École des Hautes Études en Sciences Sociales

THESE

Pour obtenir le grade de
Docteur de l'École des Hautes Études en Sciences Sociales en Sciences Économiques

Présentée et soutenue publiquement le 13 décembre 2006 par

Antoine Bozio

Réformes des retraites : estimations sur données françaises

Directeur de thèse : M. Thomas Piketty

Composition du jury :

Sir Anthony Atkinson	Professeur à l'Université d'Oxford
M. Didier Blanchet	Administrateur à l'Insee (rapporteur)
M. Jean-Olivier Hairault	Professeur à l'Université Paris I - Panthéon-Sorbonne
Mme Florence Legros	Professeur à l'Université Paris IX - Dauphine (rapporteur)
Mme Muriel Roger	Chargée de recherche à l'Inra
M. Thomas Piketty	Directeur de recherche à l'EHESS



Pour
Antoine
Bien amicalement
CHAPPATTE

Remerciements

Toute ma gratitude va à Thomas Piketty qui a dirigé cette thèse de façon magistrale et lui a consacré un temps précieux. Ses conseils, ses encouragements et son véritable soutien ont été déterminants. J'ai appris, à son exemple, la pratique minutieuse et sans *a priori* de la recherche. Plus encore, il a réussi à me transmettre une certaine idée de la science économique, consciente de l'histoire et ouverte sur le monde. Pour tout cela, je lui serai longtemps reconnaissant.

Je remercie les membres du jury d'avoir accepté cette tâche. Je suis particulièrement honoré par la participation d'Anthony Atkinson. Ses travaux en économie publique, sur la redistribution et les inégalités suscitent un respect général, et, pour la jeune génération d'économiste à laquelle j'appartiens, une certaine admiration.

Cette thèse doit beaucoup à Didier Blanchet, dont les connaissances et l'expérience de la recherche dans le domaine des retraites n'ont d'égales que sa modestie. Il m'a plusieurs fois conseillé, a lu et critiqué mes premiers travaux avec bienveillance et a assisté à mon jury de première année avant d'accepter la charge de rapporteur de cette thèse. Enfin, j'ai été très heureux de pouvoir participer à l'équipe française du projet NBER *Social Security around the World*.

Je remercie également Florence Legros pour avoir accepté la charge de rapporteur. Elle m'a accueilli plusieurs fois à Bordeaux, au séminaire scientifique du Forum retraite. Ses travaux ont inspiré plusieurs chapitres de cette thèse.

Muriel Roger, co-auteur dans le cadre du projet NBER, est devenue au fil de la thèse une conseillère attentive avec qui j'ai eu beaucoup de plaisir à travailler. Elle a su m'encourager et m'aider de la meilleure façon.

Jean-Olivier Hairault m'a apporté ses conseils de macroéconomiste et ses encouragements au cours de fructueuses discussions.

Georges de Menil a été l'un des premiers à me soutenir en me permettant de participer à ma première conférence, à Munich. Il a soigneusement relu mon travail, effectué de judicieuses critiques et corrections.

Je remercie en outre de nombreux participants aux séminaires et conférences à l'occasion desquels une partie de mes travaux a été présentée, à Paris, Bordeaux, Munich, Londres et Barcelone. J'ai bénéficié de toutes leurs critiques et souvent encoura-

gements. Qu'ici soient remerciés particulièrement Carole Bonnet, Najat El Mekkaoui de Freitas, Thomas Barnay et Karine Briard qui m'ont encouragé à chaque rencontre.

Si une thèse est un travail personnel, ce n'est pas pour autant un travail solitaire et j'aimerais ici souligner la bonne ambiance créée par tous les doctorants (ou anciens doctorants) du campus Jourdan : Antonin Aviat, Maria Bas, Clément Carbonnier, Barbara Coello, Nicolas Coeurdacier, Fabien Dell, Stéphane Guibaud, Muriel Jakubowicz, Emmanuel Frot, Camille Landais, François Legrand, Gwenn Parent, Mathieu Valdenaire, Sébastien Villemot, avec une mention particulière aux lézards du bureau B030, Gabrielle Fack et Julien Grenet. L'inspiration pour nos travaux est souvent venue d'une discussion animée au déjeuner, après un *lunch* ou lors des séances du Club œonologie. Sans eux cette thèse n'aurait sûrement pas été synonyme de tant de plaisirs intellectuels.

Je dois bien sûr remercier tous les organismes qui ont permis la réalisation matérielle de cette thèse : l'École Normale Supérieure qui m'a nourri pendant quatre ans ; l'Université Harvard pour un séjour d'un an extrêmement profitable ; l'École des Hautes Études en Sciences Sociales pour l'allocation de thèse ; l'Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne qui m'a permis de m'initier à l'enseignement dans le cadre du monitorat ; le CEPREMAP, l'ancien qui m'a d'abord accueilli et le nouveau qui a financé des recherches ; puis le laboratoire PSE qui a pris la relève en m'offrant les conditions matérielles nécessaires au succès d'une thèse ; enfin l'École d'Économie de Paris sous les auspices de laquelle cette thèse s'achève.

J'aimerais enfin remercier mes parents qui ont su manger de la soupe pour me permettre d'en arriver là...

et Céline qui a fait beaucoup plus que m'offrir le dessin de Chappatte et corriger les épreuves de cette thèse...

Table des matières

Remerciements **v**

1 Introduction générale **1**
1.1 Pourquoi s'intéresser aux réformes des retraites ? 3
1.1.1 A-t-on déjà tout dit sur l'économie des retraites ? 3
1.1.2 Pourquoi étudier les réformes des retraites ? 6
1.2 Comment évaluer cinquante ans de politiques publiques sur les retraites ? 6
1.2.1 Une législation complexe à maîtriser 6
1.2.2 Méthodologies 8
1.2.3 Les données françaises disponibles 9
1.3 Problématique et plan de thèse 11

I Historique des retraites en France **17**

2 Législation de la cessation d'activité (1945-2006) **19**
2.1 Le système de retraite du secteur public 22
2.1.1 Les fonctionnaires de l'État, hospitaliers et territoriaux 23
2.1.2 Les régimes spéciaux, hors fonctionnaires de l'État 30
2.1.3 Les avantages familiaux 32
2.1.4 Les pensions de réversion 33
2.1.5 L'épargne retraite 33
2.1.6 Le financement 35
2.2 Le système de retraite du secteur privé 37
2.2.1 Les origines 37
2.2.2 La pension du régime général 39
2.2.3 Les autres dispositifs de l'assurance vieillesse 59
2.2.4 Les régimes complémentaires 67
2.3 La cessation anticipée d'activité : préretraites et indemnisation du chômage 72
2.3.1 Les cessations d'activité des 60-64 ans 73
2.3.2 Les cessations anticipées d'activité des 50-59 ans 77
2.3.3 Les retraites progressives 83
2.3.4 Les dispensés de recherche d'emploi 84
2.3.5 L'indemnisation des chômeurs âgés 87
2.3.6 Les préretraites dans le secteur public 91
2.4 Le système de retraite des non-salariés 93

2.4.1 Les lois fondatrices de 1948 et 1952 . . . 93
2.4.2 L'alignement sur le régime général (1973 et 1990) . . . 95
2.4.3 Les régimes complémentaires . . . 95
2.4.4 L'épargne retraite . . . 96
2.5 Le minimum vieillesse . . . 96
2.5.1 Historique . . . 96
2.5.2 Architecture . . . 99

II Retraites et offre de travail des salariés âgés 103

3 Quel est l'impact de l'augmentation de la durée de cotisation sur l'offre de travail ? Expérience de la réforme des retraites de 1993 107
3.1 La réforme de 1993 . . . 111
3.2 Quelques faits stylisés . . . 115
3.2.1 Les données disponibles . . . 115
3.2.2 La baisse séculaire du taux d'activité . . . 117
3.2.3 L'augmentation récente de l'âge à la liquidation . . . 119
3.3 La stratégie d'identification . . . 121
3.3.1 L'approche par double différence . . . 121
3.3.2 La généralisation de l'estimation . . . 124
3.3.3 Des coefficients de réponse aux élasticités . . . 127
3.4 Résultats empiriques . . . 127
3.4.1 Estimations de base . . . 129
3.4.2 Vérification de différents biais . . . 130
3.4.3 Impact de la réforme sur la liquidation de pension pour inaptitude 133
3.4.4 Les résultats corrigés pour le biais de révélation . . . 136
3.4.5 L'effet de la réforme selon le sexe . . . 138
3.4.6 Vérifications avec l'Échantillon interrégime de retraités . . . 141
3.4.7 Comment prendre en compte les préretraités et les chômeurs ? 144
3.5 Bilan : comment expliquer ces résultats ? . . . 147
3.5.1 L'effet net des réformes de 1993 et 2003 . . . 147
3.5.2 Comment expliquer le sous report de l'âge de départ à la retraite ? 149
3.6 Conclusion . . . 151

4 Quelles règles optimales pour le barème des pensions de retraite ? 153
4.1 Taxation optimale et système de retraite . . . 155
4.1.1 Littérature . . . 155
4.1.2 Quelle optimalité ? Quel barème ? . . . 157
4.2 Une modélisation du choix de l'âge de départ en retraite . . . 159
4.2.1 Le modèle . . . 159
4.2.2 Le barème du régime général et la réforme de 1993 . . . 162
4.3 Quel barème optimal ? . . . 165
4.3.1 Cas avec agents homogènes . . . 166
4.3.2 Cas avec agents hétérogènes . . . 170
4.3.3 Un barème dépendant de l'élasticité de l'âge de la retraite ? . . . 175
4.4 Conclusion . . . 176

III Retraites et chômage des jeunes 179

5 Retraite et chômage : trente ans de politiques malthusiennes 183
5.1 Historique de la politique d'incitation au retrait d'activité 189
5.1.1 L'ère des préretraites 190
5.1.2 L'abaissement de l'âge de la retraite 193
5.1.3 La poursuite du retrait d'activité des vieux travailleurs 195
5.1.4 L'évaluation des politiques malthusiennes de retrait d'activité 197
5.2 Le financement de la politique de cessation d'activité 201
5.3 Modéliser les politiques de cessation d'activité 206
5.3.1 Un modèle d'équilibre général 207
5.3.2 L'analyse de la politique de cessation d'activité 208
5.3.3 Les réformes des retraites et le vieillissement 213
5.3.4 Le financement de l'assurance chômage 214
5.4 Calibration et estimations 217
5.5 Conclusion 220

6 Peut-on mesurer l'effet des retraites anticipées sur le chômage des jeunes ? 223
6.1 Contexte 225
6.1.1 Revue de littérature 225
6.1.2 Les faits stylisés pour la France 229
6.2 La stratégie d'identification 235
6.2.1 Une variable instrumentale 235
6.2.2 Incitations au retrait d'activité ou contraintes ? 237
6.3 Construction des indicateurs 238
6.3.1 Définition des indicateurs 239
6.3.2 Les données 242
6.3.3 Les indicateurs 243
6.3.4 Les indicateurs pondérés 246
6.4 Résultats 248
6.4.1 Prédiction des taux de départ des seniors 248
6.4.2 Analyse en série temporelle 250
6.5 Conclusion 255

IV Rendement des retraites et épargne 259

7 Les réformes et le rendement des retraites : une approche historique 263
7.1 Les mesures du rendement des retraites 266
7.1.1 Littérature 266
7.1.2 Définitions des indicateurs 270
7.1.3 Simulations des bilans actualisés 273
7.2 Réformes et redistribution intergénérationnelle 276
7.2.1 Un modèle par répartition stylisé 276
7.2.2 Qui a bénéficié d'un « repas gratuit » ? 280
7.2.3 Capitalisation et répartition en perspective historique 287

7.2.4 Comment penser les réformes au vu des indicateurs de rendement ? . . . 291
7.3 Réformes et redistribution intragénérationnelle . . . 293
7.3.1 Un système antiredistributif, mais de moins en moins . . . 294
7.3.2 Les dispositifs de cessation d'activité comme instrument de redistribution ? . . . 296
7.4 Conclusion . . . 298

8 Effet du système de retraite sur l'épargne en France : estimations exploratoires 301
8.1 Que sait-on du lien entre retraite et épargne ? . . . 303
8.1.1 Une littérature empirique indécise . . . 303
8.1.2 Des travaux récents basés sur des expériences naturelles . . . 305
8.2 La réforme de 1993 : une expérience naturelle . . . 306
8.2.1 Quelques faits stylisés . . . 307
8.2.2 La réforme de 1993 . . . 309
8.3 La stratégie d'identification . . . 312
8.3.1 L'approche par double différence . . . 312
8.3.2 Les données disponibles . . . 314
8.4 Résultats exploratoires avec l'enquête Budget des familles . . . 315
8.4.1 Les difficultés de mesure du taux d'épargne . . . 315
8.4.2 Aucun effet de la réforme ? . . . 318
8.5 Bilan : comment expliquer ces résultats ? . . . 319
8.5.1 Des données fragiles . . . 319
8.5.2 Une réforme anticipée ? . . . 320
8.5.3 Une réforme inaperçue ? . . . 321
8.6 Conclusion . . . 322

9 Conclusion générale 327

ANNEXES **337**

A Barèmes du système de retraite 337

B Barèmes des dispositifs de cessation anticipée d'activité 353

C Modélisation des incitations 363

D Financement des cessations d'activité 369

E Construction de bilans actualisés 375

Bibliographie **396**

Liste des tableaux **400**

Liste des figures **403**

Chapitre 1

Introduction générale

> « Moi je considère que, jusqu'au dernier souffle, l'homme doit produire, dans la mesure où il le peut. C'est par là seulement qu'il est rattaché à la vie et je dirai que c'est par là qu'il est rattaché à l'intelligence et à l'activité de la pensée. »[1]
>
> Jean Jaurès, Discours à la chambre des députés, 11 juillet 1912

Au début du siècle, au moment où Jean Jaurès exprime sa vision de la fin de carrière des travailleurs français, la retraite est conçue comme une assurance contre le risque vieillesse. L'idée est de pouvoir garantir un revenu de remplacement aux salariés que l'âge a rendu dans l'incapacité physique de travailler. Les rares salariés qui parviennent à des âges avancés deviennent souvent dépendants du soutien de leur famille, quant ils ne disposent pas de revenus suffisants versés par les caisses de prévoyance. Avec l'augmentation de l'espérance de vie et le développement des systèmes de retraite obligatoires, la période de vie inactive mais en bonne santé a augmenté et est devenue un épisode commun de la vie des salariés des pays développés. Dora Costa décrit dans *The Evolution of American Retirement* cette évolution de l'usage et de la signification de la retraite des Américains. L'auteur présente l'appa-

[1] Annales de la chambre des députés, première séance du 11 juillet 1912, page 1478, cité par Dominique Taddei (2000).

rition de la retraite comme un phénomène social et économique majeur de la société américaine du XX^{ème} siècle. L'accroissement du pouvoir d'achat, le développement de l'offre de loisirs et l'augmentation de l'espérance de vie transforment la période de fin de vie de nombreux Américains. La retraite n'est plus ce « retrait de toute activité » qu'il était encore au début du siècle, mais au contraire une période de découverte et d'épanouissement personnel. Une évolution parallèle a touché la France. Jusqu'à la seconde guerre mondiale, l'assurance vieillesse est très limitée et ne permet pas d'assurer un revenu de remplacement aux salariés qui atteignent 65 ans. Les salariés âgés deviennent dépendants du soutien de leur famille, au risque de tomber dans la misère une fois que la poursuite de l'activité n'est plus possible. La mise en place des systèmes de retraite obligatoires à la Libération transforme cet état de fait en réduisant fortement la pauvreté des personnes âgées. L'augmentation de l'espérance de vie permet au plus grand nombre d'accéder à plusieurs années de repos avec un pouvoir d'achat raisonnable. Certains les utilisent pour se consacrer à leur maison ou à leurs petits-enfants, d'autres à voyager ou à s'investir dans des associations bénévoles. Avant le quatrième âge, celui de la vieillesse, s'ouvrent les heureuses années du troisième âge. En France, le développement des systèmes de retraite s'est appuyé largement sur la composante publique et obligatoire de ces régimes. La question des retraites est devenue une composante majeure des politiques publiques françaises. Les retraites représentent ainsi près de 12 % du PIB. C'est plus de trois fois le montant de l'impôt sur le revenu ou le budget de l'éducation nationale, 1,5 fois les dépenses de santé et près de 23 % de la consommation finale des ménages français.

Aujourd'hui, les sociétés des pays développés sont à l'aube d'une grande transformation de leur économie sous l'effet du vieillissement de leur population. Du fait de l'allongement continu de l'espérance de vie, la retraite sera plus longue, les retraités plus nombreux et le poids des retraites devrait augmenter en France jusqu'à 16 % de la richesse nationale à l'horizon 2040. Jusqu'à présent, ce vieillissement se caractérisait par l'accroissement de la part de la population en âge d'activité et la baisse de la part de la population jeune. Désormais, les gains d'espérance de vie se réalisent de plus en plus aux âges élevés, après 60 ans. C'est donc la population potentiellement retraitée qui va croître le plus dans les décennies à venir. Ces modifi-

cations démographiques sont essentiellement pérennes. L'effet temporaire du départ en retraite des générations nombreuses du baby-boom ne représentent qu'une faible partie du choc démographique porté par l'augmentation de l'espérance de vie. Deux éléments des économies des pays développés seront ainsi durablement transformés : le marché du travail devra s'adapter à l'allongement des carrières et les assurances sociales, qui fournissent en France l'essentiel des revenus de remplacement, devront faire face aux durées plus longues de retraite.

Pour répondre à ces défis, il nous faut comprendre et évaluer les différentes options disponibles. Cette thèse cherche ainsi à éclairer les choix politiques qui seront posés dans un proche avenir. Elle parcourt l'histoire récente des régimes de retraite français dans un objectif d'évaluation des politiques publiques déjà mises en place et avec l'ambition d'en tirer des enseignements pour les futures réformes.

Cette introduction présente les motivations et l'intérêt d'une telle étude (partie 1.1), la méthodologie choisie (partie 1.2) ainsi que la problématique qui sous-tend les travaux de cette thèse (partie 1.3).

1.1 Pourquoi s'intéresser aux réformes des retraites ?

1.1.1 A-t-on déjà tout dit sur l'économie des retraites ?

Est-il bien justifié de consacrer une thèse aux réformes des retraites ? Deux motifs puissants auraient dû nous écarter d'un tel sujet : tout d'abord la littérature économique sur les retraites est particulièrement abondante, pouvant laisser croire que le sujet est épuisé ; ensuite la question des réformes des retraites apparaît parfois comme un problème comptable ne laissant finalement que peu de marges aux véritables questions économiques.

Les économistes se sont, en effet, penchés très tôt sur les effets des systèmes de retraite, leur taille et leurs caractéristiques optimales. Depuis l'article séminal de Samuelson (1958), des économistes prestigieux ont contribué à faire de ce domaine un foisonnant champ de recherche. Pour n'en citer que deux, Martin Feldstein et Peter Diamond ont, chacun à leur façon, consacré une grande partie de leur carrière à

améliorer la compréhension des systèmes de retraite. Depuis une dizaine d'année, à l'approche du passage à la retraite des générations du baby-boom, de nombreuses analyses ont été menées par des institutions internationales (Banque mondiale, OCDE, Commission Européenne) ou des universitaires. Les comparaisons internationales des systèmes de retraite entreprises par Johnathan Gruber et David Wise dans le cadre du NBER ont permis d'améliorer la compréhension de la variété des systèmes dans le monde. Les programmes de recherche consacrés aux conséquences économiques du vieillissement se sont multipliés (NBER, *Chicago Center on Aging*, *Mannheim Institute for the Economics of Aging*...). Les rapports consacrés aux systèmes nationaux ont proliféré. En France, notamment, on en compte plus d'une dizaine.

Par ailleurs, la question des retraites est-elle encore du ressort des économistes ? Le débat public en France pourrait laisser penser que non. Depuis une dizaine d'années, un consensus sur les évolutions démographiques a fini par voir le jour en France (Blanchet 2002). L'essentiel des déséquilibres des régimes de retraite devrait résulter de l'allongement de l'espérance de vie. Pour assurer l'équilibre financier de ces régimes, trois choix sont donc possibles : baisser le niveau des pensions, augmenter l'âge de départ en retraite ou augmenter les cotisations. Le Conseil d'orientation des retraites (COR) a chiffré les besoins de financement en fonction de ces différentes options. En n'utilisant que la baisse des pensions pour compenser le déficit prévu, il est nécessaire de réduire le taux de remplacement de 80 à 44 % ; en n'utilisant que l'augmentation des cotisations, il faut procéder à une augmentation de 9,5 points de cotisation et en augmentant uniquement l'âge de la retraite, il faut envisager en moyenne près de 6 ans d'augmentation (Conseil d'orientation des retraites 2003). Cette présentation, très pédagogique dans le cadre d'un débat public, laisse à penser que la question des retraites est un simple problème comptable, expression de l'équilibre budgétaire des régimes de retraite. L'arbitrage entre les différentes options ne relèverait que d'un choix politique ou plus généralement d'un choix de société.

