Insee.

ANNEXE 2 : Modélisation du départ à la retraite dans Destinie

Aspects théoriques

Il existe plusieurs modèles de choix de départ à la retraite qui diffèrent principalement par les hypothèses concernant les possibilités de lissage de la consommation sur le cycle de vie et par la spécification des anticipations des individus en matière de mortalité et d'aléas de salaires. Un premier type de modèles considère que les comportements d'activité résultent de la maximisation de l'utilité sous contrainte de budget non linéaire (Burtless, 1986). Il suppose que les individus déterminent de manière simultanée l'âge optimal de départ à la retraite et leurs consommations instantanées. Cette approche repose sur l'hypothèse restrictive que les individus ont une connaissance parfaite de leurs salaires futurs et de leurs droits à retraite. Aucune mise à jour de l'information sur la situation future ne s'opère donc au fil du temps.

Un second type de modèle relâche l'hypothèse de prévision parfaite des flux de revenus futurs. Ces modèles rendent donc possible la prise en compte dans le processus de décision d'événements qui n'avaient pu être prévus précédemment (par exemple un choc sur le salaire annuel). En revanche, compte tenu de la lourdeur de résolution de ce type de modèles, la consommation est supposée identique aux revenus pour chaque période : aucun transfert intertemporel des ressources, via l'épargne, n'est envisagé. Le modèle de Stock et Wise (1990), que nous suivons dans notre modélisation, appartient à cette classe de modèles.

Une des limites commune à ces modèles est d'adopter un point de vue strictement individuel. Il semblerait pourtant plus pertinent de se placer au niveau du ménage : la décision d'un des membres du ménage de liquider ses droits pourrait être fortement liée à la situation d'activité de son conjoint ainsi qu'à son revenu (Sédillot-Walraet 2002). Mais la prise en compte des deux conjoints nécessiterait de mobiliser une information en général inexistante dans les fichiers disponibles et augmente les calculs de manière exponentielle.

La décision de départ à la retraite dans Destinie

En l'absence d'incertitude sur les préférences, la règle de décision s'écrit assez simplement. Considérons un individu qui, au début de l'année t , n'a pas encore pris sa retraite. S'il poursuit son activité jusqu'au début de l'année r puis part ensuite à la retraite il anticipe une séquence de salaires (Y_t, \dots, Y_{r-1}) suivie d'une séquence de pensions $(B_r(r), B_{r+1}(r), \dots, B_s(r), \dots)$. On suppose que cet individu tire une utilité indirecte U_w de son revenu salarial et une utilité indirecte U_r de ses revenus d'inactivité. L'utilité, actualisée à la date t , qu'il peut anticiper s'écrit :

$$V_t(r) = \sum_{s=t}^{r-1} \left(\frac{1}{1+\rho} \right)^{s-t} S_t(s) U_w(Y_s) + \sum_{s=r}^T \left(\frac{1}{1+\rho} \right)^{s-t} S_t(s) U_r(B_s(r))$$

où l'on note $S_t(s)$ la probabilité de survie à la date s d'un individu encore en vie à la date t et ρ la préférence pour le présent.

On adopte ici la spécification suivante pour les fonctions d'utilité :