Cette vision est néanmoins très réductrice. L'équilibre comptable des régimes de retraite doit en effet s'analyser en prenant en compte les réactions des individus qui modifient leurs comportements face à une réforme du système. L'offre de travail des salariés âgés dépend de façon cruciale de la forme exacte que prend le barème

de retraite et des incitations à poursuivre une activité. La demande de travail des salariés âgés détermine la possibilité pour ceux qui souhaitent repousser leur départ en retraite de conserver leur emploi. La demande de travail des jeunes salariés est aussi susceptible de dépendre d'une façon complexe de la nature des systèmes de retraite : le financement de l'assurance vieillesse influence le coût du travail et le nombre de retraités modifie l'offre de travail dans l'économie. Le comportement d'épargne des individus peut altérer le niveau optimal de couverture par les assurances obligatoires et interagir avec le développement financier de l'économie. L'économie des retraites est donc loin de se limiter à quelques équations comptables. Un vaste champ de recherche empirique est ainsi ouvert pour déterminer les réactions comportementales des individus face à des modifications des systèmes de retraite.

Aussi surprenant soit-il, les études sur les réactions comportementales face aux modifications des systèmes de retraite sont relativement récentes et très rares sur données françaises. Plusieurs raisons de fond expliquent cet état de fait. Tout d'abord, ce type d'études repose sur des données individuelles de création récente ou qui sont longtemps restées hors de portée des universitaires. La culture de l'évaluation des politiques publiques étant peu développée en France, la nécessité de disposer de données spécifiques à l'analyse du système de retraite est apparue tardivement. Ensuite, pour mettre en évidence des relations comportementales robustes, il est nécessaire de disposer de suffisamment de variations exogènes (c'est-à-dire de réformes). Les réformes des retraites ayant des actions très lentes, celles-ci sont moins fréquentes que d'autres politiques publiques : le secteur privé a ainsi expérimenté une réforme majeure par décennie depuis quarante ans, en 1971, 1982, 1993 et 2003 ; le secteur publique une seule, en 2003, depuis sa fondation en 1853. Enfin, les réformes des retraites ont cette caractéristique intrinsèque de voir leurs effets toucher plusieurs générations et de s'étendre sur une très longue période, qui dépasse souvent l'horizon de nombreuses évaluations de court terme. L'actualité politique impose souvent des évaluations quelques années, voire quelques mois, après la mise en place d'une réforme, même si le recul n'est pas suffisant pour effectuer de véritables évaluations *ex post*.

1.1.2 Pourquoi étudier les réformes des retraites ?

Deux raisons majeures nous ont conduit à étudier les réformes des retraites. La première découle de l'impératif d'évaluation des politiques publiques, la seconde de l'ambition académique de débusquer de véritables relations de causalité.

Analyser les effets d'une réforme au vu de ses objectifs répond à la démarche moderne d'un État qui évalue de façon indépendante les politiques qu'il met en place. Dans le cas des retraites, il s'agit d'évaluer la première politique publique en termes de prélèvements obligatoires en France. Afin de pouvoir construire et améliorer les réformes à venir, il apparaît indispensable d'étudier les réformes des retraites passées et leur impact sur les comportements des individus. L'évaluation de l'élasticité de l'offre de travail effectuée au chapitre 3 de cette thèse est ainsi à la fois une évaluation de la réforme de 1993, de ses effets sur l'offre de travail des salariés âgés, mais aussi une analyse précieuse pour d'autres travaux à dimension plus prospective.

Étudier les réformes des retraites correspond aussi à un impératif pratique des méthodes économétriques. Afin d'identifier des paramètres de comportement essentiels à l'analyse des systèmes de retraite, il est nécessaire de disposer de variations exogènes des incitations du système. La simple comparaison temporelle ou en coupe est souvent très insuffisante pour identifier les effets propres aux systèmes de retraite des préférences individuelles : l'analyse intensive des réformes mises en place est ainsi une réponse au problème majeur de l'économètre, l'endogénéité des paramètres à estimer.

1.2 Comment évaluer cinquante ans de politiques publiques sur les retraites ?

1.2.1 Une législation complexe à maîtriser

Le faible nombre d'études empiriques sur le système de retraite français s'explique en partie par l'extrême complexité de la législation. Le statut particulier des régimes de retraite, régimes obligatoires mais ne relevant pas de l'État, rend la législation peu facile d'accès. Si les règles du premier pilier, le régime général, sont

généralement disponibles dans les publications officielles, ce n'est pas le cas pour les régimes complémentaires ou certains dispositifs de cessation anticipée d'activité. Évaluer les politiques publiques sur les retraites en France impose donc un premier effort de synthèse de la législation des retraites.

La première partie de cette thèse est ainsi entièrement dédiée à l'historique de la législation des politiques de cessation d'activité. Un tel travail, s'il n'est pas constitutif à proprement parler d'une thèse en sciences économiques, est néanmoins indispensable pour mener à bien les études empiriques que nous proposerons par la suite. Il ne s'agit pas seulement de décrire les systèmes de retraite, mais aussi tous les dispositifs permettant en France de cesser son activité. Les dispositifs de préretraite ou d'assurance chômage spécifiques aux travailleurs âgés sont indispensables pour expliquer la baisse de l'offre de travail des salariés âgés. Nous nous attacherons à montrer que la séparation de ces institutions, entre politique publique d'assurance vieillesse d'un côté, et politique de l'emploi de l'autre, est en fait artificielle.[2]

Le chapitre 2, consacré à l'historique des systèmes de retraite et de préretraite, a donc un double objectif. Il vise d'une part à rassembler le détail de la législation sur la cessation d'activité - une partie de laquelle n'a jamais fait l'objet d'une publication - en insistant sur une présentation économique des règles juridiques. Ainsi, on détermine les formules permettant de calculer les pensions en fonction des caractéristiques de chaque individu et des barèmes des systèmes. Ces barèmes sont reproduits dans les annexes A et B avec les références précises des sources officielles. L'ambition de cette étude est de donner la possibilité au lecteur de calculer la pension de retraite (ou l'allocation de préretraite) de n'importe quel salarié français chaque année depuis la dernière guerre. D'autre part, ce chapitre présente le contexte de la mise en place des réformes, leurs objectifs et les débats qui ont eu lieu à l'époque. Il ne s'agit pas de faire une thèse de sciences politiques sur les réformes des retraites en France, mais de fonder l'étude économique des effets des réformes par rapport aux objectifs fixés à l'époque de leur mise en place.

[2]La partie III va montrer que les modifications de l'assurance vieillesse ont aussi joué un rôle en terme de politique de l'emploi, tandis que le chapitre 7 souligne que l'on ne peut pas analyser la redistribution opérée par l'assurance vieillesse sans prendre aussi en compte les dispositifs qui ont permis le départ en retraite anticipé pour une certaine catégorie de salariés.

1.2.2 Méthodologies

La littérature sur les retraites, et en économie publique en générale, est restée pendant longtemps concentrée sur des analyses théoriques. Par extension, les études empiriques se sont souvent retrouvées être des calibrations de modèles à partir de données générales. Plus récemment, des études à partir de modèles de microsimulation se sont révélées être essentielles à l'analyse des réformes de retraite.

Cette thèse ne répond pas à une méthodologie uniforme mais souhaite promouvoir les méthodes économétriques utilisées dans le cadre de l'évaluation des politiques publiques (Angrist et Krueger 1999, Blundell et Costa Dias 2000). L'idéal méthodologique auquel se réfère ce travail est de pouvoir présenter des analyses économétriques aussi transparentes que possibles, dans le cadre d'une bonne connaissances des mécanismes institutionnels et dont l'objectif puisse être clairement exprimé par un modèle économique.

Une des méthodes économétriques employées dans ce travail est l'estimation par double différences dans le cadre d'une quasi-expérience naturelle. Elle est à la base des analyses des chapitres 3 et 8. Cette méthode très transparente est particulièrement bien adaptée à l'estimation de paramètres ou de liens de causalité dans le cadre de l'évaluation d'une réforme. Le caractère exogène de la réforme peut être vérifié et des groupes test et de contrôle déterminés. La méthode permet ainsi d'éliminer le problème des variables non observées et de circonscrire la question de la simultanéité. Elle repose sur un certain nombre de vérifications (pas de tendance préexistante, groupes de contrôle et groupes tests similaires) qui rendent l'exercice minutieux afin d'assurer son succès.

Pour autant, cette méthode ne permet de répondre qu'à un nombre limité de questions (Blundell et Costa Dias 2002). Le résultat d'une estimation par double différence est à la fois local et moyen. Il est local dans la mesure où il s'agit de la réaction des individus touchés par la réforme au moment de la réforme. Pour la question des réformes des retraites ce point est capital : l'estimation n'est valable que pour les générations touchées au moment de leur départ en retraite. Le résultat est aussi un effet moyen de la réforme au sens où il est impossible d'identifier la distribution de l'impact de la réforme. Le chapitre 4 discute ces limites et tente de mettre

en évidence théoriquement dans quelle mesure ces estimations peuvent être extrapolées en terme de résultat général. Plus fondamentalement, ce chapitre discute de la difficulté méthodologique liée à l'estimation de paramètres multidimensionnels dans les modifications des barèmes de retraite : les incitations sont modifiées non seulement marginalement mais aussi en niveau, nécessitant l'introduction d'une structure théorique afin de pouvoir extrapoler les résultats locaux obtenus par la méthode des doubles différences.

Cette méthode évacue en outre la question des effets d'équilibre général, qui sont susceptibles d'être importants avec l'impact macroéconomique des modifications des systèmes de retraite : l'effet en retour du financement des systèmes de retraite sur l'activité ou l'emploi est ainsi difficilement perçu par ce type de méthode. C'est pourquoi les chapitres 5 et 6 de la partie II de cette thèse utilisent d'autres méthodes. Les questions des politiques d'incitation au retrait d'activité ne peuvent être abordées sans une modélisation en terme d'équilibre général, réalisée au chapitre 5. L'analyse empirique du chapitre 6 repose en partie sur une analyse en termes de série temporelle. Les effets de substitution entre jeunes et vieux sur le marché du travail ne permettent pas facilement l'identification de groupes de contrôle, non touchés par la substitution ou par les effets du financement de ces politiques.

1.2.3 Les données françaises disponibles

Les données françaises pour l'analyse des systèmes de retraite ont longtemps été très limitées. Deux raisons fondamentales sont à l'origine de cette situation. La première est le caractère semi-privé des régimes de retraite français. Même si ces régimes sont devenus rapidement obligatoires, leur gestion par les partenaires sociaux les a laissé en marge des objectifs statistiques des institutions de l'État.[3] La seconde raison de cet état de fait vient du morcellement des régimes qui rend techniquement très difficile la constitution d'une base de données cohérente. Des efforts récents sont en passe de mettre fin à ce manque crucial de données qui tranchait avec

[3]Les instituts statistiques comme l'Insee n'ont pas eu accès aux informations administratives des régimes. Ils n'ont pas eu non plus comme objectif de construire des enquêtes propres à l'analyse des systèmes de retraite dès lors que l'État n'était pas directement en charge de la gestion de ces régimes.

la situation de nombreux autres pays. Ainsi la partie III de cette thèse, qui s'intéresse aux réformes des retraites (et préretraites) de la fin des années soixante-dix au milieu des années quatre-vingt, ne bénéficie pas de la même qualité de données que les parties II et IV, qui s'intéressent à la réforme de 1993, beaucoup plus récente. Chaque base de données utilisée sera présentée plus en détail au cours de la thèse, mais l'on peut déjà décrire les principales.

L'enquête Emploi de l'Insee (1969-2002) a été systématiquement sollicitée pour étudier l'offre de travail des salariés âgés. Ses limites apparaissent surtout dès que l'on doit caractériser les droits à pension qui dépendent en large partie de la durée de cotisation, variable absente de l'enquête. L'identification de l'ancien statut des retraités est aussi problématique. Il n'est généralement pas possible de repérer parmi les retraités de l'enquête à quel régime de retraite ils appartiennent (public ou privé).

L'échantillon interrégime des retraités (EIR) de la Drees fait partie de ces efforts récents de collecte de données administratives spécifiques à l'étude des systèmes de retraite. L'ensemble des régimes de retraite français ayant collaboré pour constituer cette base de données, des informations très précises sur les variables déterminant les droits à pension sont disponibles. Cette base ne sera vraiment détrônée que par l'arrivée de sa « petite sœur », l'échantillon interrégime des cotisants (EIC) qui devrait permettre de rassembler une information similaire pour tous les cotisants d'une même génération.

La base de données Cnav, qui est utilisée au chapitre 3, est une base de données administrative et exhaustive des retraités du régime général. Ces données administratives ont été à tort sous-utilisées par les économistes.[4] Les variables essentielles au calcul de la pension sont bien renseignées et l'exhaustivité des données leur donne une précision que les enquêtes ne peuvent égaler. Leur défaut principal est le nombre restreint de variables disponibles qui réduit d'autant les études possibles.

Le chapitre 8, consacré aux comportements d'épargne des salariés, repose sur l'exploitation de l'enquête Budget des familles. Cette base s'est révélée décevante pour le calcul de taux d'épargne fiables : l'évaluation du revenu ne semble pas toujours homogène d'une enquête sur l'autre et ces variations rendent limitées les interprétations

[4]Il faut reconnaître qu'elles ne sont pas d'un accès aisé aux universitaires.

que l'on pourrait faire de notre étude. L'absence d'une base de données individuelles et fiables sur l'épargne des français reste, encore aujourd'hui, un point faible des analyses des modifications des systèmes de retraite. Tant que le système de retraite offre un taux de remplacement très élevé à ses cotisants, ne pas porter son attention sur les comportements d'épargne est légitime. Mais dès lors que les réformes des retraites visent à réduire les taux de remplacement et à inciter à l'épargne individuelle avec des subventions fiscales importantes, alors ce manque de données devient plus fâcheux.

1.3 Problématique et plan de thèse

La thèse se déroule en quatre parties. La première est consacrée à l'historique des systèmes de retraite et préretraite depuis 1945 et les trois parties suivantes répondent à notre problématique : dans quelle mesure l'analyse des réformes passées peut-elle éclairer les choix à opérer dans l'avenir pour sauvegarder les régimes de retraite ?

Lorsque l'on part de l'équilibre comptable des régimes de retraites, une augmentation de l'espérance de vie conduit naturellement à concevoir une augmentation de l'âge de départ à la retraite pour maintenir constant le ratio économique (rapport entre le nombre de retraités et le nombre d'actifs). Deux questions économiques ressortent alors de ce constat comptable. Comment peut-on augmenter l'âge de départ en retraite ? Augmenter l'âge de départ en retraite a-t-il des effets sur l'emploi des jeunes actifs ?

La partie II s'efforce de répondre à la première question. Il existe en soi plusieurs façons d'augmenter l'âge de départ en retraite. La plus facile consiste à augmenter l'âge minimum de liquidation de la retraite. Il s'agit d'une augmentation contrainte qui ne laisse que peu de place à l'hétérogénéité des choix des individus. Si la motivation d'un système de retraite obligatoire est la myopie ou la préférence pour le présent des individus, il est possible de préférer augmenter l'âge minimum de départ en retraite pour éviter que les salariés ne partent trop tôt avec une pension trop faible. À l'inverse, si l'on pense que les préférences des salariés concernant leur âge de départ sont suffisamment hétérogènes, alors il est nécessaire de laisser une marge de choix appropriée. L'augmentation de l'âge moyen de la retraite doit alors intervenir

par le biais d'une modification des incitations. Dans le cas français, les incitations à repousser le départ en retraite étaient depuis 1983 presque inexistantes, le barème des pensions étant très éloigné de la neutralité actuarielle. Les deux réformes, de 1993 et 2003, ont ainsi porté leur effort sur la modification des incitations à reporter le départ en retraite, plutôt que sur une modification brutale de l'âge minimum de liquidation. Dès lors, l'étude des liens entre l'offre de travail des salariés âgés et les incitations du système de retraite devient cruciale.

Le chapitre 3 évalue l'augmentation de la durée de cotisation lors de la réforme des retraites de 1993 en utilisant les variations induites par la formule de calcul des pensions. Celles-ci créent des groupes de contrôle - individus non touchés par les modifications des incitations - qui permettent de cerner l'effet pur de la réforme. Une augmentation d'un trimestre de la durée de cotisation a conduit, pour les personnes touchées, à une augmentation moyenne d'un mois et demi de la durée des carrières. Cette élasticité est ainsi plus faible que ce que l'on aurait pu attendre au vu de l'importance de la décote, de près de 10 % à l'époque. On observe d'autres réactions intéressantes, comme la liquidation accrue de pensions pour inaptitude au travail permettant de liquider à soixante ans une pension au taux plein. La précision des données administratives permet aussi de mettre en évidence un effet de révélation sur la durée de cotisation : les salariés confrontés à l'arbitrage entre repousser leur départ en retraite et partir avec une pension amputée ont d'abord cherché d'anciens trimestres à valider afin d'éviter ce choix cornélien. La réforme, en restreignant les conditions de liquidation au taux plein, rend plus précise la mesure de la durée de cotisation qui n'était pas contraignante pour la majorité des salariés avant la réforme. En séparant l'effet selon le nombre de trimestres supplémentaires, on met aussi en évidence la légère décroissance de l'élasticité de départ en retraite à l'augmentation de la durée de cotisation. Au fur et à mesure que l'effort demandé est plus important, le report devient plus faible.

Le chapitre 4 aborde de façon théorique la question de la forme optimale du barème des retraites et dans quelle mesure celle-ci dépend de mesures de l'élasticité de l'offre de travail aux conditions de liquidation. Il montre en premier lieu sous quelles conditions la mesure obtenue au chapitre précédent peut être généralisée.

Le barème de retraite ne consiste pas seulement en une modification des incitations marginales, mais aussi du niveau des pensions à incitations similaires. Les réformes des retraites récentes consistent dans une baisse du taux de remplacement et parfois dans une modification des incitations - de la forme du barème. L'identification du barème optimal revient donc à un problème multidimensionnel qu'il est difficile de réduire à un seul paramètre.

La partie II, si elle ne permet pas de conclure sur le niveau optimal des incitations (décote, surcote ou durée de cotisation), donne néanmoins des éléments concrets de la possibilité d'inciter au report du départ en retraite. Les oppositions majeures à la possibilité d'augmenter l'âge de départ en retraite viennent pourtant de l'impact de telles réformes sur le chômage des salariés plus jeunes. Des craintes sont souvent exprimées concernant le fait qu'inciter à retarder le départ en retraite risquerait d'aggraver la situation de l'emploi pour les plus jeunes. La partie III traite ainsi des effets possibles entre les modifications de l'âge de la retraite et l'emploi des actifs. Pour ce faire, elle s'intéresse aux réformes mises en place depuis la fin des années soixante-dix visant à inciter les salariés à cesser leur activité de façon anticipée afin de libérer des emplois pour les jeunes actifs au chômage.

Le chapitre 5 décrit les motivations de ces réformes, appelée « politiques malthusiennes » au sens où elles visaient à réduire l'offre de travail des salariés âgés afin de limiter le chômage des plus jeunes. En rappelant les débats qui ont eu lieu avant leur mise en place massive, on est frappé des espoirs énormes mis dans ces politiques par l'ensemble de la classe politique et les partenaires sociaux pour réduire le chômage. Le chapitre précise le mode de financement de ces politiques qui a reposé essentiellement sur l'augmentation des cotisations sous plafond. La première politique de l'emploi des années soixante-dix et quatre-vingt a ainsi consisté dans le retrait d'activité des vieux salariés et dans l'augmentation des charges sur les bas salaires. Une modélisation simple du marché du travail sur le long terme permet d'évaluer ces effets selon plusieurs paramètres : l'élasticité de la demande de travail à son coût, un facteur de substitution entre les salariés âgés et les jeunes chômeurs et un paramètre de ciblage de ces politiques. Selon la valeur que l'on accorde à ces différents paramètres, l'effet d'un retrait des vieux travailleurs peut être négatif ou positif.

Le chapitre 6 cherche à mesurer le paramètre de substitution entre travailleurs âgés et jeunes chômeurs en utilisant les variations dans les incitations au départ anticipé. À l'aide de la législation détaillée présentée au chapitre 2, il est possible de reconstruire les incitations au départ par âge et par génération. Ces mesures d'incitation peuvent servir d'instrument aux politiques mises en oeuvre et il est possible, sous certaines conditions, d'évaluer si, au moins à court terme, ces politiques ont eu l'effet escompté.

Ces deux premières parties répondent aux questions soulevées par les impacts possibles d'une hausse de l'âge de la retraite sur l'offre et la demande de travail. Néanmoins, il existe aussi une autre possibilité de réforme qui consiste modifier le mode de financement des systèmes de retraite. Deux alternatives sont encore possibles : la première consiste à mettre en place un financement par capitalisation public afin de profiter des rendements des marchés financiers et d'anticiper à moindre coût l'augmentation des dépenses de retraite liées à l'augmentation prévue de l'espérance de vie. C'est l'option prise timidement en France en 1999 avec l'instauration du fonds de réserve des retraites et de façon plus marquée dans certains pays nordiques, comme la Finlande. L'autre option consiste à diminuer les pensions et à inciter à l'épargne individuelle et privée. C'est en grande partie le choix de la réforme de 1993 qui a réduit le niveau des pensions et la réforme de 2003 a confirmé cette option en incitant à la constitution d'une épargne individuelle. Diminuer les pensions offertes par les systèmes de retraite publiques, c'est ainsi juger que l'épargne privée des ménages est à même de compenser si nécessaire cette diminution du revenu de remplacement. La partie IV discute de ces différentes options en présentant des estimations du rendement des systèmes de retraite et une analyse exploratoire des effets des retraites sur les comportements d'épargne.

La comparaison du financement par répartition ou par capitalisation repose essentiellement sur une discussion des rendements différents que les deux systèmes apportent aux salariés. Le chapitre 7 calcule pour les générations 1902 à 1944 les taux de rendement interne issus du système de retraite français. C'est un indicateur intéressant à comparer aux taux de rendement des marchés financiers et il peut également servir de mesure de la redistribution intergénérationnelle. Les premières générations ont bénéficié d'un rendement très élevé qui a diminué au cours de la

période de montée en charge des régimes de retraite. À long terme, le rendement des systèmes par répartition ne diffère guère du taux de croissance de l'économie. Les générations plus jeunes vont donc percevoir des rendements plus faibles que leurs aînés, mais aussi inférieurs aux rendements des marchés financiers. Ce différentiel de rendement apparaît pour les générations nées dans les années 1940 et consiste alors dans des transferts nets actualisés négatifs (la somme actualisée des cotisations et des pensions devient négative). Ce chapitre rappelle avec un modèle standard que ces transferts négatifs sont la contrepartie des transferts positifs qui ont eu lieu en faveur des générations ruinées par la guerre et l'inflation. L'analyse des transferts actualisés à l'aune des rendements historiques des marchés financiers français souligne à ce titre que le mode de financement par répartition a permis d'offrir des transferts massifs pas seulement en raison de la dette implicite du système par répartition, mais surtout en raison des rendements négatifs des marchés financiers. Pendant une grande partie du siècle, le différentiel entre le rendement des actifs financiers et le taux de croissance de l'économie est négatif, rendant le système par répartition extrêmement profitable. Une autre question est de savoir s'il est aujourd'hui optimal de conserver un financement exclusivement par répartition ou si l'augmentation de l'espérance de vie ne devrait pas inciter à préfinancer les engagements supplémentaires des régimes de retraite. Le chapitre 7 compare par ailleurs les différentiels de rendement entre différentes catégories de salariés et analyse l'évolution de la redistribution au cours du temps réalisée par le système de retraite. Il semble que les réformes ont progressivement réduit les éléments anti-redistributifs du système de retraite en prenant plus en compte la durée de cotisation. Néanmoins, lorsque l'on met de côté la redistribution familiale (envers les femmes), des éléments laissent à penser que le système a été, à sa mise en place, largement anti-redistributif.

Le chapitre 8 s'intéresse à l'effet des retraites sur le niveau d'épargne des ménages. Dans quelle mesure les systèmes de retraite sont-ils des substituts à l'épargne individuelle ? Cette question soulevée par Feldstein (1974) a engendré une littérature empirique considérable. Peu d'études ont concerné le cas français (Kessler, Masson et Strauss-Kahn 1981) et le chapitre 8 cherche à utiliser la réforme de 1993 comme une quasi-expérience naturelle pour isoler l'effet causal d'une modification

du système de retraite. Les données individuelles sur l'épargne des ménages français sont essentielles et les doutes sur la robustesse des taux d'épargne issus de l'enquête Budget des familles rendent limitée l'analyse dans ce chapitre. En utilisant le fait que le secteur public est resté immune à la réforme de 1993, nous avons essayé de mettre en évidence l'effet de la richesse de retraite sur les comportements d'épargne, à la manière d'études empiriques récentes sur l'Angleterre et l'Italie (Attanasio et Brugiavini 2003, Attanasio et Rohwedder 2003). Aucun effet n'apparaît pour le cas français. Deux interprétations divergentes sont alors possibles : soit les données de l'enquête Budget des familles sont inadaptées et aucune conclusion ne peut être tirée de cette étude ; soit la réforme de 1993 n'a eu aucun effet sur les comportements d'épargne des ménages. Ce dernier cas ne serait pas forcément surprenant dès lors que la réduction des pensions est largement passée inaperçue lors de la réforme de 1993. Par ailleurs, il est aussi possible que les agents susceptibles de répondre à une baisse de pension par une augmentation de leur taux d'épargne aient déjà anticipé les réformes et n'aient pas changé leur comportement d'épargne.

Le chapitre 9 conclut cette thèse en évoquant les limites des travaux présentés et les perspectives de recherche.

Première partie

Historique des retraites en France

Chapitre 2

Législation de la cessation d'activité (1945-2006)

"Wer weiß, wie Gesetze und Würste zustande kommen,
der kann nachts nicht mehr ruhig schlafen"[1]

Otto von Bismarck

L'ambition de ce chapitre est de présenter de façon exhaustive et cohérente l'ensemble de la législation française sur la cessation d'activité. Notre propos ne se limite pas simplement à la complexité du système de retraite français, mais concerne aussi les nombreux dispositifs de cessation anticipée d'activité et le traitement spécifique du chômage des vieux travailleurs. D'aucuns pourraient arguer que l'objectif des dispositifs de cessation anticipée d'activité et de la protection spécifique des vieux chômeurs n'est pas du ressort de la politique de la vieillesse mais de celle de l'emploi. Notre propos est au contraire de souligner que les réformes des systèmes de retraite ont souvent été, dans l'esprit de leurs concepteurs, autant des instruments de la politique de l'emploi que de l'assurance vieillesse. Analyser l'ensemble de la législation de la

[1] On attribue au chancelier allemand à la fois la paternité des systèmes de retraite obligatoires et cette citation, probablement apocryphe : « Moins on en sait sur la façon de fabriquer les saucisses et les lois, mieux on dort la nuit. »

cessation d'activité apparaît donc essentiel pour expliquer la situation actuelle, tant de l'emploi des seniors que des régimes de retraite.

Ainsi, nous avons cherché à préciser, autant que possible, les formules des droits à pension et leur financement en précisant en annexe les barèmes nécessaires à leur application. L'annexe A détaille les barèmes propres aux régimes de retraite et l'annexe B ceux des dispositifs de cessation anticipée d'activité. L'un des objectifs de ce travail est de permettre au chercheur qui le souhaiterait de calculer les droits à pensions et les cotisations de chaque salarié sur longue période. Si de nombreux ouvrages détaillent l'évolution du droit de la sécurité sociale, aucun, à notre connaissance, ne présente de façon exhaustive cet historique dans une perspective économique - c'est-à-dire avec des formules exactes et les barèmes complets. Ce chapitre sert ainsi de base historique et législative à plusieurs travaux de cette thèse. Les chapitre 3 et 8 développent des stratégies d'estimations empiriques à partir des détails législatifs de la réforme de 1993. Les chapitres 6 et 7 calculent les droits à pension et les cotisations payées par les générations qui ont bénéficié des systèmes de retraite depuis l'après-guerre.

Par ailleurs, nous avons cherché à mettre en évidence les motivations du législateur ou les débats qui ont précédé les grandes réformes. L'histoire politique des systèmes de retraite est, en soi, un champ de recherche passionnant. Et si ce chapitre est loin d'épuiser ce domaine, il permet de mettre en perspective les politiques publiques des systèmes de retraite.

Pour compléter cette section, nous avons utilisé en premier lieu les lois et décrets parus au *Journal Officiel* et les documents publiés par les administrations compétentes,[2] mais nous avons aussi consulté deux manuels sur les politiques sociales, de Join-Lambert (1997) et Huteau (2001), la série des Précis de droit de la sécurité sociale de J-J. Dupeyroux (1975-2005), la série des mémento Social Francis Lefebvre (1975-2005), quelques ouvrages spécialisés (Flesch (1967), Charpentier (1997), Greciano (2002) et Dupuis et El Moudden (2002)), les rapports de la Cour des Comptes sur l'exécution des lois de financement de la Sécurité Sociale et les magnifiques ouvrages

[2]Parfois non publiés. Qu'ici soient remerciés pour leur diligence à nous fournir les informations recherchées tous les personnels des administrations que nous avons contactés. Citons particulièrement la Cnav, l'Arrco, l'Agirc, les Assedic, l'Unedic, la Cancava, l'Organic, la Dares, le Ministère des Affaires sociales et le Conseil d'orientation des retraites.

La Sécurité sociale. Son histoire à travers les textes. Les références plus spécifiques seront citées dans chaque sous-partie.

Présentation générale

Le système de retraite français est particulièrement complexe et déroute plus d'une personne souhaitant en comprendre le fonctionnement. Cette introduction présente de façon synthétique l'ensemble des dispositifs institutionnels permettant de cesser son activité (chômage, préretraite et retraite).

Les systèmes de cessation d'activité se différencient en France selon quatre étages et selon trois grandes catégories de travailleurs. Les quatre étages correspondent aux différents régimes qui permettent à un travailleur de cesser son activité, dès 55 ans avec les institutions de cessation anticipée (chômage et préretraite), puis dès 60 ans avec les régimes de base, les régimes complémentaires et enfin les régimes sur-complémentaires ou l'épargne retraite.

Les systèmes sont différents pour les trois grandes catégories que sont les salariés du public, les salariés du privé et les non-salariés. Chaque catégorie ayant pour chaque étage des dispositions particulières, on peut rassembler dans le tableau 2.1 la majorité des dispositions institutionnelles de retraite en France.

Nous commencerons par le système de retraite du secteur public (partie 2.1), le plus ancien, avant de détailler celui du secteur privé (partie 2.2) et les systèmes de cessation anticipée d'activité, préretraite et chômage (partie 2.3). Les systèmes de retraite des non-salariés feront l'objet d'une brève description (partie 2.4), dès lors qu'ils ont été pour partie rattachés au régime général. Pour chaque catégorie, nous nous sommes employés à retracer l'historique du régime, l'évolution des droits à pension et le financement du régime. Le minimum vieillesse est traité à part (partie 2.5), dans la mesure où son application est transversale à tous les régimes.

Tab. 2.1 – Architecture générale du système de retraite français.

	Secteur public	Secteur privé	Non-salariés
Régimes sur-complémentaires	Prefon RAFP	Retraites chapeau	Loi Madelin
Régimes complémentaires	Pensions civiles et militaires	Arrco, Agirc Ircantec	Cancava, Organic CNAVPL
Régimes de base		Cnav MSA	MSA, Cancava Organic, CNAVPL
Cessation anticipée d'activité	Pensions civiles et militaires catégorie B	Chômage Préretraite	

Note : Prefon est un plan de retraite par capitalisation pour les fonctionnaires, RAFP est le régime additionnel de la Fonction Publique, Arrco est le régime complémentaire des non cadres, Agirc est celui des cadres, Cancava est le régime des artisans, Organic est celui des industriels et commerçants, MSA est celui des agriculteurs, CNAVPL celui des professions libérales et la Cnav est le régime général.

2.1 Le système de retraite du secteur public

C'est au sein du secteur public qu'un système de retraite a émergé pour la première fois en France. De nombreuses caractéristiques actuelles des régimes du secteur public remontent à leur conception au XIX$^{\text{ème}}$ siècle et n'ont pratiquement pas évolué jusqu'à la réforme de 2003. La partie historique de notre présentation se veut succincte et renvoie le lecteur à des ouvrages plus complets (Kessler et Moniolle 2000).

Les régimes de retraite du secteur public sont généralement considérés comme des exceptions au régime général mis en place pour le secteur privé en 1945. C'est pourquoi ils ont acquis la dénomination de « régimes spéciaux ». Ils représentent 20 % des cotisants français (soit 4,6 millions de personnes) et 85 % d'entre eux sont des fonctionnaires de l'État, des collectivités locales et hospitalières. Les 15 % restant (600 000 personnes) appartiennent à des régimes d'entreprises publiques ou à vocation de service publique pour lesquels le terme de « régimes spéciaux » est de plus en plus réservé.

2.1.1 Les fonctionnaires de l'État, hospitaliers et territoriaux

2.1.1.1 Les origines

Les origines des retraites du secteur public se trouvent dans les dispositions de l'Ancien Régime pour protéger ses plus fidèles serviteurs des affres de l'invalidité ou de la vieillesse : ce sont les militaires et les fonctionnaires des finances publiques qui en bénéficient les premiers. C'est d'abord l'invalidité qui sert de motivation à l'instauration d'une assistance publique. En 1670, Louis XIV construit l'Hôtel des Invalides pour les vétérans de l'armée, victimes de guerre. En 1673 est créée une Caisse des invalides de la marine royale : des retenues sur soldes servent à financer des hospices. En 1768, la Ferme Générale[3] institue une caisse de retraite pour ses personnels. Avec une retenue de 2,5 % sur leurs appointements, les bénéficiaires pouvaient, sous condition de 25 ans de service et d'être dans l'incapacité physique de continuer à travailler, recevoir une aide financière des fermiers généraux.

La loi du 22 août 1790 porte sur la création d'un régime de retraite pour les fonctionnaires de l'État. Elle prévoit une retraite gratuite, sans prélèvement sur traitement et entièrement financée par le budget de l'État. L'esprit de la loi est d'affirmer une retraite « récompense » qui ne vise que les fonctionnaires qui ont bien mérité de l'État et qui se sont distingués au service du bien public. La loi n'est finalement pas appliquée pour des raisons financières. En conséquence, chaque administration crée sa propre caisse de retraite, de façon indépendante du budget de l'État. Elles sont plus tard unifiées dans « un fonds spécial des retenues ». Ce fonds fonctionne sur des retenues de 1 % des traitements et offre pour 30 ans de service une pension égale à 50 % du traitement moyen des trois dernières années. Chaque année au-dessus de 30 ans offre 1/40 de ce traitement moyen. Cela correspond à un régime d'annuité de 1,7 % pour les 30 premières années puis de 2,5 % pour les années de retenues après 30 ans.

Pendant la première moitié du XIX$^{\text{ème}}$ siècle, les caisses de retraite de fonctionnaires se multiplient[4] et les tentatives d'unification échouent les unes après les autres.

[3]Cette institution fondée par Colbert versait au Trésor royal le montant des impôts et était chargée ensuite de récupérer la somme sur les assujettis aux impôts.

[4]On compte ainsi sept régimes pour les finances, plus de 3500 pour les établissements hospitaliers

Les militaires reçoivent les premiers un droit à pension par les lois des 11 et 18 avril 1831.

2.1.1.2 La loi fondatrice du 9 juin 1853

C'est le Second Empire qui procède à l'unification des régimes civils de retraite avec la loi fondatrice du 9 juin 1853.

Le droit à pension est acquis à 60 ans, après 30 ans de services accomplis. Néanmoins, les fonctionnaires ayant occupé certains emplois dits de service actif peuvent prendre leur retraite à 55 ans, après 25 ans de services effectifs.[5] Une disposition spéciale s'applique aux fonctionnaires qui ont risqué leurs jours pour sauver la vie d'un de leurs concitoyens ou qui se trouvent hors d'état de continuer leur service après avoir été blessés dans l'exercice de leur fonction : ces agents de l'État peuvent exceptionnellement obtenir pension quels que soient leur âge et la durée de leur activité.

La pension est basée sur la moyenne des traitements soumis à retenue, dont l'ayant droit a bénéficié pendant les six dernières années d'exercice. Le montant s'élève à 1/60e de ce traitement moyen par année de service sédentaire (1/50e en cas de service actif). Une double condition doit être remplie pour faire valoir ses droits : 30 ans minimum de carrière (25 ans pour les actifs) et un âge minimum de 60 ans (55 ans pour les actifs) pour faire valoir ses droits, faute de quoi le bénéfice des retenues est perdu. La pension est par ailleurs indexée sur les prix.

La formule de calcul de la pension (notée P) est donc la suivante :

$$P = \frac{\alpha}{4} * D * W_{ref}$$

avec l'annuité α égale à 1,7 % pour les sédentaires et à 2% pour les actifs, la durée de carrière D en trimestres et W_{ref} le salaire de référence.

Une loi du 14 avril 1924 instaure un régime commun aux fonctionnaires civils et militaires. On retrouve là encore les principales caractéristiques des pensions des

et les collectivités territoriales.

[5] Il s'agit par exemple des facteurs, chargeurs de malle, gardes forestiers, agents des douanes ou préposés en chef des postes d'octroi ou des instituteurs communaux (art. 5 de la loi du 9 juin 1853 ; art. 8 de la loi du 11 avril 1920 ; art. 75 de la loi du 31 mars 1932).

fonctionnaires jusqu'en 2003. La retenue sur pension est fixée à 6 % du traitement. Les seules innovations sont le calcul du salaire de référence sur les trois dernières années et l'indexation des pensions sur la hausse des traitements et non plus sur la dépréciation monétaire.

2.1.1.3 Les modifications ultérieures (1932-1977)

Avec la loi du 31 mars 1932, apparaît le classement entre catégorie A (pour les emplois « sédentaire ») et la catégorie B (pour les emplois dits de « service actif »). Les personnels en service actif peuvent partir en retraite dès 55 ans, tandis que les personnels relevant de la catégorie A doivent avoir au moins 60 ans. Parmi les fonctionnaires appartenant à la catégorie active,[6] on trouve les personnels chargés de missions de sécurité (policiers, douaniers de la branche de la surveillance, surveillants pénitentiaires), les personnels d'exploitation de l'équipement, certains personnels de La Poste et les instituteurs. En 2001, ces emplois ont représenté 40 % des départs à la retraite de fonctionnaires de l'État.

La loi n°48-1450 du 20 septembre 1948 instaure un maximum des pensions à 37,5 annuité de 2 %, soit 75 % du traitement d'activité. Un minimum est fixé à 80 % du traitement de l'indice 100. La loi de 1948 modifie encore le calcul du salaire de référence W_{ref} qui devient le traitement perçu dans les six derniers mois. Enfin, le plafond de la pension, avec bonification, est porté à 80 % du salaire de référence.

La formule de calcul de la pension est donc la suivante :

$$P = \frac{\alpha}{4} \times \min(D, N) \times W_{ref}$$

avec l'annuité α égale à 2 % et N la durée de proratisation égale à 150 trimestres, soit 37,5 ans.

Ou encore, pour faciliter les comparaisons avec le régime général, on peut écrire la formule générale suivante :

$$P = \tau \times CP \times W_{ref} \tag{2.1}$$

[6] En annexe du décret n°54-832 du 13 août 1954.

avec les paramètres suivants :

$$\begin{cases} CP = \min\left\{1, \frac{D_2}{N}\right\} \\ \tau = 75\ \% \\ N = 150 \\ W_{ref} = \text{moyenne des 6 derniers mois de traitement} \end{cases}$$

On note D_2 la durée de service dans la fonction publique pour la distinguer de D_1 la durée d'assurance ou de cotisation tous régimes qui sert à la mise en place de la décote depuis 2004.

Enfin, l'ensemble des dispositions des retraites des fonctionnaire est fixé dans le nouveau code des pensions civiles et militaires de retraite, institué en 1964.[7]

2.1.1.4 La réforme de 2003

En Août 2003, la réforme dite Fillon, du nom du ministre des Affaires Sociales de l'époque, est la première grande réforme du régime de retraite du secteur public.[8] Elle concerne uniquement les fonctionnaires de l'État, des collectivités locales et la fonction publique hospitalière. Les régimes spéciaux en sont délibérément exclus.

La réforme de 2003 a modifié le calcul des pensions dans la fonction publique en effectuant trois modifications.

D'abord la durée requise de cotisation N est introduite dans la formule du calcul de la pension. Une décote δ est aussi introduite, avec prise d'effet en 2006. Elle est fixée à 0,5 % pour chaque année manquante (par rapport à N) et puis augmentée de 0,5 point de pourcentage à chaque génération jusqu'à atteindre 5 % en 2015 pour être égale à la décote dans le régime général. Cette décote ne s'applique pas lorsque le fonctionnaire atteint « l'âge auquel le coefficient de minoration s'annule » (ACA). La réforme s'applique progressivement, non seulement avec le montant de la décote mais aussi avec l'augmentation progressive de l'âge ACA. On peut retrouver au tableau 2.2 les paramètres en vigueur pendant la période de transition.

[7] Loi n°64-1339 du 26 décembre 1964. Elle fut complétée par deux décrets d'application, n°66-809 et n°66-810 du 28 octobre 1966.

[8] La réforme est définie par la loi n°2003-775 du 21 août 2003. On pourra aussi consulter utilement le document *Aux sources de la loi : Réforme des retraites* (2003).

TAB. 2.2 – Paramètres de la période de transition de la réforme Fillon pour les fonctionnaires

Date d'effet	Génération	N	δ par trimestre	AGE d'annulation de décote
2004	1944	152		LA
2005	1945	154		LA
2006	1946	156	0,125 %	LA - 16 trimestres
2007	1947	158	0,25 %	LA - 14 trimestres
2008	1948	160	0,375 %	LA - 12 trimestres
2009	1949	161	0,5 %	LA - 11 trimestres
2010	1950	162	0,625 %	LA - 10 trimestres
2011	1951	163	0,75 %	LA - 9 trimestres
2012	1952	164	0,875 %	LA - 8 trimestres
2013	1953	164	1 %	LA - 7 trimestres
2014	1954	165	1,125 %	LA - 6 trimestres
2015	1955	165	1,25 %	LA - 5 trimestres
2016	1956	166	1,25 %	LA - 4 trimestres
2017	1957	166	1,25 %	LA - 3 trimestres
2018	1958	167	1,25 %	LA - 2 trimestres
2019	1959	167	1,25 %	LA - 1 trimestre

NOTE : N est la durée requise de cotisation ; δ est la décote exprimée par trimestre manquant ; LA est la limite d'âge qui peut être différente selon le statut du fonctionnaire.