$$U_w(Y_s) = Y_s^{1-\gamma} \frac{1}{1-\gamma}$$

$$U_r(B_s) = [kB_s(r)]^{1-\gamma} \frac{1}{1-\gamma}$$

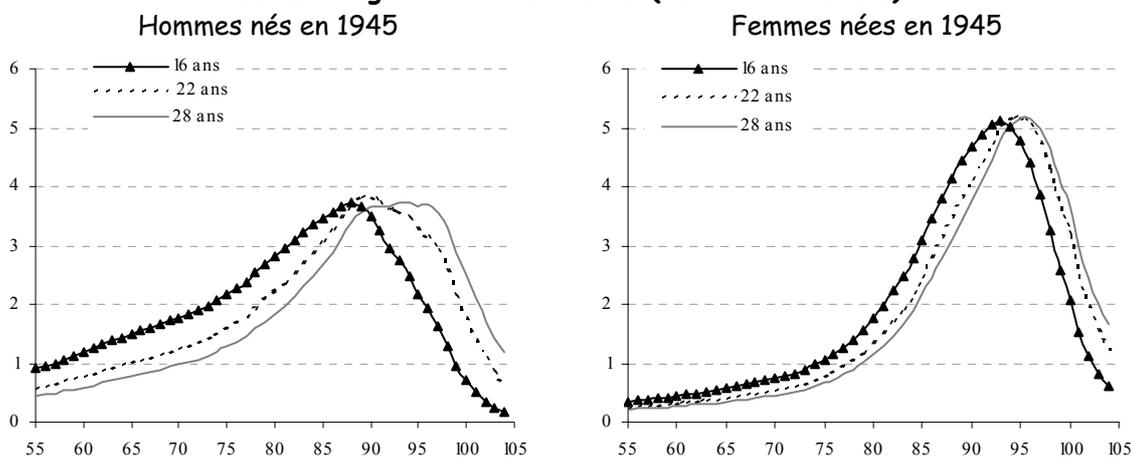
L'utilité suit donc une forme CRRA (aversion relative pour le risque constante). k s'interprète comme une préférence pour le loisir et est *a priori* supérieur à 1 : dans un cadre mono-période, un individu sera indifférent entre d'une part être inactif et recevoir un revenu R , et d'autre part travailler et recevoir un revenu majoré kR . γ représente l'aversion pour le risque.

A chaque période, le choix de liquider ou non sa pension se fait de la façon suivante : à chaque date t au-delà de l'âge minimal de liquidation, l'individu évalue l'utilité attendue pour toutes les dates possibles de liquidation r , $r \geq t$. Si l'utilité maximale correspond à $r=t$, il liquide ses droits à pension. Dans le cas contraire, il diffère son départ en retraite et recommence le calcul à la date $t+1$.

La simulation de la décision de l'âge de départ en retraite suppose de connaître la chronique des salaires passés d'un individu, les revenus qu'il peut anticiper s'il reste en activité et ses droits à la retraite au moment de la liquidation. On suppose que 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. Le choix de l'âge de départ à la retraite sera donc révisé à chaque période pour tenir compte, d'une part, de l'évolution du risque viager (la probabilité de survie à chaque âge conditionnellement à l'âge atteint se modifie) et, d'autre part, de l'écart entre le salaire prévu et le salaire effectivement perçu (qui est en fait nul en espérance ici).

Les risques de décès dans Destinie sont extrapolés à partir des tables prospectives de mortalité par sexe et âge du scénario central des projections de population de l'Insee, ce qui permet de reproduire une baisse tendancielle de la mortalité à chaque âge au fil des années. On introduit de plus une différenciation des risques de décès en fonction de l'âge de fin d'études relatif des individus, de façon à refléter indirectement un avantage relatif de la catégorie socioprofessionnelle sur l'espérance de vie. Les distributions des âges de décès conditionnellement à la survie à 55 ans pour la génération 1945 pour trois valeurs de l'âge de fin des études sont présentées ci-dessous (graphiques A1a-A1b).

Graphiques A1a-A1b :
Distribution des âges de décès conditionnellement à la survie à 55 ans
suyant l'âge de fin des études (16 - 22 - 28 ans)



Source : modèle de microsimulation Destinie de l'Insee.