Deuxièmement, un bonus de 3 % est introduit comme dans le secteur privé mais seulement pour les fonctionnaires en catégorie sédentaire. Les fonctionnaires de la catégorie active qui bénéficient d'un âge limite de 55 et 60 ans ne peuvent donc pas profiter de ce bonus qui est restreint aux personnes de plus de 60 ans qui ont déjà la durée requise de cotisation.

Enfin, la durée requise de cotisation N augmente de 150 à 160 trimestres. Cette augmentation est progressive avec deux trimestres supplémentaires pour chaque génération jusqu'en 2008. Puis N va augmenter au même rythme que dans le secteur privé pour atteindre 42 ans (168 trimestres) en 2020. La loi précise les augmentations de la durée requise de cotisation à titre indicatif d'ici à 2020. Elle fixe comme objectif le maintien constant du rapport entre la durée de cotisation et la durée de retraite (art. 5).

De ce fait, l'équation (2.1) est inchangée, mais il nous faut réécrire le taux de

remplacement τ de la façon suivante :

$$\tau = 0,75 * \left[1 - \delta * \max\left\{0, \min\left[(ACA - AGE), \frac{N - D_1}{4}\right]\right\} + s * \max\left\{0, \min\left[(AGE - 60), \frac{D_1 - N}{4}\right]\right\}\right] \tag{2.2}$$

où D_1 est la durée d'assurance tous régime, N la durée requise de cotisation, ACA l'âge auquel le coefficient de minoration s'annule et AGE l'âge de la liquidation.

2.1.1.5 Évolution des limites d'âge

C'est une particularité du secteur public d'imposer une limite d'âge à ses agents qui ne peuvent pas poursuivre une activité au-delà d'un âge fixé par la loi, même s'ils le souhaitent.

Les limites d'âge sont d'abord définies par une loi et un décret de 1936 qui resteront une référence.[9] En 1953 et 1954 deux décrets viennent augmenter les limites d'âge des fonctionnaires civils de catégorie A.[10] L'exposé des motifs du décret de 1953 vise bien à réduire la charge des pensions des fonctionnaires en permettant une augmentation des limites d'âge.

> « Cette augmentation des charges qui pèsent autant sur la population active que sur les finances publiques, impose en ce qui concerne les fonctionnaires un aménagement du régime des départs en retraite, sans que pour autant l'âge d'ouverture du droit à pension se trouve modifié. » (Décret du 9 août 1953, exposé des motifs)

Ainsi, la limite d'âge pour les membres de l'ordre judiciaire (magistrats, Cour des comptes, Conseil d'État) est fixée à 70 ans. Pour les fonctionnaires civils de catégorie A des échelons 1 à 3, la limite d'âge est aussi 70 ans, mais elle est abaissée à 67 ans pour le quatrième échelon et 65 ans pour le cinquième échelon. Pour les catégories B, la limite d'âge est de 67 ans pour le premier échelon, 65 ans pour le deuxième échelon, 62 ans pour le troisième échelon et 60 ans pour le quatrième. Pour les services de police

[9] Loi du 18 août 1936 et décret du 25 septembre 1936 ; décret n°54-832 du 13 août 1954.
[10] Décrets n°53-711 du 9 août 1953 et n°54-832 du 13 août 1954.

classés en catégorie B, les limites d'âge pour ces échelons sont respectivement 60, 59, 56 et 55 ans.[11] Les limites d'âge applicables aux officiers de l'armée dépendent du grade exact et s'échelonnent de 46 ans à 61 ans. Pour les sous-officiers, la limite d'âge normale est 42 ans pouvant être portée sur demande à 50 ans.

Ces limites d'âge ont été abaissées par la loi n°75-1282 du 30 décembre 1975. Les limites à 70 ans sont passées à 68 ans, celles de 67 à 65 ans. Les professeurs au Collège de France continuent de bénéficier d'une limite d'âge à 70 ans. Les professeurs des universités bénéficient d'une limite d'âge à 68 ans.[12]

Depuis 1984,[13] la limite d'âge maximale est fixée à 65 ans. Une dérogation est introduite en 1986 pour les professeurs des universités qui peuvent rester en activité jusqu'à 68 ans.[14]

La réforme de 2003 introduit la possibilité de dépasser la limite d'âge pour compléter les droits à pension, et ce dans la limite de 2 ans et demi.

2.1.1.6 La Retraite additionnelle de la fonction publique (RAFP)

La réforme de 2003 prévoyait en outre d'instaurer un nouveau régime pour les fonctionnaires afin de mettre en place une couverture de la partie du salaire non concernée par les cotisations de base : c'est-à-dire les primes et les avantages en nature, qui sont fiscalisés mais qui, jusqu'alors, ne donnaient pas lieu à cotisation ni à droits de retraite. Le décret n°2004-569 du 18 juin 2004 crée ainsi un nouveau régime, la Retraite additionnelle de la fonction publique (RAFP), qui concerne ces rémunérations additionnelles. L'assiette des cotisations est l'ensemble des rémunérations soumises à la CSG, non prises en compte dans l'assiette des cotisations du régime de base, sous un plafond de 20 % du traitement indiciaire brut. Le taux de cotisation est de 10 %, dont la moitié est à charge de l'employeur (les Administrations publiques).

Les droits ouverts par ce régime nécessitent d'avoir 60 ans et sont augmentés de façon actuarielle pour tout report après 60 ans. Il s'agit d'un régime en points, où la rente est déterminée par le nombre de points accumulés et par la valeur du point.

[11] Décret n°54-597 du 9 juin 1954.
[12] Décret n°80-370 du 20 mai 1980.
[13] Loi n°84-834 du 13 septembre 1984.
[14] Loi n°86-1304 du 23 décembre 1986.

Aucun point gratuit n'est accordé.

Pour l'heure, il n'est pas précisé ni le rendement du régime ni le mode d'augmentation de la pension « de façon actuarielle ».

2.1.2 Les régimes spéciaux, hors fonctionnaires de l'État

Les régimes spéciaux prennent naissance au XIX$^{\text{ème}}$ siècle avec l'apparition, dans la plupart des administrationsn de caisses particulières qui sont vite déficitaires et doivent recevoir une subvention de l'État. Ainsi une caisse est créée à la Banque de France en 1806, à la Comédie Française en 1812 et à l'Imprimerie Nationale en 1824. Il faut attendre 1853 pour qu'une caisse apparaisse pour les fonctionnaires de l'État, 1855 pour les cheminots et 1894 pour les mineurs. À la libération, les régimes spéciaux refusent de rejoindre le régime général, moins avantageux, et restent comme des exceptions au cas général. Épargnés par la réforme de 2003, les « régimes spéciaux » hors fonctionnaires de l'État méritent de plus en plus leur nom. On compte de nombreuses caisses, mais les plus importantes sont celles de la SNCF (180 000 cotisants), d'EDF-GDF (150 000 cotisants), les ouvriers de l'État (60 000 cotisants) et les invalides de la marine (60 000 cotisants).

2.1.2.1 Le régime des gaziers et électriciens (IEG)

Le régime des gaziers et électriciens (IEG) date de la nationalisation de 1946[15] et il concerne tous les salariés du secteur (nationalisé ou non, et donc y compris les entreprises privées qui ont vocation à rentrer sur le marché de l'énergie suite à l'ouverture à la concurrence). Il est financé essentiellement par des cotisations, avec une retenue de 7,85 % sur le traitement des agents et un versement de l'entreprise. Ce versement est calculé comme l'application d'un taux moyen général (TMG) à la masse salariale hors prime. Le TMG correspond à 60 % pour 2000, 61,8 % pour 2003 et 63,43% pour 2004. En 1946, la contribution patronale était de 15,52 % seulement et a progressivement augmenté pour rejoindre les chiffres précités. Le calcul de la pension est similaire à celui des fonctionnaires (avant la réforme 2003) avec une annuité de

[15]Décret n°46-1541 du 22 juin 1946.

2 %, sous condition de 25 ans de service, un minimum de 60 ans pour les sédentaires et 55 ans pour les actifs. Les années en service actif comptent pour 14 mois et celles en service insalubre pour 16 mois.

À partir de 2005, il a été décidé d'adosser le régime de retraite de l'entreprise à celle du régime général (tout en laissant inchangées les spécificités du régime) en échange du versement d'une soulte à la Cnav et aux régimes complémentaires. La soulte se monte à 9 milliards d'Euros versés par les Industries électriques et gazières (IEG) (7,7 milliards) et par le Fonds de solidarité vieillesse (FSV) (1,3 milliard). Une partie est versée directement au fonds de réserve des retraites (40 %) et le reste sera payé à la Cnav au cours d'une période de 20 ans.

Le 1er janvier 2005 a été créée la Caisse Nationale des Industries électriques et gazières (CNIEG). Il s'agit en fait du service interne des pensions des IEG qui devient un organisme de sécurité sociale. Les droits de base (régimes général et complémentaires) sont distingués des droits spécifiques du régime. Pour les droits passés spécifiques (jusqu'au 31 décembre 2004), le financement est assuré à la CNIEG par la Contribution tarifaire d'acheminement prélevé sur les clients des services des IEG et par une contribution des entreprises de la branche. Pour les droits à compter du 1er janvier 2005, les risques vieillesse (ainsi qu'accident, invalidité...) sont pris en charge par une cotisation des entreprises IEG d'un montant de 6,5 % en 2005.

2.1.2.2 La SNCF

Le régime spécial des chemins de fer remonte à 1855 mais est consacré par la loi du 21 juillet 1909 sur les retraites des cheminots. La caisse de retraite est alimentée par une retenue de 7,85 % sur le traitement des agents, une cotisation de la SNCF de 28,44 % sur la même base (financée en grande partie par une participation de l'État), soit un taux de cotisation de 36,29 %. À ce taux, il faut ajouter la cotisation implicite de la SNCF qui finance les avantages supplémentaires accordés à ses agents (1,6 % en 1995).

Le calcul de la pension est égal à 2 % par année de service du dernier traitement (6 mois au moins). Les droits sont ouverts à partir de 55 ans, ou 50 ans pour les agents affectés à la conduite des trains. Les annuités liquidables peuvent être bonifiées de 3

mois par année de conduite (bonification de traction).

2.1.2.3 Les ouvriers des établissements industriels de l'État

La couverture vieillesse de ces agents de la Défense, de l'Équipement et des Monnaies et médailles est assurée par le fonds de retraite FSPOEIE,[16] géré par la Caisse des Dépôts et Consignation. L'effectif des cotisants est en diminution constante et avoisine les 60 000 personnes en 2003. Le calcul de la pension est similaire à ceux des fonctionnaires (annuité de 2 %) avec néanmoins des âges de départ en retraite possibles plus variés, notamment pour les ouvriers de la Défense (Giat Industries et Arsenaux) dès 52 ans, puis 55 ans.[17] Les besoins de financement du FSPOEIE sont couverts par les cotisations comprenant les retenues à la charge des ouvriers au taux de 7,85 % et les contributions des établissements employeurs au taux de 24 % (en 2004). Une subvention d'équilibre est inscrite chaque année au budget général par la Direction du budget.

2.1.2.4 La RATP

Les agents de la RATP bénéficient aussi d'un régime spécial[18] dans lequel les cotisations ne couvrent que 12 % des prestations. Celles-ci se répartissent en une part salariale (7,85 % du traitement) et une part patronale (15,34 %). Le reste est financé par l'indemnité compensatrice versée par l'État. D'après la Cour des Comptes (1997), l'effort contributif s'établit au total à 54,48 %.

L'âge de la retraite dans le régime RATP est de 60 ans pour les sédentaires (15 % des effectifs), de 55 ans pour les actifs A et de 50 ans pour les actifs B. Pour le reste, les règles suivent celles des autres fonctions publiques.

2.1.3 Les avantages familiaux

Il y a essentiellement trois types d'avantages familiaux dans le code des pensions civiles et militaires :

[16] Créé par la loi du 21 mars 1928, aménagé par les décrets du 24 septembre 1965 et du 18 août 1967.

[17] Décrets n°98-358 et n°98-359 du 12 mai 1998, puis n°99-328 du 29 avril 1999.

[18] Créé par le décret n°50-1566 du 23 décembre 1950.

1. Les bonifications concernant les annuités liquidables accordées aux femmes fonctionnaires. Elles correspondent à une année par enfant élevé.[19] Cette disposition a été étendue aux hommes fonctionnaires par la CNRACL à partir du 1er janvier 2003.
2. Les majorations des pensions pour enfants : il s'agit d'une majoration pour les hommes et les femmes fonctionnaires d'un montant de 10 % pour les trois premiers enfants élevés, et de 5 % par enfant supplémentaire. Le montant de la pension ne peut dépasser 80 % du traitement retenu.
3. Les femmes fonctionnaires ont la possibilité d'ouvrir leur droit à pension après 15 ans de service dès lors qu'elles ont élevé trois enfants vivants ou décédés par faits de guerre. La Cour européenne a récemment rendu un jugement allant dans le sens de la parité homme femme, qui rendrait illégale la réservation de cette disposition aux femmes.

2.1.4 Les pensions de réversion

La possibilité d'obtenir une pension de réversion a d'abord été réservée aux femmes veuves d'un fonctionnaire. Avec la loi du 9 juin 1853, sous condition d'un mariage antérieur de 6 ans à la fin de service du fonctionnaire, sa veuve peut toucher une pension de réversion d'un montant égal au tiers de la pension de retraite de l'agent décédé. En 1924, la pension de réversion est portée à 50 %. La pension de réversion est versée après le décès de l'agent sans condition d'âge, contrairement au cas du régime général.

À partir de 1948, les veufs inaptes au travail ont pu en bénéficier avant qu'en 1973 une loi vienne donner aux veufs un droit à une pension de réversion.[20]

2.1.5 L'épargne retraite

L'épargne retraite tient une place minimale dans les retraites des fonctionnaires aujourd'hui. Deux fonds existent pourtant et bénéficient de larges avantages fiscaux pour servir des compléments de retraite.

[19] Décret n°65-773 du 9 septembre 1965.
[20] Loi n°73-1128 du 21 décembre 1973.

Le Complément retraite de la fonction publique (CREF) est un fonds créé en 1954 à destination des agents de l'Education Nationale, de la Culture, de la Recherche ou de mutuelles de la Fonction publique qui sont affiliées à la MRIFEN.[21] Le Cref fonctionnait à 60 % en répartition jusqu'en 2001, date à laquelle[22] le fonds s'est transformé en capitalisation pure. En octobre 2000, afin de favoriser ce passage à plus de fonds propres, les pensions ont été diminuées de 16 %, provoquant la colère des adhérents. Les deux premières années de cotisation sont prises à la charge de l'UNMRIFEN pour les jeunes fonctionnaires afin d'inciter à la cotisation précoce. Les versements effectués sont entièrement déductibles du revenu brut à déclarer et la rente est imposable comme une pension.[23] La rente du Cref est réversible et en cas de décès avant liquidation, les droits acquis sont reportés sur les ayant-droits.

La Caisse nationale de prévoyance de la fonction publique, dite Préfon, a été créée en 1967 par une association de syndicats (CFTC, CFDT, FO et CGC) et fonctionne dès ses débuts sur le principe de la capitalisation avec placement sur les marchés financiers (Philippon 1998). Le fonds offre des rentes viagères et fonctionne, comme les régimes complémentaires Arrco et Agirc, sur le mode d'un régime en points. Les cotisations sont converties en points puis à la liquidation, le nombre de points donne droit à une rente selon la valeur du point de service. Un mécanisme de bonus/malus vise à favoriser l'épargne et à inciter à la poursuite d'activité : avant 26 ans, les points sont majorés de 60 %, et de 40 % avant 30 ans. La rente est minorée en cas de départ avant 60 ans et majorée entre 60 et 70 ans. L'ensemble des cotisations est déductible du revenu global du foyer et la rente est imposable comme une pension. Le fonds n'a pas connu un fort succès, du fait de sa sortie en rente uniquement, de la perte des droits en cas de décès et d'un taux de rendement comparable (ou inférieur) à l'assurance vie (Charpentier 1997). Depuis 1997, la réversibilité au conjoint a été introduite.

[21] Mutuelle Retraite des Instituteurs et Fonctionnaires de l'Education Nationale.
[22] Assemblée générale du 8 décembre 2001.
[23] Réduction de 10 % et abattement de 20 %.

2.1.6 Le financement

Le premier point de la loi de 1853 a été de supprimer les caisses existantes et de transférer au Trésor public les actifs de ces caisses en s'engageant à honorer les pensions à payer (art. 1). C'est donc un retour à l'esprit de la loi du 22 août 1790 avec la budgétisation des pensions des fonctionnaires.[24] C'est aussi un exemple d'une transition d'un système par capitalisation à un système par répartition, l'État récupérant dans le budget 1854 l'actif des caisses supprimées.[25] Il n'y a donc pas de préfinancement ni de constitution de régime spécifique : le Parlement vote les crédits des dépenses, tandis que les retenues sur traitement allègent d'autant la subvention budgétaire.

La justification avancée de cette budgétisation est la notion de « retraite récompense » qui permettrait d'exiger du fonctionnaire un service même à l'heure de la retraite (secret d'État...) et ce contrôle théorique nécessiterait une pension que l'on puisse réduire ou supprimer en cas de manquement.

Le principe du financement des pensions des fonctionnaires est donc la budgétisation. Les retraites des agents sont une dette implicite et sont financées par le budget de l'État. Néanmoins, des retenues sur pension sont prélevées sur les traitements des agents comme condition de validation des annuités. Au tableau 2.3, on récapitule l'évolution de ces prélèvements.

Tab. 2.3 – Historique des retenues pour pension des fonctionnaires

Date d'effet	Taux des retenues	Références
01/01/1925	6 %	Loi 14 avril 1924 et Art. L. 61 du CPCM
01/01/1984	7 %	Art. 33 de la loi n°83-1179 du 29 décembre 1983
01/08/1986	7,7 %	Art. 9 de la loi n°86-966 du 18 août 1986
01/07/1987	7,9 %	Art. 4 de la loi n°87-5516 du 10 juillet 1987
01/01/1989	8,9 %	Art. 23 de la loi n°89-18 du 13 janvier 1989
01/02/1991	7,85 %	Art. 25 de la loi n°91-73 du 18 janvier 1991

Note : CPCM est le Code des Pensions Civiles et Militaires créé en 1964.
Sources : F. Kessler et C. Moniolle (2000), p.52.

La budgétisation des retraites de la fonction publique cache en fait des taux de

[24] Voir l'article de Jean-Marie Thiveaud (1995) sur le débat répartition-capitalisation qui agite la première moitié du XIX^{ème} siècle avant la « budgétisation » des retraites des fonctionnaires.

[25] En fait l'actif des caisses de retraite des fonctionnaires, conséquent en 1830, a progressivement fondu pour atteindre 71 000 francs en 1853, contre une dépense de l'État en 1854 de 23 millions de francs (de Colonjon 1890).

cotisation implicites pour l'État. Ces taux de cotisation implicites sont calculés dans le « jaune » du projet de loi de finances de chaque année comme le rapport entre les versements de l'État (pensions des fonctionnaires moins les retenues sur traitement) sur la masse des traitements. En 2001, ce taux se montait à 48,78 % et il atteint 60 % dans le projet de loi de finances de 2005.

Tab. 2.4 – Taux de cotisation implicite de l'État

	Pensions et transferts	Charge de l'État	Masse des traitements	Taux de cotisation implicite
Exécution 1998	192 106	136 388	287 491	47,4 %
LFI 1999	201 515	144 432	297 297	48,6 %
Exécution 2000	31 381	22 506	45 771	49,2 %
Exécution 2001	32 117	22 787	46 757	48,7 %
Exécution 2002	34 122	24 763	47 393	52,3 %
Exécution 2003	34 746	25 266	47 858	52,8 %
LFI 2004	36 443	26 794	46 915	57,1 %
PLF 2005	38 163	28 280	46 998	60,2 %

Sources : Projet de Loi de finances 2001, 2003 et 2005 « Rapport sur les rémunérations et les pensions de retraite de la fonction publique ».

Note : Les montants des pensions et des charges sont en millions de Francs pour 1998-99 et en millions d'Euros entre 2000 et 2005. PLF est le projet de loi de finances et LFI la loi de finances.

Le Conseil d'orientation des retraites a publié une note *Taux de cotisation des différents régimes* (2001) qui souligne les difficultés de comparaison entre un taux de cotisation officiel et un taux de cotisation implicite. Les assiettes sont différentes (salaire brut ou traitement), les majorations pour enfant sont prises en charge dans le privé par le FSV, les validations de périodes de chômage par l'Unedic, l'invalidité par l'assurance invalidité et les cessations anticipées d'activité avant 60 ans par l'Unedic et l'État. À l'inverse, les frais de gestion ne sont pas chiffrés pour les fonctionnaires de l'État.

2.2 Le système de retraite du secteur privé

Comparé au Code des pensions de la fonction publique, le système de retraite du secteur privé est d'inspiration plus récente. Il date essentiellement de la Libération et avait vocation, dans l'esprit de ses concepteurs, à remplacer tous les régimes pour devenir général à tous les Français - d'où son nom de régime général.

La difficulté pour comparer l'évolution de la législation du mode de calcul des retraites tient au fait que le législateur n'a pas seulement modifié des paramètres déterminant la pension, mais aussi introduit de nouvelles références (comme la décote par rapport à l'âge et à la durée de cotisation en 1982). L'ambiguïté vient souvent de la notion de « retraite à taux plein », qui sert de référence pour l'expression de la décote et de la surcote. Avant la réforme de 1982, la référence était le taux de remplacement à l'âge de 65 ans, après celle-ci le « taux plein » devient le taux maximal. Pour faciliter la compréhension, on cherche ci-dessous à présenter la formule du calcul des pensions dans un cadre conceptuel homogène au cours du temps.

Après avoir évoqué brièvement les origines du systèmes de retraite du secteur privé, nous décrirons successivement la législation du régime général (Cnav) puis celle des régimes complémentaires (Arrco et Agirc). Nous nous sommes appuyés sur les publications de ces régimes,[26] sur les volumes III et VI de l'ouvrage *La Sécurité sociale - son histoire à travers les textes* (1988, 2005) et sur la consultation systématique du Journal officiel.

2.2.1 Les origines

Cette sous-partie ne va pas reprendre le détail des dispositifs qui ont précédé le régime général, mais simplement retracer rapidement les ancêtres (plus ou moins glorieux) du système de retraite du secteur privé en France.[27]

[26] Une source très complète pour comprendre le détail des règles du régime général est le site Internet de législation de la Cnav, `www.legislation.cnav.fr`. Nous avons interrogé le personnel des caisses de retraite complémentaire sur les barèmes anciens qui n'avaient pas donné lieu à publication.

[27] On pourra lire l'article de Jean-Marie Thiveaud (1997) sur la construction des systèmes de retraite de 1750 à 1945, l'ouvrage d'Anne Reimat (1994) sur les retraites au XIX$^{\text{ème}}$ siècle et celui de Bruno Dumons et Gilles Pollet (1994) sur la mise en place des retraites ouvrières et paysannes. Enfin les tomes I et II de *La Sécurité sociale - son histoire à travers les textes* (1994, 1996) donnent des informations d'une grande précision sur les dispositifs qui ont précédé la mise en place de l'assurance vieillesse.

La première tentative vient de la loi du 5 avril 1910 sur les retraites ouvrières et paysannes (ROP). Le dispositif est obligatoire, financé par capitalisation et le départ en retraite est possible à partir de 65 ans. L'échec de ces retraites ouvrières et paysannes s'explique de plusieurs façons : les prélèvements faibles (sur de faibles salaires) ont donné lieu à de faibles pensions ; l'âge de la retraite dépassait largement l'espérance de vie de l'époque[28] et on a rapidement moqué le système comme « une retraite pour les morts » ; enfin et surtout l'inflation qui suit la guerre a réduit considérablement les montants épargnés.[29]

La seconde tentative vient des assurances sociales instaurées par les lois des 5 avril 1928 et 30 avril 1930. L'assurance est obligatoire pour tous ceux qui ont des salaires inférieurs à un certain plafond. Un système par capitalisation est à nouveau introduit avec un taux de cotisation de 8 % donnant droit après 30 ans de cotisation à 40 % du salaire moyen.[30] Contrairement aux retraites ouvrières et paysannes, la couverture des assurances sociales est beaucoup plus large. Avec la guerre et l'érosion monétaire, les rentes fondent totalement et c'est le régime de Vichy qui va mettre en place avec la loi du 4 mars 1941, un régime par répartition.

À la Libération, le projet de la Résistance de l'instauration d'une sécurité sociale universelle et unique prend corps avec l'ordonnance du 4 octobre 1945. Les différents risques sont intégrés et le texte prévoit une caisse unique. L'ordonnance du 19 octobre 1945 détermine l'assurance vieillesse dans le cadre du régime général. Le choix est fait d'un financement par répartition au vu de la nécessité à la fois de la reconstruction et de la couverture des personnes âgées, qui ont vu leur épargne disparaître avec l'inflation. Le préambule de l'ordonnance ne fait pas pour autant du mode de financement un choix positif et rappelle les contraintes du moment :

> « Ce régime, tel qu'il est défini par la présente ordonnance, repose sur le principe de la répartition. La situation présente ne permet pas de faire une place

[28] L'espérance de vie pour les hommes en 1910 était de 50 ans à la naissance, de 35 ans à 30 ans et de 13 ans à 60 ans, selon les travaux de Jacques Vallin et France Meslé (2001).

[29] On se rappelle en particulier la caricature sur les retraites « Le charivari » qui a été souvent représenté dans les livres d'histoire des lycéens comme illustration des méfaits de la capitalisation. On y voit une foule d'ouvriers faire la queue à un guichet pour cotiser, « Par l'obligation tout le monde paie », puis en dessous seuls trois vieillards viennent recevoir la pension « par capitalisation quelques uns touchent peu, les autres sont morts ».

[30] Le taux de cotisation inclut les cotisations pour les autres risques. La loi de 1930 évalue à la moitié la part de la vieillesse, mais il ne semble pas que les caisses aient été séparées dans les faits.

> à la capitalisation dans le système à établir. D'autres part les circonstances économiques ne permettent pas, avant longtemps, de faire appel à ce dernier régime qui suppose, en effet, le prélèvement sur les cotisations d'une année à la fois de la charge du service des pensions déjà concédées et des sommes destinées à être capitalisées pour couvrir le service des pensions futures.
>
> Il n'est pas douteux que le régime de la répartition est plus onéreux que celui de la capitalisation. » (Préambule à l'ordonnance du 19 octobre 1945)

Au départ, le régime général était conçu pour être le régime unique de tous les Français, salariés ou non, travaillant dans le public ou le privé. Mais très vite, au moment de la mise en place du système, les salariés du public préférèrent conserver leurs régimes spéciaux plus favorables. À l'inverse, les non-salariés préférèrent établir leurs propres régimes de retraite apportant une couverture moindre avec des taux de cotisation inférieurs. L'idée était pour ces professions d'utiliser l'épargne disponible en début de carrière pour augmenter le patrimoine professionnel et reconvertir celui-ci au départ en retraite en annuité ou en le consommant progressivement. Puis, les régimes de non-salariés (à l'exception des professions libérales) se sont alignés sur le régime général pour les règles de liquidation. Ainsi dès le 1er janvier 1973, les artisans, industriels et commerçants des régimes de la Cancava et de l'Organic se sont alignés sur le régime général et ils ont été suivi par la MSA des agriculteurs salariés en 1990.

2.2.2 La pension du régime général

En 1945, c'est la caisse de sécurité sociale qui gère l'assurance vieillesse de façon intégrée aux autres risques. Avec la réforme de 1967, cette caisse unique est éclatée et la Caisse d'assurance vieillesse des travailleurs salariés (CNAVTS) prend en charge le risque vieillesse de façon autonome. Lorsqu'en 1973, les non-salariés rejoignent le régime général, la CNVATS se renomme Caisse nationale d'assurance vieillesse sous le sigle sous laquelle les salariés la connaissent aujourd'hui, la Cnav.

2.2.2.1 La formule de base de la pension

La formule de base pour définir le montant de la pension P est la même que pour le secteur public (équation (2.1), page 25) :

$$P = \tau \times CP \times W_{ref} \tag{2.3}$$

$$\text{avec } MIN \leq P \leq MAX$$

où l'on peut définir les cinq variables suivantes : τ le taux de liquidation, CP le coefficient de proratisation, W_{ref} le salaire annuel de référence,[31] MIN est le minimum de pension, qui peut être soit le minimum contributif (depuis 1983), soit le minimum vieillesse (depuis 1956), et enfin MAX qui est la pension plafond.

Le taux de liquidation τ Le taux de liquidation, τ, est fonction de l'âge de départ en retraite AGE, de la durée de cotisation tous régimes validée D_1, de la durée exigée de cotisation pour obtenir le taux plein N_1 et de deux paramètres δ la décote et s la surcote.

$$\tau = f(AGE, D_1, N_1, \delta, s) \tag{2.4}$$

La décote et la surcote ne peuvent être définies que par rapport à la définition du taux plein (que l'on minore ou majore). En fait, on peut définir la décote ou la surcote soit par rapport à l'âge, soit par rapport à la durée de cotisation, soit par rapport aux deux (comme après la réforme de 1982). Après la réforme de 1982, le taux plein est le taux maximum, mais sa définition est moins aisée pour les périodes précédentes. Soit on compare les taux à un même âge, comme 60 ans (et on qualifie le taux maximum à 60 ans de taux plein), soit on appelle taux plein, ce qui fait référence dans la législation, c'est-à-dire le taux maximum à 65 ans avant 1982 et le taux maximum à 60 ans après 1983.

Par ailleurs, on trouve dans la législation le concept de coefficient de minoration (ou coefficient de majoration) qui correspond à une formulation spécifique et est

[31] Dans les publications Cnav, il est aussi désigné par le nom de salaire annuel moyen de base (SAMB).

parfois confondu avec les termes décotes et surcotes. Nous cherchons ici à clarifier les termes conceptuellement et non à reprendre une définition juridique homogène qui ne semble pas exister.

On choisit donc de représenter le taux de référence par rapport à l'âge comme étant celui à 65 ans, les départs entre 60 et 65 ans étant anticipés et sont minorés par la décote, tandis que les départs après 65 ans sont majorés par la surcote.

On peut ainsi préciser τ comme la fonction suivante :

$$\tau = \theta_{\text{taux plein}} \times \Big[1 - \delta_1 \times g(AGE, D_1, N_1) + s_1 \times h(AGE, D_1, N_1)\Big] \tag{2.5}$$

Une autre façon de présenter τ dans la législation est d'exprimer les décote/surcote comme des réductions du taux plein (en points de pourcentage) et non comme des réductions en pourcentage de la pension :[32]

$$\tau = \theta_{\text{taux plein}} - \delta_2 \times g(AGE, D_1, N_1) + s_2 \times h(AGE, D_1, N_1) \tag{2.6}$$

Le coefficient de proratisation CP : Le coefficient de proratisation CP dépend de la durée de cotisation au seul régime général D_2 et de la durée de proratisation N_2 nécessaire pour obtenir un coefficient de proratisation unitaire :

$$CP = \min\left\{1, \frac{\widetilde{D_2}}{N_2}\right\} \tag{2.7}$$

La réforme de 1982 introduit une modification de D_2 après 65 ans, sous la dénomination de « durée d'assurance corrigée », $\widetilde{D_2}$. Avant 1983, $\widetilde{D_2} = D_2$.

Maximum de pension MAX : Tout au long de la période, MAX dépend du plafond du salaire soumis à cotisation, le plafond dit de la Sécurité sociale.[33]. Entre 1945 et 1971, MAX correspond à 40 % du plafond de la Sécurité sociale, puis après la réforme Boulin à 50 % de ce même plafond. Ce plafond a quelque peu perdu son

[32]La première version est préférée par les économistes car elle a plus de sens, mais les textes officiels évoquent plutôt une décote comme une réduction du taux plein en points de pourcentage.

[33]Celui est publié par décret. On reproduit en annexe les valeurs du plafond et de la pension maximum au tableau A.1 page 337

sens à partir de 1983, puisque le taux de la pension atteint lui-même un plafond, mais avant cette date il était possible d'imaginer un taux plus élevé que le taux plein pour compenser un salaire de référence plus faible que le plafond de Sécurité sociale.

Dans ce qui suit nous allons reprendre l'historique de l'évolution du régime et préciser à chaque fois les formules et les valeurs des paramètres.

2.2.2.2 La fondation du régime (1945-1948)

Le système des pensions vieillesse est mis en place au début de l'année 1947 suite aux textes de la fin de l'année 1945, en particulier l'ordonnance fondatrice du 19 octobre 1945.[34] Le montant des pensions est fixé à un taux modeste. Dans l'esprit du législateur de l'époque, ce faible taux de remplacement est susceptible d'évoluer au fur et à mesure que le développement économique le permet. Il comporte aussi une incitation à repousser le départ en retraite le plus possible. Si le droit à pension est ouvert à 60 ans, le taux à cet âge n'est que de 20 % du salaire de référence. Chaque année donne droit à une augmentation de quatre points de pourcentage (soit une décote de 10 %) pour atteindre 40 % à 65 ans. Les conditions pour obtenir une pension sont importantes. Il faut avoir cotisé pendant 15 ans, soit 60 trimestres. Pour les personnes ayant cotisé pendant moins de 15 ans, mais plus de cinq ans, les textes prévoient une rente de 10 % des cotisations versées entre le 1er juillet 1930 et le 31 décembre 1935 et 50 % de l'ensemble des cotisations versées à leur sujet à partir du 1er janvier 1936.

Le régime est consolidé avec deux lois du 23 août 1948.[35] Il s'agit d'abord d'intégrer les cadres au régime général en validant les périodes du 1er juillet 1930 au 1er janvier 1947. En effet, les salariés qui dépassaient le plafond d'assujettissement aux assurances sociales ne pouvaient jusqu'alors valider ces années là. Cette validation entraîne la nécessité de racheter les cotisations antérieures ou, s'ils avaient cotisé à des institutions spécifiques, le reversement de celles-ci au régime général.

La réforme de 1948 consolide aussi le régime général en fixant les règles de revalorisation des pensions en fonction de l'évolution des salaires. C'est une caractéristique

[34] Notamment les articles 63 à 72 de l'ordonnance n°45-2454 du 19 octobre 1945 ainsi que le décret n°45-0179 du 29 décembre 1945.

[35] Lois n°48-1306 et n°48-1307 du 23 août 1948, JO du 24 août 1948.

majeure du régime général qui va perdurer jusqu'en 1987 (et légalement jusqu'en 1993) et qui explique une large part du rattrapage des pensions au fur et à mesure que les salaires vont progresser. Les coefficients de revalorisation des salaires sont utilisés à la fois pour le calcul du salaire de référence et pour la revalorisation des pensions déjà versées.

En 1945 le salaire de référence W_{ref} est défini comme la moyenne des salaires des dix dernières années de travail précédant l'âge de soixante ans, dans la limite du plafond de la Sécurité Sociale et revalorisés selon la croissance des salaires. En 1948, on rend possible le choix entre les dix dernières années avant 60 ans ou avant l'âge d'entrée en jouissance. Par ailleurs, la loi de 1948 prévoit de réduire de moitié la durée manquante pour appliquer la proratisation.

Les paramètres Le taux plein retenu (par l'usage) est obtenu à 65 ans et la formule qui définit τ ne dépend que de l'âge et non pas de la durée de cotisation.

$$\begin{cases} \theta_{\text{taux plein}} = \theta_{65 \text{ ans}} = 40\% \\ g(AGE, D_1, N_1) = \max\left\{0, (65 - AGE)\right\} \\ h(AGE, D_1, N_1) = \max\left\{0, (AGE - 65)\right\} \\ N_1 = N_2 = 30 \text{ ans} \\ \delta_1 = s_1 = 10\ \% \\ \delta_2 = s_2 = 4\ \% \end{cases}$$

On peut ainsi réécrire l'équation (2.5) de la façon suivante :

$$\tau = 0,40 \times \Big[1 - 0,1 \times \max\left\{0, (65 - AGE)\right\} + 0,1 \times \max\left\{0, (AGE - 65)\right\}\Big] \quad (2.8)$$

ou encore de la façon suivante (deuxième version) :

$$\tau = 0,40 - 0,04 \times \max\{0, (65 - AGE)\} + 0,04 \times \max\{0, (AGE - 65)\} \quad (2.9)$$

et le coefficient de proratisation s'exprime naturellement (en trimestres) comme :

$$CP = \min\left\{1, \frac{D_2}{120}\right\} \quad (2.10)$$

et depuis 1948, comme :

$$CP = \min\left\{1, \frac{D_2 + \frac{(120-D_2)}{2}}{120}\right\} \tag{2.11}$$

Exemples : Si une personne part en retraite à 65 ans avec plus de 120 trimestres de cotisation, elle va donc toucher le taux plein (40 %) fois un coefficient de proratisation unitaire. Si elle décide de partir 5 ans plus tôt à 60 ans, elle applique la décote et obtient un taux de 20 %. Au contraire, si cette personne décide de repousser d'un an son départ en retraite, elle obtient une majoration de sa pension de 10 % par année supplémentaire. Ainsi, le taux passe à 60 % à 70 ans et à 100 % à 80 ans comme on peut le constater au tableau 2.5, qui récapitule les taux aux différents âges. Ces taux ne permettent pas pour autant d'améliorer le niveau de la pension de façon illimitée puisque le montant de celle-ci est limité par la pension maximum.

Tab. 2.5 – Taux de liquidation (τ) pour la période 1945-1971

Age	60	61	62	63	64	65	70	75	80
τ	20 %	24 %	28 %	32 %	36 %	40 %	60 %	80 %	100 %

2.2.2.3 Le rapport Laroque

En 1960 est créée une commission d'étude des problèmes de la vieillesse, présidée par Pierre Laroque. Ce rapport constitue le premier d'une longue série aux réformes potentielles du système de retraite français. Il discute la question de la vieillesse dans un cadre très général, liant la question du vieillissement à celle de l'activité et des incitations du système de retraite.

> « Un souci principal se manifeste au travers du rapport : éviter la ségrégation des personnes âgées et les maintenir dans la vie actuelle et dans la société là où elles ont un rôle utile à jouer. Dans le même sens, la commission est favorable à une poursuite adaptée de l'activité en vue d'éviter les conséquences d'un vieillissement prématuré et pour tenir compte par ailleurs des perspectives démographiques. » (*La Sécurité sociale. Son histoire à travers les textes* (1988))

Le rapport préconise ainsi le maintien de l'âge de la retraite à 65 ans et une politique active d'adaptation à l'emploi : par exemple une politique d'éducation permanente devrait pouvoir favoriser les changements d'emploi en fonction du vieillissement et de la modification des aptitudes. Sur le lien entre retraite et chômage, il tranche nettement par rapport aux solutions qui seront proposées par la suite. Le rapport conclut ainsi sur la nécessité de supprimer les obstacles qui « s'opposent à l'emploi ou au maintien en activité des personnes âgées ». Les limites d'âge doivent être supprimées, les travailleurs âgés doivent être protégés contre les licenciements, le maintien des salariés âgés doit être privilégié dans le cadre des licenciements collectifs et les conditions de travail des salariés doivent être améliorées.

Sur la question du niveau des pensions, le rapport propose d'abord l'instauration d'un minimum de ressources qui devrait dépendre du niveau du salaire minimum. Il devrait être financé par l'impôt et remplacer toutes les allocations existantes à l'époque.[36] Les recommandations du rapport seront sur ce point partiellement suivies avec une revalorisation plus fortes des minimums, sans pour autant réaliser l'harmonisation espérée.

D'autre part le rapport Laroque remarque que le calcul du salaire de référence sur les dix dernières années désincite à la poursuite d'activité : pour éviter une baisse du montant de sa pension, le salarié a intérêt à demander la liquidation de sa pension dès qu'il ne peut plus voir progresser fortement son salaire. La commission propose ainsi de calculer le salaire de référence sur l'ensemble de la carrière salariale et d'augmenter la durée requise de cotisation de 30 à 45 ans en offrant après 30 ans le même taux de remplacement (40 %) et après 45 ans d'activité 60 %. Les salariés souhaitant travailler au-delà devant bénéficier d'un taux plus élevé, ce dernier taux ne devait pas devenir une limite.

Le rapport préconise en outre de passer à un système de point pour favoriser l'harmonisation du régime général avec les régimes complémentaires en appelant de ses vœux à une harmonisation de la valeur du point et du salaire de référence.[37]

[36] Voir la partie 2.5 sur le minimum vieillesse à la page 96.

[37] Il faudra donc attendre 1999, soit 37 ans, pour que soit partiellement pris en compte cette recommandation du rapport Laroque avec l'harmonisation des paramètres du régime Arrco.

Le rapport est salué pour l'importance du travail réalisé, mais les propositions visant à maintenir en activité les salariés après l'âge d'ouverture des droits ne remportent pas les suffrages de la CFTC ni de la CGT.

2.2.2.4 La réforme de 1971, dite loi Boulin

En 1971 un débat a lieu à l'Assemblée Nationale sur « l'abaissement de l'âge de la retraite à 60 ans ». La lecture des débats parlementaires[38] est très instructive car ils mettent en évidence le cœur des débats futurs sur le système de retraite. Les arguments en faveur d'une telle réforme sont variés et peuvent se ranger en trois catégories : soit une mesure sociale (l'usure de certains salariés après 60 ans), soit une mesure d'arbitrage revenu/loisir (les gains de productivité permettent de consommer plus de retraite), soit enfin la thématique de l'emploi pour faire de la place aux jeunes (l'arrivée des babyboomers sur le marché du travail). Le député M. Berthelot déclare ainsi :

> « Avancer l'âge de la retraite, c'est aussi donner à la masse des jeunes gens et jeunes filles la perspective de trouver plus facilement un emploi, dans une période où ils forment une partie non négligeable de la masse des chômeurs. (...) Et puis, en admettant que ces 800.000 travailleurs décident tous de partir en retraite à soixante ans (...) ce ne serait certainement pas un drame pour l'économie national : leurs places ne resteraient pas vacantes, puisqu'il y a, chiffres officiels à l'appui, 416.000 personnes disponibles pour un emploi, sans compter la main d'oeuvre féminine qui aspire à trouver du travail. »

Le ministre Robert Boulin s'y oppose en raison du poids croissant des personnes de plus de 60 ans et préfère une réforme visant à l'amélioration du niveau des pensions. Il s'oppose aussi à l'idée de libération d'emploi : « De plus, il est faux de parler de remplacement par des femmes ou par des jeunes, car il se pose aussi un problème qualitatif. »

On pourrait aussi citer un député du Nord, M. Jean Durieux, qui pose une question intéressante lorsqu'on considère l'évolution qui va suivre :

> « Et, dans ces conditions, en décidant un abaissement généralisé de l'âge

[38] Journal officiel de l'Assemblée nationale, séance du 19 mai 1971, pages 1980 à 1997.