Calibrage des préférences

Afin de simuler les décisions de départ à la retraite, les paramètres de la fonction d'utilité doivent être calibrés. L'aversion pour le risque, la préférence pour le présent et la préférence pour le loisir sont *a priori* très hétérogènes au sein de la population et peuvent varier au fil du temps. Il est très difficile de disposer d'estimateurs structurels de ces paramètres de préférences sur données françaises. L'unique source de données adéquate est l'Echantillon Inter-régimes de Retraités de la DREES qui rassemble des données administratives sur les retraités en 1997. Il fournit notamment des informations sur l'âge de liquidation et la carrière salariale (salaires perçus depuis 1985). Mais les salaires de début de carrière doivent être simulés, ce qui crée une première source

d'incertitudes. Une seconde difficulté pour l'estimation structurelle provient de la très grande concentration des âges de liquidation au taux plein, du fait des incitations liées aux barèmes. Les paramètres de la fonction d'utilité, en particulier la préférence pour le loisir, sont par conséquent très délicats à estimer de manière précise et robuste. Des estimations du modèle de Stock et Wise sur données françaises (Blanchet-Mahieu, 2001) ont montré que l'estimateur de la préférence pour le loisir était très sensible aux données utilisées. Enfin, les paramètres estimés ne fournissent pas nécessairement une bonne mesure des préférences individuelles si les comportements observés sont en partie contraints par les conditions sur le marché du travail.

Etant données ces difficultés, les valeurs des paramètres retenues pour la simulation sont calibrées de manière à répliquer globalement les comportements actuels de départ à la retraite (Mahieu-Sédillot, 2000), notamment la forte accumulation au taux plein, en gardant toutefois à l'esprit que cette accumulation peut aussi résulter de contraintes de demande. On retient des valeurs uniformes pour la préférence pour le présent et l'aversion pour le risque. La préférence pour le présent ρ (utilisée pour l'actualisation) est fixée à 3%. L'aversion relative pour le risque est relativement modérée ($\gamma=0,5$). Ces valeurs sont globalement cohérentes avec les estimations de Blanchet-Mahieu sur données françaises.

On autorise un peu d'hétérogénéité pour les préférences pour le loisir : k varie selon les individus mais reste stable dans le temps. Pour les salariés du secteur privé, on suppose ainsi que les préférences pour le loisir sont distribuées aléatoirement dans la population suivant une loi normale de moyenne 2 et d'écart-type 0,2.

ANNEXE 3 : Calcul des durées validées dans Destinie

Les durées validées avant 1998 sont reconstituées à partir du calendrier rétrospectif d'activité de l'enquête Patrimoine. Après 1998, les durées validées sont calculées à partir des évènements démographiques et des situations d'activité (emploi, chômage, préretraite ou inactivité) simulés annuellement dans le modèle.

Selon les règles, le calcul des durées validées nécessite la prise en compte d'informations de natures diverses, principalement sur la carrière passée du salarié mais aussi sur l'histoire individuelle et familiale (nombre d'enfants, périodes de service militaire ou de guerre, épisodes de chômage indemnisés, périodes d'invalidité...). Même lorsqu'un calendrier rétrospectif permet de retracer globalement l'histoire des individus en 1998, il subsiste toujours une incertitude dans le calcul des durées validées : celui-ci repose nécessairement sur un ensemble d'hypothèses et de conventions visant à pallier l'insuffisance de l'information disponible. L'ensemble des informations n'étant disponibles qu'avec un pas annuel, les périodes validées sont comptées par années entières au lieu d'être comptabilisées par trimestres⁵.

Les hypothèses de calcul des durées validées pour les salariés du privé, hors majorations, sont les suivantes :

Les années d'**emploi** sont validées.

Les **périodes de chômage** sont partiellement validées. Elles dépendent à la fois de l'âge et de l'année où l'individu a connu une période de chômage⁶.

Les **années de préretraite** sont validées, les périodes de préretraite se prolongeant jusqu'à l'obtention du taux plein.⁷ Les hommes **inactifs en congé maladie** après 50 ans continuent à valider des droits. Dans la simulation, seules les années d'inactivité après 55 ans sont assimilées à des périodes de maladie et sont validées.

Pour les femmes, les **années validées au titre de l'AVPF** (assurance vieillesse des parents au foyer) sont déterminées en fonction du nombre et de l'âge des enfants, de la situation d'activité de la femme et des revenus du ménage (*encadré 3*).

Les années de **service national** sont validées dans une limite de deux ans. En simulation, cette situation n'est pas envisagée compte tenu de la suppression du service national en 2001.

Les années où l'individu est **aide familial** sont validées lorsqu'il a au moins 18 ans. Cette situation d'activité beaucoup moins fréquente aujourd'hui n'est pas isolée en simulation, les périodes d'aide familial étant assimilées à de l'emploi salarié.

Des **stages** effectués en cours d'études et donnant lieu à validation sont simulés pour les individus nés après 1960 et ayant fait des études longues.

Pour obtenir la durée totale validée, une majoration de deux ans (*resp. un an*) pour chaque enfant élevé est accordée aux femmes du privé (*resp. du public*).

Encadré 3 : Les durées validées au titre de l'AVPF

L'Assurance vieillesse des parents au foyer (AVPF) permet, depuis 1972, d'assurer, sous conditions de ressources, aux personnes que leurs responsabilités familiales écartent de l'activité professionnelle des droits à la retraite équivalents à une activité au niveau du SMIC. Ces droits sont acquis en contrepartie du versement par la CNAF à la CNAVTS de cotisations vieillesse sur la base d'un salaire égal à 169 Smic horaire.

Compte tenu de la montée en charge de la mesure, la proportion de femmes ayant acquis des droits au titre de l'AVPF s'accroît au fil des générations. Selon les simulations, plus de la moitié des femmes nées au début des années 70 aurait validé au moins un trimestre au titre de l'AVPF. Ce dispositif accroîtrait de 3 ans en moyenne les durées d'assurance validées par les femmes du secteur privé nées au début des années 60. Pour les générations plus jeunes, la durée moyenne validée tendrait à décroître, du fait notamment de la réduction des interruptions de carrière des femmes (*tableau E2*).

Tableau E2 :
Durées validées au titre de l'AVPF selon les générations

Génération	Durée moyenne validée par les femmes du privé (en années)	% de femmes du privé ayant des droits au titre de l'AVPF	pour une durée moyenne de ... années
1940-1944	2,3	30%	7,7
1945-1954	2,8	33%	8,5
1955-1964	3,6	45%	8
1965-1974	2,8	53%	5,2

Source : Enquête Patrimoine 1998 (Insee) - Modèle de microsimulation Destinie de l'Insee

¹ Une partie de cette hétérogénéité est toutefois prise en compte par la dispersion des salaires à âge de fin d'études donné.

² Dans l'enquête patrimoine 1998, qui sert de base initiale au modèle, il n'est pas possible de connaître le secteur d'activité chaque année de la carrière mais uniquement en 1998.

³ Le salaire superbrut est défini comme la somme du salaire net et des cotisations salariales et patronales. Ce salaire superbrut constitue la mesure adéquate du coût du travail et donc de la productivité.

⁴ Le salaire dont on modélise l'évolution est un salaire annuel non corrigé de la durée du travail. On suppose donc implicitement dans les simulations que le travail à temps partiel reste à un niveau proche de celui observé à la fin des années 1990 et que la répartition des emplois à temps partiel entre hommes et femmes est inchangée.

⁵ Seules les durées validées pour stages sont comptées en trimestres.

⁶ Si l'intégralité de la période de chômage se déroule avant 1980, toute la période est comptabilisée. Si la période de chômage prend fin après 1980, on valide : un an si la période de chômage suit immédiatement la fin des études ; au maximum 2 ans si la période de chômage commence avant l'âge de 35 ans ; au maximum 5 ans si la période commence avant 50 ans ; toute la période de chômage si elle survient après 50 ans.

⁷ Avant 1998, en l'absence d'informations sur la date de liquidation, on suppose que la période de préretraite cesse au 60^{ième} anniversaire de l'individu, celui-ci passant alors à la retraite. Pour les générations concernées, la quasi-totalité des salariés en préretraite ont le taux plein à 60 ans.