> de la retraite, ne risque-t-on pas, dans de nombreux cas, d'avancer simplement de cinq ans l'âge du "rejet" et de l'inutilité si pénibles pour ceux qui les subissent ? »

La réforme Boulin[39] ne change pas le mode de calcul des pensions, mais change les paramètres de la formule du taux de liquidation et la durée de proratisation. Pour ne pas défavoriser les longues carrières, notamment les plus modestes, la durée requise de cotisation passe de 30 à 37,5 ans. Le calcul du salaire de référence W_{ref} passe des dix dernières années au dix meilleures années. Cette modification fait écho aux préoccupations du rapport Laroque sur l'incitation des salariés à poursuivre leur carrière quand leurs salaires stagnent après 60 ans. Dans l'esprit du législateur, la revendication de la retraite à taux plein à 60 ans pouvait apparaître comme une conséquence du manque d'incitation à poursuivre son activité après cet âge (Comité d'histoire de la sécurité sociale 1988).

Quelques années plus tard, dans la continuité de la loi Boulin, est intervenue la simplification des conditions d'ouverture des droits.[40] Jusqu'alors les conditions de durée de cotisation (5 ans pour une rente, 15 ans pour la pension proportionnelle) étaient très restrictives pour les salariés susceptibles de mobilité. La loi de 1975 fixe à un trimestre la durée de cotisation minimale pour pouvoir liquider une pension.

Les paramètres Ainsi, les paramètres deviennent les suivants : hausse du taux plein, hausse de la durée de proratisation, et décote inchangée.

$$\begin{cases} \theta_{\text{taux plein}} = \theta_{65 \text{ ans}} = 50\ \% \\ g(AGE, D_1, N_1) = \max\left\{0, (65 - AGE)\right\} \\ h(AGE, D_1, N_1) = \max\left\{0, (AGE - 65)\right\} \\ N_1 = N_2 = 37{,}5 \text{ ans} \\ \delta_1 = s_1 = 10\ \% \\ \delta_2 = s_2 = 5\ \% \end{cases}$$

[39] Loi n°71-1132 du 31 décembre 1971 ; décret n°72-78 du 28 janvier 1972 ; décret n°72-1229 du 29 décembre 1972 ; arrêté du 28 janvier 1972 ; loi 3 janvier 1975 ; circulaire CNAV n°2/72 du 31 janvier 1972.

[40] Loi n°75-3 du 3 janvier 1975.

On peut ainsi réécrire l'équation (2.5) de la façon suivante :

$$\tau = 0,50 \times \Big[1 - 0,1 \times \max\big\{0,(65 - AGE)\big\} + 0,1 \times \max\big\{0,(AGE - 65)\big\}\Big] \quad (2.12)$$

ou encore de la façon suivante (deuxième version) :

$$\tau = 0,50 - 0,05 \times \max\{0,(65 - AGE)\} + 0,05 \times \max\{0,(AGE - 65)\} \quad (2.13)$$

et le coefficient de proratisation s'exprime comme précédemment (en trimestres) comme :

$$CP = \min\left\{1, \frac{\widetilde{D_2}}{150}\right\} \quad (2.14)$$

Tab. 2.6 – Taux de liquidation (τ) pour la période 1971-1982

Age	60	61	62	63	64	65	70	75	80
τ	25 %	30 %	35 %	40 %	45 %	50 %	75 %	100 %	125 %

Exemples : Si une personne part en retraite à 65 ans avec plus de 150 trimestres de cotisation, elle va donc toucher le taux plein (50 %) fois un coefficient de proratisation unitaire. Si elle décide de partir 5 ans plus tôt à 60 ans (avec 150 trimestres), elle applique la décote et obtient un taux de 25 %. Au contraire, si cette personne décide de repousser d'un an son départ en retraite, elle obtient une majoration de sa pension de 10 % par année supplémentaire. Ainsi, le taux passe à 75 % à 70 ans et à 100 % à 75 ans comme on peut le constater au tableau 2.6. Comme précédemment, il n'y a pas de limites à l'ajournement, mais seulement une limite avec la pension maximum (50 % du plafond de la Sécurité sociale).

2.2.2.5 Les réformes spécifiques

Depuis 1945, une série de mesures a permis d'établir au sein du régime général des dérogations par rapport à l'âge de départ « à taux plein » de 65 ans. Les départs anticipés dès 60 ans se sont développés en particulier pendant les années soixante-dix.

Les anciens déportés et internés politiques (1965) Le décret de 1965[41] permet aux anciens déportés et internés politiques (résistants) de prendre leur retraite à 60 ans au taux plein, celui auquel ils auraient eu droit à 65 ans (c'est-à-dire 40 % entre 1965 et 1971 et 50 % après).

L'inaptitude (1971) L'inaptitude permet de liquider à 60 ans une pension à taux plein. Deux catégories de travailleurs étaient au départ concernés : soit les salariés reconnus inaptes au travail (diminution des 2/3 de la capacité de travail) soit les salariés ayant exercé pendant 20 ans une activité pénible dont la liste est déterminée par décret.

La loi Boulin de 1971 redéfinit l'inaptitude comme une incapacité de travail de 50 % reconnue médicalement et permet aux bénéficiaires d'une pension invalidité de bénéficier à 60 ans d'une pension pour inaptitude.[42]

Les anciens combattants et prisonniers de guerre (1973) Une loi de 1973 permet aux anciens combattants et prisonniers de guerre de bénéficier dès 60 ans du taux de pension qu'ils auraient obtenu à 65 ans.[43] L'âge minimum pour bénéficier de ce droit dépend du temps passé sous les drapeaux ou du temps passé en camps de prisonniers (il faut 54 mois d'emprisonnement pour partir à 60 ans ou s'être évadé). Cette mesure est appliquée progressivement : en 1974, les anciens combattants peuvent partir à 63 ans ; en 1975 à partir de 60 ans.[44]

Les travailleurs manuels et les mères de famille ouvrières (1975) Une loi de décembre 1975 permet aux travailleurs manuels (travaux en continu, en semi-continu, à la chaîne, au four ou exposés aux intempéries) qui ont validés 42 ans de cotisation et aux mères de famille ayant exercé un travail manuel ouvrier.[45] Les pensions qui ont été validées avant 1976 à un taux réduit (parce que avant 65 ans) sont majorées (entre 5 et 25 % selon l'âge de départ en retraite).

L'abaissement de l'âge de la retraite pour les femmes (1977) Le gouvernement de Raymond Barre, avec Simone Veil à la Santé et à la sécurité sociale, met en

[41] Décret 65-315 du 23 avril 1965 puis loi n°68-690 du 31 juillet 1968, confirmée par la loi n°77-773 du 12 juillet 1973.
[42] Loi n°71-1132 du 31 décembre 1971 et décret n°72-433 du 17 mai 1972.
[43] Loi n°73-1051 du 21 novembre 1973.
[44] Décret n°74-1194 du 31 décembre 1974.
[45] Loi n°75-1279 du 30 décembre 1975 et décret n°76-404 du 10 mai 1976.

place en 1977[46] un abaissement de l'âge de la retraite pour les femmes. Pour les salariées qui justifient de 37,5 ans d'assurance dans le régime général ou dans celui des salariés agricoles, le taux plein est accordé dès l'âge de 63 ans pour une liquidation au 1er janvier 1978 et dès l'âge de 60 ans pour les liquidations au 1er janvier 1979. Il s'agit donc bien de l'équivalent de la réforme de 1982 pour les femmes. Le caractère limité de l'impact de la réforme de 1977 tient au fait que seule une minorité de femmes pouvait faire valoir à 60 ans la durée de cotisation requise.

2.2.2.6 La réforme de 1982, dite de « l'abaissement de l'âge de la retraite »

C'est depuis les années soixante que l'on discute d'un éventuel abaissement de l'âge de la retraite. Jusqu'au début des années soixante-dix, l'amélioration des conditions de vie des retraites reste prioritaire et un départ anticipé n'est d'actualité ni dans les milieux syndicaux ni au sein des instances gouvernementales. Paul Hecquet (1969) cherche ainsi à montrer dans *Droit Social* que la mise à la retraite anticipée ne favorise pas l'emploi. Il met en avant l'arrivée massive de travailleurs de l'Est en Allemagne de l'Ouest et l'arrivée des pieds noirs en France comme des contre-exemple à l'idée que le nombre d'emploi est fixé :

> « Le chômage est apparu dans ces deux pays non pas à cause d'une arrivée massive d'hommes, mais à cause d'un fléchissement du taux de croissance économique. »

L'idée que le partage du travail puisse apporter une solution au problème de l'emploi n'est guère plus favorisée.

> « En résumé, il convient de renoncer à la notion d'un nombre d'emplois limité de même qu'au caractère interchangeable des hommes appelés à les occuper. (...) Il paraît plus opportun d'accroître le pouvoir d'achat des retraités que leur nombre. »

On a vu précédemment que c'est avec le débat à l'Assemblée nationale en 1971 que la question d'un abaissement de l'âge de la retraite voit le jour véritablement dans

[46] Loi n°77-774 du 12 juillet 1977, JO du 13 juillet 1977.

le débat public. La revendication de l'abaissement de l'âge de la retraite apparaît dans le programme commun de la gauche en 1972 sur la base d'un abaissement à 60 ans pour les hommes et 55 ans pour les femmes (Brocas 2005). Dans le programme de 1977, l'interdiction du cumul retraite et activité salariée est évoquée ainsi que l'augmentation du taux de remplacement à 75 %. Pour autant, la mesure n'est pas considérée qu'à gauche. En 1975 le gouvernement de M. Jacques Chirac envisage officiellement d'accorder à 60 ans la même retraite qu'à 65 ans.[47]

La réforme de 1982 est mieux connue sous le nom d'abaissement de l'âge de la retraite à 60 ans.[48] Si c'est plutôt à François Mitterrand que l'on attribue la paternité de la réforme de 1982, le ministre qui l'a mise en place est Nicole Questiaux, sous l'autorité de Pierre Mauroy. L'idée qui a prévalu est la généralisation des mesures particulières d'abaissement d'âge de la retraite qui avaient été mis en place auparavant par les différents systèmes de préretraite.

> « L'abaissement de l'âge de la retraite est une aspiration sociale ancienne qui n'a pas reçu jusqu'à présent une réponse satisfaisante. Certes, le service à soixante ans d'une pension calculée au taux prévu à soixante-cinq ans a été accordé à quelques catégories d'assurés (...)
>
> Parallèlement et à défaut d'une volonté politique de réaliser pleinement l'abaissement de l'âge de la retraite, des mesures conventionnelles temporairement reconduites et destinées à remédier aux conséquences de la crise économique ont permis à certains salariés de démissionner de leur emploi à partir de soixante ans en bénéficiant jusqu'à la liquidation de leur pension d'une "garantie de ressources". Dans d'autres cas, où le retrait de l'activité est la conséquence d'une privation involontaire de l'emploi, le maintien d'une "garantie de ressources" pour licenciement d'un montant équivalent a été prévu.
>
> Ni ces retraites anticipées, ni ces "préretraites" souhaitées ou subies qui ne garantissent aucun droit durable à ceux qui sont susceptibles d'en bénéficier ne concernent la totalité des salariés. Elles ne peuvent tenir lieu du véritable droit au repos que les travailleurs sont fondés à revendiquer en contrepartie des services rendus à la collectivité à l'issue d'une durée de carrière normale. »

[47] Voir par exemple l'article de J-P. Dumont dans *Le Monde* du 25 septembre 1975.

[48] Ordonnance n°82-270 du 26 mars 1982 ; décret n°82-628 du 21 juillet 1982 ; loi n°83-430 du 31 mai 1983 ; circulaire CNAV n°22/83 du 16 février 1983.

(Préambule à l'ordonnance du 26 mars 1982)

Techniquement, comme on l'a vu plus haut, il était possible de partir à la retraite avant 65 ans, avec un taux de liquidation relativement bas. La réforme de 1982 a donc consisté à augmenter le taux plein à 60 ans à la valeur de 50 %, qui était avant réservée aux salariés ayant cotisé jusqu'à l'âge de 65 ans, mais en introduisant une condition de durée de cotisation.

La réforme est néanmoins plus complexe que cette modification que l'on retient ordinairement. Il était aussi question pour les promoteurs de la réforme de lutter contre le chômage et ainsi de ne pas inciter les travailleurs âgés de plus de 60 ans à rester sur le marché du travail. Le premier ministre Pierre Mauroy présente la réforme de l'assurance vieillesse comme s'inscrivant dans le cadre de la lutte contre le chômage par la réduction des temps de travail.[49]

Au cours du débat parlementaire,[50] il est intéressant de noter que l'effet positif sur l'emploi de retirer des salariés âgés du marché du travail n'est contesté par personne. Le député communiste M. Legrand y voit ainsi une évidence :

> « D'emblée je dirai que mieux vaut payer un retraité qu'un chômeur. Ce slogan plein de bon sens recouvre le vécu quotidien de millions et de millions de travailleuses et de travailleurs de notre pays. (...) Le départ en retraite dans de bonnes conditions de centaines de milliers de personnes permettrait de dégager autant d'emploi... »

Mais les députés de l'opposition, s'ils s'opposent à l'abaissement de l'âge de la retraite sur le principe que c'est une mesure plus difficilement réversible que les dispositifs de préretraite, ne contestent pas la logique de la mesure. Ainsi M. Barrot s'interroge :

> « Je serais, moi, tenté de poser la question suivante : pourquoi ne pas choisir de parfaire le système de la garantie de ressources pour soulager le marché de l'emploi et faciliter l'arrivée des jeunes ? ».

Attaquée sur le manque d'ambition de la réforme pour libérer des emplois, la ministre de la Solidarité nationale, Nicole Questiaux, se défend :

[49] Déclaration de politique générale à l'Assemblée générale le 8 juillet 1981.
[50] Assemblée nationale, séance du 9 décembre 1981.

> « En ce qui concerne l'âge de la retraite, il y aura bien création d'emplois. Les systèmes de garantie de ressources existants seront maintenus en 1982, mais d'autres dispositions permettront la cessation d'activité entre soixante et soixante-cinq ans dans des cas non couverts par la garantie de ressources, et même avant soixante ans dans le cadre des contrats de solidarité. »

Ces préoccupations de politique de l'emploi se traduisent particulièrement dans la fin des incitations à poursuivre son activité au-delà du taux plein.

> Le but poursuivi est en effet de permettre l'acquisition d'une pension complète, mais non d'encourager la poursuite de l'activité après 65 ans. (Préambule à l'ordonnance du 26 mars 1982)

Ainsi, le mécanisme de surcote est supprimé et il devient impossible d'obtenir un taux plus élevé que celui du taux plein. Toute poursuite d'activité au-delà du taux plein (après 37,5 ans de cotisation ou 65 ans) est donc découragée. Il est introduit par ailleurs une modification de la durée d'assurance après 65 ans pour faciliter l'obtention d'un coefficient de proratisation unitaire ($\widetilde{D_2}$).

Plus précisément la réforme de 1982 instaure une double référence pour la décote, par rapport à l'âge et, c'est nouveau, par rapport à la durée de cotisation.

Paramètres On peut reprendre nos paramètres et les modifier de la façon suivante :

$$\begin{cases} \theta_{\text{taux plein}} = \theta_{65 \text{ ans}} = 50\% \\ g(AGE, D_1, N_1) = \max\left\{0, \min\left[(65 - AGE), \frac{N_1 - D_1}{4}\right]\right\} \\ h(AGE, D_1, N_1) = 0 \\ N_1 = N_2 = 37{,}5 \text{ ans} \\ \delta_1 = 10\ \% \\ \delta_2 = 5\ \% \\ s_1 = s_2 = 0 \end{cases}$$

On peut ainsi réécrire l'équation (2.5) de la façon suivante :

$$\tau = 0,50 \times \left[1 - 0,1 \times \max\left\{0, \min\left[(65 - AGE), \frac{150 - D_1}{4}\right]\right\}\right] \tag{2.15}$$

ou encore de la façon suivante (deuxième version) :

$$\tau = 0,50 - 0,05 \times \max\left\{0, \min\left[(65 - AGE), \frac{150 - D_1}{4}\right]\right\} \tag{2.16}$$

Exemples : Une personne avec 61 ans et 140 trimestres de durée d'assurance a besoin de 10 trimestres pour en avoir 150, et doit attendre 16 trimestres pour fêter ses 65 ans. Elle utilise donc l'écart le plus faible (10) et calcule sa minoration à raison de 1,25 % par trimestre, soit 12,5 %. Cela lui donne un taux de liquidation de 37,5 %. Si cette personne travaille un an de plus son taux de liquidation passe à 42,5 % (soit 10 % d'augmentation par rapport au taux plein et plus de 13 % par rapport à son taux initial de 37,5 %). On résume ces dispositions au tableau 2.7 en précisant le taux selon l'âge et la durée de cotisation.

Tab. 2.7 – Taux de liquidation (τ) pour la période 1983-1993

D_1 \ AGE	60	61	62	63	64	65	70	75	80
100	25 %	30 %	35 %	40 %	45 %	50 %	50 %	50 %	50 %
120	25 %	30 %	35 %	40 %	45 %	50 %	50 %	50 %	50 %
130	25 %	30 %	35 %	40 %	45 %	50 %	50 %	50 %	50 %
140	37,5 %	37,5 %	37,5 %	40 %	45 %	50 %	50 %	50 %	50 %
150	50 %	50 %	50 %	50 %	50 %	50 %	50 %	50 %	50 %
160	50 %	50 %	50 %	50 %	50 %	50 %	50 %	50 %	50 %

Note : D_1 est la durée d'assurance tous régimes confondus, exprimée en trimestre.

Le coefficient de proratisation est inchangé à l'exception de la définition de la durée de proratisation après 65 ans ($\widetilde{D_2}$).

$$CP = \min\left\{1, \frac{\widetilde{D_2}}{150}\right\} \tag{2.17}$$

Des coefficients de majoration de la durée d'assurance[51] sont prévus pour ceux qui liquident leur pension après 65 ans et qui ne disposent pas des trimestres manquants (une majoration de 2,5% par trimestre de report, la durée totale étant arrondie au chiffre supérieur). Ceci se traduit par la formule suivante pour exprimer $\widetilde{D_2}$, la durée d'assurance « corrigée ».

[51] Voir article 70-6 du décret du 29 décembre 1945 modifié par le décret n°82-638 du 21 juillet 1982.

$$\widetilde{D_2} = \min\left[150, D_2 \times \left\{\left(4 \times \max(AGE - 65, 0)\right) \times \frac{2,5}{100}\right\} + D_2\right] \tag{2.18}$$

2.2.2.7 La réforme de 1993, dite réforme Balladur

La problématique de l'impact des évolutions démographiques sur le système de retraite a vu le jour pour le grand public avec le *Livre blanc* sur les retraites, préfacé par M. Michel Rocard (Commissariat Général du Plan 1991). D'autres rapports l'ont pourtant précédé (Tabah et Ruellan 1986) et suivi. Cette période de recours aux experts est le début d'un long débat dans l'opinion sur la nécessité ou non de procéder à une réforme des systèmes de retraite. Les analyses sur l'évolution démographique ne font pas tout de suite l'objet d'un consensus (Blanchet 2002) et le débat se fixe dès la publication du *Livre blanc* sur le choix du financement, entre répartition et capitalisation.

Les réformes de l'assurance vieillesse préconisées par le *Livre blanc* visent à favoriser un départ retardé en retraite et à réduire les mécanismes régressifs présents dans le système : allongement de la durée de cotisation requise à 168 trimestres et élargissement de la période de référence pour le calcul du salaire moyen.

C'est finalement la réforme de M. Edouard Balladur en 1993[52] qui va mettre en place une partie des propositions du *Livre blanc*. La réforme est faite au cours de l'été, sans bruit, presque sans opposition. Elle est progressive dans sa mise en place puisqu'elle ne sera complète qu'en 2008 et ne touche directement qu'une minorité de salarié. Elle ne concerne pas le secteur public ni les régimes spéciaux, les plus susceptibles de mobilisation.

La réforme de 1993 consiste en trois modifications principales. Il s'agit avant tout de l'augmentation de la durée de cotisation requise pour obtenir le taux plein. La réforme fait une distinction nouvelle entre N_1, le nombre de trimestres requis pour bénéficier de la pension à taux plein et N_2 le nombre de trimestres utilisés dans le calcul du coefficient de proratisation. La réforme de 1993 ne modifie pas N_2 (toujours

[52]Loi n°93-936 du 22 juillet 1993 et les décrets n°93-1022 et n°93-1024 du 27 août 1993 ; circulaire CNAV n°103/93 du 30 décembre 1993.

à 150 trimestres) mais augmente N_1 de 150 à 160 trimestres, soit 40 ans (mise en place progressive au rythme de un trimestre par an entre 1994 et 2003, i.e. pour les générations 1934 à 1943).

Le salaire de référence W_{ref} passe des dix meilleures années aux 25 meilleures (mise en place progressive au rythme de une année supplémentaire par an entre 1994 et 2008). À partir du 1er janvier 2008, la règle des 25 meilleures années sera imposée à tout le monde quel que soit sa date de naissance. La modification est plus progressive pour le régime des artisans, commerçants et industriels, pour lesquels l'augmentation est d'un trimestre toutes les deux générations jusqu'au 1er janvier 2013.

La revalorisation des pensions est fixée sur l'indice des prix et non pas sur la progression des salaires (c'était le cas en pratique depuis le milieu des années quatre-vingt).

Paramètres Pour reprendre nos paramètres, la réforme établit :

$$\begin{cases} \theta_{\text{taux plein}} = \theta_{65 \text{ ans}} = 50\ \% \\ g(AGE, D_1, N_1) = \max\left\{0, \min\left[(65 - AGE), \frac{N_1 - D_1}{4}\right]\right\} \\ h(AGE, D_1, N_1) = 0 \\ N_1 = 40 \text{ ans} \\ N_2 = 37{,}5 \text{ ans} \\ \delta_1 = 10\ \% \\ \delta_2 = 5\ \% \\ s_1 = s_2 = 0 \end{cases}$$

La conséquence immédiate du nouveau calcul du salaire de référence est de baisser le niveau de la pension relativement à celui qui aurait prévalu sans la réforme. En effet, le calcul précédent reposant sur les meilleures années, l'augmentation du nombre de celles à prendre en compte baisse forcément la moyenne. L'ampleur de la baisse dépend néanmoins de la pente de la courbe de salaire et l'impact incitatif de cette mesure dépend de la croissance (ou décroissance) des salaires en fin de carrière. Si les salaires sont décroissants en fin de carrière, la mesure introduit une incitation au départ anticipé. Si au contraire les salaires sont croissants (ou stables) en fin de

carrière, la mesure peut inciter à repousser son départ en retraite. La Cnav (2002) a réalisé un double calcul des pensions, avec l'ancien salaire de référence et le nouveau et évalue la baisse des pensions entre 1 % et 6 % selon la génération. Ces résultats sont reproduits au tableau 8.1.[53]

2.2.2.8 La réforme de 2003, dite réforme Fillon

Suite à la réforme Balladur, le plan Juppé prévoit en 1995 d'étendre la réforme au secteur public, mais après les manifestations de novembre 1995, le projet est retiré. Si la réforme Fillon est la grande réforme du secteur public, celle-ci touche aussi le secteur privé sur un certain nombre de points importants.[54]

Pour le régime général la réforme de 2003 consiste en trois grandes modifications : augmentation supplémentaire de la durée de cotisation, réduction de la décote et introduction de la surcote.

La durée de cotisation qui entre dans le calcul de proratisation, N_2, passe de 150 trimestres à 160 trimestres. La transition est progressive, au rythme de deux trimestres par génération (150 trimestres pour la génération 1943, 152 pour la génération 1944, 154 pour la génération 1945 etc ...). La distinction entre N_1 et N_2 disparaîtra à partir de la génération 1948. Pour les générations suivantes (c'est-à-dire à partir de 2008) la durée N augmentera au rythme d'un trimestre par génération pour atteindre 164 trimestres (soit 41 ans) pour la génération 1952 (c'est-à-dire à partir de 2012), puis de un trimestre tous les deux ans pour atteindre 168 trimestres (soit 42 ans) vers 2020.

La décote δ est abaissée à 5 points de pourcentage par année manquante, ceci de façon progressive, au rythme de 0,5 point de pourcentage par an jusqu'en 2013.

Une surcote est introduite d'un montant de 3 %. Elle correspond, pour les personnes ayant déjà atteint la durée requise de cotisation, à une majoration supplémentaire du taux de pension.

[53]Il s'agit d'un double calcul des droits sans prendre en compte les changements possibles de comportements. C'est donc une approximation de la minoration entraînée par le changement de calcul. Par ailleurs, étant donné que la réforme est très progressive dans son application, cela ne veut pas dire forcément que les pensions payées aux générations plus jeunes seront plus faibles.

[54]Loi n°2003-775 du 21 août 2003 ; décret n°2004-144 du 13 février 2004 (proratisation, surcote) ; décret n°2003-1036 du 30 octobre 2003 (carrières longues) ; décret n°2004-156 du 16 février 2004 (allégement décote).

La loi prévoit un certain nombre d'autres mesures (limitation des préretraites, assouplissement de la contribution Delalande, facilité de cumul de pension et d'emploi, recul de l'âge auquel un employeur peut forcer un salarié à partir en retraite, rachat d'annuités manquantes) qui sont détaillées plus loin.

Pour le principe d'évolution à long-terme du système, la règle est donnée de maintenir constant le rapport entre la durée d'assurance et la durée de retraite en consacrant un tiers de l'espérance de vie supplémentaire à du temps de retraite et les deux autres tiers au travail, laissant ainsi la place à d'autres modifications des paramètres. La loi ne prévoit pas de calendrier pour des augmentations de cotisation futures, mais seulement une augmentation de 0,2 points en 2006. Le solde net des mesures prises par la loi pour le régime général est évalué à 5 milliards d'Euros pour un besoin de financement en 2020 de 15,5 milliards d'Euros.[55] Les 10 milliards d'Euros manquant doivent être trouvés par le redéploiement de cotisations d'assurance chômage (2 points) dans le scénario optimiste d'un retour au plein emploi pour 2010.

Paramètres Pour reprendre nos paramètres, la réforme établit (avec D_{2004} le nombre d'année depuis la mise en place de la réforme) :

$$\begin{cases} \theta_{\text{taux plein}} & = \theta_{65 \text{ ans}} = 50\ \% \\ g(AGE, D_1, N_1) = & \max\left\{0, \min\left[(65 - AGE), \frac{N_1 - D_1}{4}\right]\right\} \\ h(AGE, D_1, N_1) = & \max\left\{0, \min\left[(AGE - 60), \frac{N_1 - D_1}{4}, D_{2004}\right]\right\} \\ N_1 & = N_2 = 40 \text{ ans puis } 41 \text{ ans, puis } 42 \text{ ans} \\ \delta_1 & = 10\ \% \text{ puis progressivement } 5\ \% \\ \delta_2 & = 5\ \% \text{ puis progressivement } 2{,}5\ \% \\ s_1 & = 3\ \% \\ s_2 & = 1{,}5\ \% \end{cases}$$

On peut ainsi réécrire l'équation (2.5) de la façon suivante, à l'horizon 2013 :

$$\tau = 0,50 \times \left[1 - 0,05 \times \max\left\{0, (65 - AGE)\right\} + 0,03 \times \max\left\{0, \min\left[(AGE - 60), \frac{N_1 - 164}{4}, 9\right]\right\}\right] \quad (2.19)$$

[55] Rapport économique, social et financier annexé au Projet de loi de finances pour 2004, p. 138. Les hypothèses macroéconomiques sont celles du Conseil d'orientation des retraites.

ou encore de la façon suivante (deuxième version) :

$$\tau = 0,50 - 0,025 \times \max\Big\{0, (65 - AGE)\Big\} + 0,015 \times \max\left\{0, \min\left[(AGE - 60), \frac{N_1 - 164}{4}, 9\right]\right\} \tag{2.20}$$

Retraite anticipée La loi prévoit en outre des nouvelles dispositions pour les handicapés et les salariés ayant commencé très tôt à travailler.[56]

Les personnes ayant débuté leur carrière entre 14 et 16 ans et qui ont plus de 160 trimestres de cotisation peuvent partir avant 60 ans. Il faut 168 trimestres cotisés pour partir à 56 ans, 164 pour partir à 58 ans. La loi fait une nouvelle distinction entre D_1 la durée de carrière validée (y compris les périodes d'assurance gratuites : majoration pour enfant, chômage, maladie, service militaire, équivalence pour périodes anciennes...) et D_3 la durée d'assurance cotisée. Cette dernière ne retient pas les périodes d'assurance vieillesse des parents au foyer, les périodes assimilées à des périodes d'assurance (sauf service national, dans la limite de quatre trimestres et sauf maladie, maternité et accident du travail, dans la limite de quatre trimestres), les périodes reconnues équivalentes et les majorations de durée d'assurance pour enfant. La distinction entre années cotisées et années validées vise à obtenir une plus grande contributivité du système.

Selon la durée cotisée, les handicapés (avec une incapacité permanente d'au moins 80 %) peuvent partir en retraite dès 55 ans. [57]

2.2.3 Les autres dispositifs de l'assurance vieillesse

2.2.3.1 Le minimum contributif

En avril 1983 le gouvernement Mauroy instaure un minimum contributif pour les pensions de retraite.[58]

Il s'agit en fait d'un minimum de la pension liquidée à taux plein. Contrairement au minimum vieillesse, le minimum contributif n'est pas soumis à condition

[56] Voir le décret n°2003-1036 du 30 octobre 2003 et la circulaire CNAV n°2003/46 du 18 novembre 2003 pour les longues carrières et le décret n°2004-232 du 17 mars 2004 pour les handicapés.

[57] On résume en annexe les conditions pour bénéficier de ces dispositifs aux tableaux A.2 et A.3 page 339.

[58] Loi n°83-430 du 31 mai 1983 et décret n°84-995 du 5 novembre 1984.

de ressource. Son montant est légèrement inférieur au minimum vieillesse,[59] qui lui est soumis à une condition de revenu et correspond à un montant de compensation (différentiel entre les revenus de la personne et le montant du minimum vieillesse).

Depuis la réforme de 2003, il est créé un minimum contributif majoré qui se calcule sur les trimestres cotisés personnellement par l'assuré (sans les trimestres de maladie, chômage, majorations de trimestres...), tandis que le minimum contributif est maintenu en fonction de la durée d'assurance.[60]

2.2.3.2 La retraite progressive

Depuis 1988 a été mis en place un dispositif permettant le départ en retraite de façon progressive.[61] La condition pour en bénéficier est de réunir la durée d'assurance requise pour le taux plein et de ne pas faire partie d'une liste de professions qui n'ont pas le droit à ce dispositif (intermittents, VRP, taxis, invalides).

Le travail à temps partiel réalisé donne droit à 30 % de la pension (60 à 80 % de temps partiel), ou 50 % (40 à 60 % de temps partiel) ou 70 % (moins de 40 % de temps partiel).

2.2.3.3 Les avantages familiaux

Au sein du système de retraite se trouvent des dispositif spécifiques qui s'insèrent dans le cadre d'une politique familiale, soit pour favoriser les parents ayant élevé des enfants, soit pour favoriser les personnes ayant des conjoints à charge. Les pensions de réversion sont évoquées plus loin à la sous-partie 2.2.3.4. Les avantages familiaux sont une partie importante du dispositif de retraite français et représentent un coût non négligeable (Bonnet et Chambaz 2000). On peut décrire en particulier quatre mécanismes non contributifs visant à favoriser les familles : la majoration de la pension pour enfant, la majoration de la durée d'assurance pour les femmes ayant élevé des enfants, la majoration pour conjoint à charge et l'Allocation vieillesse des parents au

[59] L'idée du minimum contributif est bien d'assurer une pension minimum supérieure au minimum vieillesse. Il faut alors prendre en compte les retraites complémentaires qui permettent de dépasser le montant de ce dernier.

[60] On reporte en annexe au tableau A.4 (page 340) les valeurs de ces différents minima depuis 1984.

[61] Décret n°88-493 du 2 mai 1988.

foyer (AVPF).

La bonification de la pension pour enfants est instaurée peu après la création du régime.[62] Elle correspond à 10 % du montant de la pension sous condition d'avoir eu trois enfants ou de les avoir élevé pendant neuf ans avant leur seizième anniversaire.

La majoration de la durée d'assurance est instaurée par la loi Boulin de 1971. Elle prévoit une majoration d'un an de la durée d'assurance par enfant pour les femmes ayant élevé au moins deux enfants. Une loi 1975 porte la majoration à deux ans par enfant et l'étend au premier enfant.[63]

La loi du 23 août 1948 instaure une majoration des pensions pour conjoint à charge sous condition de ressources. Ce montant a été revalorisé chaque année jusqu'en 1977, alors que les conditions de ressources ont continué à être revalorisées chaque année jusqu'à aujourd'hui.

L'assurance vieillesse des parents au foyer (AVPF) : la loi du 3 janvier 1972 a institué l'Assurance vieillesse des mères au foyer (AVMF) qui affiliait à la Cnav les femmes bénéficiaires de l'allocation de mère au foyer ou de l'allocation de salaire unique. La loi du 12 juillet 1977 instaure le complément familial, puis la loi du 4 janvier 1985 crée l'Allocation pour jeune enfant et l'Allocation parentale d'éducation (APE). Elle se traduit par un versement de la Cnaf à la Cnav de l'équivalent des cotisations vieillesse sur la base d'un salaire de 169 heures au Smic.

2.2.3.4 Les pensions de réversion

C'est un droit dérivé (à la différence des pensions de droit direct) qui permet au conjoint survivant de toucher une retraite égale à une fraction de la pension dont bénéficiait ou eut bénéficié son conjoint décédé. Quatre conditions sont posées pour pouvoir toucher cette pension de réversion : une condition de mariage, une condition d'âge, une condition de ressources et une condition de cumul. Toutes ont été assouplies progressivement depuis 1945. La réforme de 2003 effectue une refonte en profondeur du dispositif.

1. Condition de mariage : à l'origine, il fallait quatre ans de mariage avant le décès

[62] Ordonnance n°45-2454 du 19 octobre 1945, article 68, modifiée par la loi du 23 août 1948.
[63] Article 9 de la loi n°75-3 du 3 janvier 1975.

du conjoint (ou deux ans avant la date d'entrée en jouissance). Avec la loi du 3 janvier 1975, deux ans seulement sont nécessaires. La loi du 11 juillet 1975 accorde le bénéfice de la pension de réversion si le divorce est prononcé pour rupture de vie commune, puis à tous les types de divorce (17 juillet 1978). La loi du 17 juillet 1980 supprime toute condition de durée si un enfant est né du mariage. La loi du 13 juillet 1982 met fin au caractère définitif du partage de la pension de réversion. La réforme Fillon de 2003 supprime la condition de non remariage présente jusqu'alors.

2. Condition d'âge : à l'origine, il faut avoir 65 ans pour pouvoir bénéficier de la pension de réversion et cet âge est abaissé à 55 ans avec le décret du 11 décembre 1972. Avant 55 ans, la veuve peut éventuellement bénéficier de l'assurance veuvage. La réforme Fillon prévoit la suppression progressive de la condition d'âge (et de l'assurance veuvage). Ainsi, le seuil est abaissé à 52 ans à partir de juillet 2005, 51 ans à partir de juillet 2007, 50 ans à partir de juillet 2009 et toute condition d'âge disparaît à partir de 2011.
3. Condition de ressources : à l'origine, le plafond de ressource était le même que celui de l'AVTS. Les ressources prises en compte consistaient uniquement dans les ressources propres du bénéficiaire (en excluant ainsi les revenus mobiliers et immobiliers hérités du conjoint décédé et les pensions de droit dérivé versées par d'autres régimes). Depuis 1971, la condition de ressource a été relevée au quart du Smic annuel.[64] Depuis 2003, les pensions de droit dérivé versées par d'autres régimes sont prises en compte dans les ressources.
4. Condition de cumul : le cumul entre les droits propres directs et les droits dérivés a été progressivement élargi. À l'origine, le cumul était interdit. Puis divers dispositions[65] ont permis un cumul jusqu'à 50 % du total des droits propres du couple avec un plafond minimum égal à la somme de la pension minimum du régime général et l'allocation supplémentaire du fond national de solidarité. De juillet 1977 à juillet 1978 le plafond minimum passe à 60 % de la pension maximum, puis 70 % à partir du 1er juillet 1978.[66] En 1982 avec

[64]Décret du 11 février 1971.
[65]Loi du 3 janvier 1975 et décret n°75-109 du 24 février 1975.
[66]Loi n°77-768 du 12 juillet 1977.

l'augmentation du taux de la pension de réversion le cumul passe aussi à 52 % du total des droits propres et à 73 % du maximum de pension.[67] À partir de 2003, les conditions pour le cumul sont supprimées.

À l'origine le taux était de 50 % de l'avantage dont bénéficiait (ou eu bénéficié) l'assuré décédé, puis a été élevé à 52 %, et enfin 54 %.[68] Le montant de la pension ne peut être inférieur à un montant minimum, fixé chaque année, si le conjoint décédé justifie d'au moins 15 ans de durée d'assurance.

2.2.3.5 Le cumul activité retraite

Le cumul était largement autorisé dans l'après-guerre. En 1948 les retraités qui continuent d'exercer une activité professionnelle voient même leur taux de cotisation réduit de 6 % à 2 %.[69]

C'est l'ordonnance n°82-290 du 30 mars 1982 « relative à la limitation des possibilités de cumuls entre pensions de retraite et revenus d'activités » qui a fixé les plus importantes limites. L'esprit de cette ordonnance est de favoriser l'emploi en désincitant à la poursuite du travail pendant la retraite.

> « (...) la situation actuelle de l'emploi impose une obligation de solidarité nationale.
>
> Au moment où le Gouvernement adopte un ensemble de mesures encourageant notamment les salariés, y compris les agents de l'État, à cesser plus tôt leur activité, il importe que le droit à pension donne lieu à un choix clair de l'intéressé entre la poursuite de son activité et le départ en retraite.
>
> Si tous les cumuls ne sont pas abusifs, il est devenu choquant de pouvoir à la fois prendre sa retraite et garder son emploi, lorsque tant d'autres en cherchent. » (Préambule de l'ordonnance du 30 mars 1982)

L'ordonnance de 1982 impose la cessation de l'activité professionnelle au moment du départ en retraite ou du moins la nécessité de quitter l'entreprise. Pour les personnes qui reprendraient une activité chez un autre employeur ou une autre activité

[67] Loi n°82-599 du 13 juillet 1982 et décret n°82-1035 du 6 décembre 1982.
[68] Décret n°94-1140 du 27 décembre 1994.
[69] Loi n°48-1306 du 23 août 1948.

à leur propre compte, le texte prévoit le versement d'une contribution de solidarité versée à l'Assedic. Cette contribution ne vise que les personnes dont la pension dépasse le Smic de 25 % et se monte de 5 à 10 % du salaire. Cette dernière disposition a été abrogée par la loi du 27 janvier 1987. Les seules dérogations concernent les professions intellectuelles et artistiques ainsi que des activités spécifiques (garde d'enfants, hébergement en milieu rural, participation à des jurys...) ou des activités à l'étranger.

La réforme des retraites de 2003 assouplit les conditions du cumul[70] en rendant possible le cumul d'une pension et d'une activité salariée dans un autre régime que celui de la pension. Les nouvelles dispositions, applicables à partir du 1er janvier 2004, prévoient un plafond égal à la moyenne des trois derniers mois d'activité que la pension et le revenu d'activité ne doivent pas dépasser. Quelques conditions sont pourtant imposées : pour les anciens salariés, le cumul pension et salaire ne peut dépasser l'ancien salaire ; de plus un délai de six mois est exigé entre la reprise d'une activité salariée chez le même employeur. En cas de dépassement du cumul autorisé, le paiement de la pension est suspendu. Un dispositif particulier est appliqué aux médecins et infirmiers avec un plafond pour les revenus d'activité égal au plafond de la sécurité sociale.

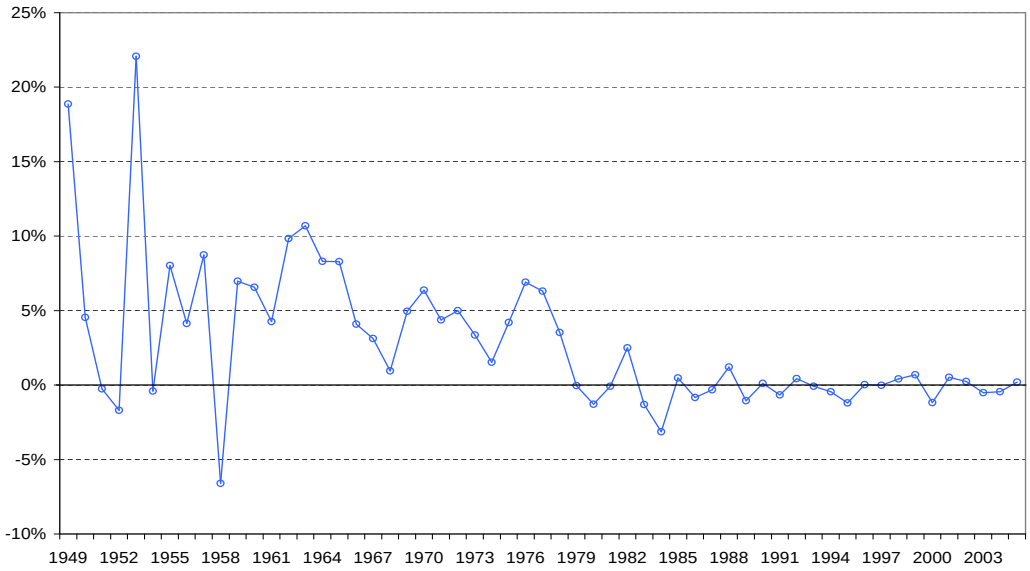
2.2.3.6 La revalorisation et l'indexation des pensions

Les règles de revalorisation des pension ont été assez différentes depuis la fondation du régime. Avant 1974, il n'y a pas de règles légales, mais chaque année un décret fixe les modalités de revalorisation pour l'année. Tous les 1er avril, la revalorisation est calculée en fonction de l'évolution du salaire moyen plafonné des assurés, apprécié au cours des deux années précédant la date de la revalorisation. À partir de 1974, la revalorisation intervient deux fois par an au 1er janvier et au 1er juillet. Puis dès 1982[71] la revalorisation a lieu en fonction de l'évolution prévisionnelle du salaire brut moyen par tête des entreprises non financières et non agricoles, avec ajustement entre le taux prévisionnel et le taux constaté au 1er janvier de l'année suivante.

[70] Article 15 de la loi n°2003-775 du 21 août 2003 et décrets n°2004-1130 et n°2004-1131 du 19 octobre 2004.

[71] Décret n°82-1083 du 21 décembre 1982.

FIG. 2.1 – Taux de revalorisation réel des pensions de retraite du régime général



SOURCES : Coefficients de revalorisation des retraites issus de la Cnav calculés en moyenne annuelle (tableau A.7 page 342) et taux d'inflation en moyenne annuelle issu de Piketty (2001) (tableau E.4 page 379).

Dès 1986 la revalorisation est basée sur l'indice prévisionnel des prix, mais il est maintenu un ajustement en fonction de l'évolution des salaires nets. À partir de 1987, revalorisation et ajustement se font en fonction de l'évolution des prix à la consommation. Avec la réforme de 1993, l'indice des prix à la consommation devient officiellement la nouvelle base législative pour 5 ans avec ajustement au 1er janvier. À l'échéance de la loi de 1993, en 1998, le système est prolongé, à l'exception d'un coup de pouce supplémentaire en 1999. La réforme de 2003 confirme l'indexation sur les prix des pensions. Le graphique 2.1 présente le taux de revalorisation réel des pensions du régime général depuis les années 1950.

2.2.3.7 Le financement

La réforme Jeanneney de 1967 sépare les risques des assurances sociales et que les taux de cotisation sont différenciés selon les branches (vieillesse, maladie, invalidité, maternité, décès et veuvage).[72] Les cotisations ne sont appliquées (sauf exceptions) que pour la partie du salaire inférieure au plafond de la Sécurité Sociale. Pour le

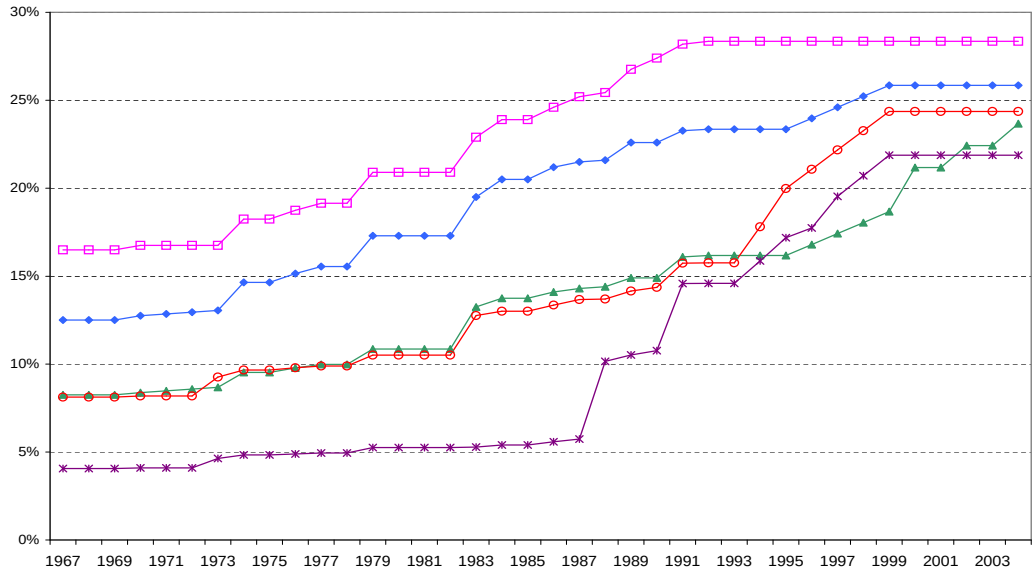
[72] On retrouve en annexe au tableau A.6 les taux de cotisation pour les salariés et leur employeurs depuis 1967. On présente pour mémoire les taux de cotisation avant 1967 pour l'ensemble des assurances sociales au tableau A.5.

salaire qui dépasse le plafond, ce sont les régimes complémentaires qui prélèvent des cotisations et fournissent des prestations.

Ce mode de financement introduit le plafond de la Sécurité sociale comme un élément important de la part que prend le régime général dans le système de retraite français. Les organisations de cadres ont souvent insisté pour ne pas augmenter le plafond qui réduit mécaniquement la part des régimes complémentaires.

La figure 2.2 reproduit les taux de cotisation totaux (régime général et régimes complémentaires) des salariés du secteur privé selon différents niveaux de salaire. En 1967, les taux de cotisation sur les hauts salaires sont relativement bas et vont progressivement converger vers les taux de cotisation sous plafond.

Fig. 2.2 – Taux de cotisation retraite des salariés du privé (1967-2004)



Légende : □ Non-cadre PSS max ♦ Non-cadre PSS min ▲ Non-cadre 2 PSS ○ Cadres 4 PSS ✳ Cadres 8 PSS

Note : Il s'agit des taux de cotisation totaux incluant la part salariale et la part patronale. Les taux de cotisation sont exprimés en pourcentage du salaire brut. Sont exclues les cotisations pour ASF/AGF versées à l'Unedic mais servant en partie à financer l'abaissement de l'âge de la retraite dans les régimes complémentaires (l'autre partie servant à financer les garanties de ressources). Ne sont pas inclues les différentes mesures de baisses de charge. PSS = Plafond de Sécurité Sociale.

Sources : Cnav, Arrco, Agirc, calculs de l'auteur. Les taux par régime sont reproduits en annexe au tableau A.6 (page 341) et aux tableaux A.15 à A.18 (page 347 et suivantes).

2.2.4 Les régimes complémentaires

Comme la pension de la Cnav ne pouvait dépasser 40 % (puis 50 %) du montant du plafond de la sécurité sociale, les régimes complémentaires ont émergé pour apporter un revenu supplémentaire à la pension du régime général. Ces régimes reposent d'abord sur le volontariat avant de devenir obligatoires dans les années 1970.

2.2.4.1 Historique

Ce sont d'abord les cadres qui créent en 1947[73] l'Association générale des institutions de retraite des cadres (Agirc) sur la base du volontariat (Agirc 1983). Puis des régimes spéciaux complémentaires apparaissent dans le secteur bancaire, pour le régime de la Sécurité sociale (CPPOSS) ou pour les agents non titulaires de l'État.[74] Des grandes entreprises cherchent à fidéliser la main-d'œuvre et favorisent l'émergence de retraites complémentaire « maisons » comme Renault avec un accord d'établissement le 15 septembre 1955 qui servira de modèle. Dès lors le besoin de regroupement pour préserver les droits des salariés en cas de mutation nécessite un effort d'harmonisation. Par l'accord du 15 mai 1957 est créée l'Union nationale des institutions de retraite de salarié (Unirs) qui institue un régime complémentaire pour les non-cadres. D'autres régimes complémentaires sont créés suivant un regroupement professionnel. Par exemple, la Caisse nationale de retraite des ouvriers du bâtiment et des travaux publics (CNRO) est mise en place dans le bâtiment par l'accord collectif national du 13 mai 1959.[75] On compte plus de 180 régimes complémentaires différents, chacun ayant leurs paramètres propres. Pour faciliter le traitement des pensions complémentaires est créé par l'accord interprofessionnel du 8 décembre 1961 l'Association des régimes de retraite complémentaire (Arrco), l'association réunissant les nombreux régimes complémentaires des non-cadres (Arrco 1990).

Un changement majeur intervient au début des années 1970 avec l'obligation d'adhérer à un régime de retraite complémentaire, en 1972 pour l'Arrco et en 1974

[73] Convention interprofessionnelle du 14 mars 1947.

[74] Deux régimes, pour les agents contractuels (Ipacte) et pour les non-titulaires (Igrante) fusionnent pour devenir le régime Institution de retraites complémentaires des agents non-titulaires de l'État et des collectivités locales (Ircatec).

[75] En fusionnant avec les autres régimes du bâtiments, la CNRO deviendra en 1997 BTP-retraite.

pour l'Agirc.[76] Jusqu'en 1972, les régimes Arrco ont été réservés aux non-cadres, mais depuis cette date, les cadres cotisent aussi sur la tranche en dessous du plafond. Les taux de cotisation sont relativement libres (simplement bornés) jusqu'en 1983 pour l'Agirc et jusqu'en 1993 pour l'Arrco. Depuis, un taux unique et obligatoire a été progressivement instauré.

L'abaissement de l'âge de la retraite dans le régime général en 1983 a conduit à des négociations au sein des régimes complémentaires. Devant le refus des représentants des employeurs de mettre en place une réforme similaire dans les régimes Arrco et Agirc et donc de prendre en charge le financement de l'abaissement de l'âge de la retraite pour ces régimes, l'État propose de participer au financement. Avec l'accord du 4 février 1983, une Association pour la gestion de la structure financière (ASF) est créée afin de prendre en charge le surcoût de la retraite à 60 ans pour les régimes complémentaires. Cette structure est alimentée par deux points de cotisation Unedic représentant le coût des Garanties de ressources et une contribution de l'État de 10 milliards de Francs.

Les réformes des années 1990 mènent progressivement vers l'unification des régimes et la suppression de la distinction cadre/non-cadre. L'accord Arrco du 10 février 1993 supprime les taux de cotisation facultatifs et impose un unique taux plus élevé. L'accord Agirc du 9 février 1994 réduit le rendement et augmente les taux de cotisation pour les cadres. Enfin, l'accord Agirc-Arrco du 25 avril 1996 vise à unifier les deux régimes, à supprimer la distinction cadre/non-cadre, et à augmenter les taux de cotisation. L'accord prévoit un régime unique Arrco à partir du 1er janvier 1999. L'Arrco regroupait en effet 67 régimes de retraite différents. L'Arrco se renomme sous le titre d'Association pour le Régime de Retraite Complémentaire. Les différents régimes se compensent entre eux, en particulier de l'Arrco vers l'Agirc en raison de la progression plus rapide du plafond de la sécurité sociale que les salaires des cadres. En outre, il a été mis en place en 1989 une garantie minimale de points (GMP) pour assurer aux cadres dont le salaire est inférieur ou peu supérieur à la limite de cotisation un nombre minimum de points.

De plus, depuis le milieu des années quatre-vingt, les régimes complémentaires

[76] Loi n°72-1223 du 29 décembre 1972.

ont amorcé une baisse du rendement de leur prestation par la hausse du salaire de référence, la baisse de la valeur du point et la mise en place d'une valeur d'appel aux cotisations qui détermine des cotisations n'apportant pas de points (voir le paragraphe 2.2.4.3).

Depuis 2001, une Association pour la gestion du fonds de financement de l'Arrco et l'Agirc (AGFF) remplace l'ASF et est alimentée par une cotisation propre.

2.2.4.2 Calcul des droits

Les régimes complémentaires sont des régimes à contributions définies, gérés par répartition. Ils sont régis par un système de points, inscrits sur un compte individuel de chaque salarié. La pension versée P est égale au nombre de points N acquis par le salarié, multiplié par la valeur du point V. Le nombre de points acquis correspond au produit du salaire W par le taux de cotisation TX et divisé par le salaire de référence fixé par le régime SR, le prix d'achat du point. Il est possible d'obtenir une pension complète à partir de 65 ans et une pension partielle dès 55 ans en appliquant un coefficient de minoration $C(age, cotisation)$, qui dépend de l'âge de liquidation et de la durée de cotisation. La pension peut donc s'exprimer sous la forme :

$$P = \frac{(W * TX)}{SR} * V * C(age, cotisation) \tag{2.21}$$

Le taux de cotisation TX inclut les cotisations patronales et salariales. De plus, des points gratuits peuvent être obtenus pour des périodes d'emploi avant l'adhésion de l'employeur au régime complémentaire ou pour des périodes de guerre, de maternité, de maladie, de chômage indemnisé ou de préretraite.

Entre 1947 et 1955, des coefficients d'ajournement pour liquidation après 65 ans sont en vigueur. Ils majorent la pension de 5 % par année d'ajournement. Les coefficients de minoration en cas de départ anticipé sont de même montant. Pendant cette période, on ne peut partir avant 60 ans. En 1955 les coefficients d'ajournement sont supprimés. Puis, à partir de 1964, les cadres peuvent liquider leur retraite complémentaire dès 55 ans. Les coefficients de minoration sont modifiés, diminués

entre 60 et 64 ans, ils sont beaucoup plus importants avant 60 ans.[77]

Le mode de revalorisation des pensions Arrco et Agirc dépend de la revalorisation de la valeur du point.[78] Selon les accords Arrco-Agirc du 25 avril 1996, la revalorisation des pensions est calculée suivant le taux d'augmentation du salaire net moyen diminué de un pour cent pour l'Arrco et le taux d'augmentation du salaire net médian diminué de un pour cent pour l'Agirc. La revalorisation est toutefois limitée et ne peut dépasser l'évolution des prix.

2.2.4.3 Assiette des cotisations et plafonds

Les régimes complémentaires font une distinction institutionnelle entre les cadres et les non-cadres, donnant lieu à un avantage au statut de cadre jusqu'en 1999 (Assous, Bonnet et Colin 2001). Les réformes récentes visent à supprimer cette distinction en égalisant les taux de cotisation dans les deux régimes.

Les non-cadres cotisent uniquement à l'Arrco dans la limite de trois fois le plafond de la sécurité sociale (voir le tableau A.1). On appelle généralement tranche 1 la tranche jusqu'au plafond, puis tranche 2 la tranche du plafond à trois fois le plafond. Le taux varie selon que l'assiette est en-dessous ou au-dessus du plafond. Il faut en outre distinguer le taux contractuel, qui sert au calcul des points, et le taux effectif (ou appelé) sur lequel se basent véritablement les cotisations. Les régimes de retraite complémentaire ont utilisé la différence entre ces deux taux pour établir l'équilibre des régimes en faisant baisser leur rendement. Le paramètre du taux d'appel détermine ce rapport entre taux contractuel et taux effectif. Inférieur à 100 % à la création des régimes, il a été progressivement augmenté dans les années soixante-dix et quatre-vingt pour dépasser 100 % et même atteindre aujourd'hui 125 %.

Les non-cadres bénéficiaient avec l'association Arrco de régimes très différents selon les branches. Un taux minimum était obligatoire (opérations obligatoires) et les entreprises pouvaient décider individuellement ou par branche de cotiser au-dessus de ce taux obligatoire (opérations supplémentaires) dans les limites d'un taux maximum. Jusqu'au début des années quatre-vingt-dix, deux taux d'appel coexistaient, l'un pour

[77] On peut retrouver ces valeurs en annexe au tableau A.9 à la page 343.

[78] On peut trouver en annexe ces valeurs pour l'Agirc (tableau A.10, page 344) et pour l'Arrco (tableau A.12, page 345).

les opérations obligatoires, l'autre pour les opérations supplémentaires.

Jusqu'en 1973, les cadres ne payaient des cotisations qu'à l'Agirc sur le salaire au-dessus du plafond de la sécurité sociale.[79] On appelle généralement tranche A la tranche du salaire jusqu'au plafond, puis tranche B de un à quatre plafonds et enfin tranche C de quatre fois à huit fois le plafond. L'assiette de cotisation des cadres se limitait à la tranche B. À partir de 1973, les cadres cotisent aussi à l'Arrco sur la tranche A au niveau de la cotisation minimale, puis unique. Suite à l'accord du 24 mars 1988, la tranche C fait aussi l'objet d'un taux minimum obligatoire de cotisation. Progressivement, les taux minimums sont élevés au niveau des taux obligatoires pour ne laisser qu'un taux unique.

2.2.4.4 Avantages familiaux et pensions de reversion

Les avantages familiaux sont aussi divers que les régimes complémentaires. Ainsi, certaines institutions de l'Arcco offraient, avant 1999, des bonifications pour enfants de 10 % pour trois enfants, parfois même 15 % pour quatre enfants ou 20 % pour cinq enfants. D'autres, comme l'Unirs par exemple, n'offraient aucune bonification pour enfant. Depuis le 1er janvier 1999, le régime Arrco majore la pension des bénéficiaires de 5 % pour trois enfants élevés. À l'Agirc, la bonification pour enfants s'élève à 10 % pour trois enfants et à 5 % supplémentaires par enfant dans la limite de 30 %.

À l'Agirc, les conjoints survivants non remariés (hommes ou femmes) ont droit à partir de 60 ans à une pension de réversion sur la base de 60 % des points du participant décédé. Cette pension de réversion peut être liquidée dès 55 ans mais avec un taux minoré à 52 % (53,6 % à 56 ans, 55,2 % à 57 ans, 56,8 % à 58 ans et 58,4 % à 59 ans). Le taux de 60 % est aussi accordé dès 55 ans aux bénéficiaires de la pension de réversion du régime général et aux bénéficiaires ayant deux enfants à charge au moment du décès. À l'Arrco, les règles fixant le droit à une pension de réversion ont longtemps été disparates. À partir de 1996, la règle fixe 55 ans comme âge minimum et 60 % des points du conjoint décédé comme base de la pension de réversion.

[79] Protocole d'accord du 6 juin 1973.

2.3 La cessation anticipée d'activité : préretraites et indemnisation du chômage

Une des caractéristiques du système de cessation d'activité français est qu'il mélange l'indemnisation du chômage et les modifications du système de retraite. La limite est ainsi parfois tenue entre une indemnisation préférentielle des chômeurs âgés et l'utilisation des préretraites comme une politique de l'emploi. Cette partie a donc pour but de retracer la législation mouvante et complexe des dispositifs ayant permis la cessation anticipée d'activité depuis les années soixante.

On peut se renseigner sur les dispositifs de cessation d'activité avec le rapport du Conseil d'Orientation des Retraites (2001) sur la cessation anticipée d'activité. L'article de Blanchet et Marioni (1996) propose un résumé efficace de l'historique de ces dispositifs et de façon plus détaillée la lecture de Zaidman et alii. (2000) est très utile. Les sources plus exhaustives sont malheureusement très rares et nous nous sommes souvent reportés aux textes officiels, aux circulaires de l'Unedic et aux précis de droit social.[80] Les ouvrages de l'Unedic, *Historique du Régime d'Assurance chômage* (1983, 1987) sont une bonne référence sur le contexte de la mise en place des différents dispositifs et les travaux d'Anne-Marie Guillemard (1983) sur le jeu des forces sociales ayant prévalu à leur création sont aussi particulièrement instructifs. Les dispositifs de cessation d'activité ont essentiellement concerné le secteur privé et la mise en place en 1996 du Congé de fin d'activité (CFA) dans le secteur public fait figure d'exception. Les dispositifs de préretraite sont en fait multiples, selon les institutions qui les ont mis en place (État, Unedic, entreprises) et ont subi des transformations permanentes.

Un autre aspect crucial de ces dispositifs est le fait qu'ils mélangent des départs volontaires (démission ou demande de licenciement) et des cessations d'activité involontaires (chômage). La distinction entre la retraite et le chômage est parfois difficile à faire, même au sein d'un dispositif. Pour faciliter la compréhension de cet écheveau, nous avons distingué les préretraites des 60-64 ans, les préretraites des 55-59 ans,

[80] Nous avons consulté de façon systématique les *Mémento pratique Francis Lefebvre - Social* de chaque année ainsi que les différentes éditions du *Droit de la sécurité sociale*, de J-J Dupeyroux.

les dispensés de recherche d'emploi et les mesures de l'assurance chômage visant les chômeurs de plus de 50 ans.

2.3.1 Les cessations d'activité des 60-64 ans

La majeure partie des dispositifs de préretraite est mise en place dans les années soixante-dix par les partenaires sociaux gestionnaires du régime d'indemnisation chômage. Les motivations ont évolué au cours de la décennie. Préoccupés par l'augmentation des vieux chômeurs arrivant en fin de droit, les partenaires sociaux ont d'abord proposé des systèmes d'indemnisation spécifiques sans inciter à la cessation d'activité. Puis, au milieu des années 1970, la motivation principale devient la politique de l'emploi avec le souhait d'inciter au retrait d'activité pour lutter contre le chômage.

L'apparition des garanties de ressources est liée au débat sur l'abaissement de l'âge de la retraite à 60 ans revendiqué par les syndicats, d'abord comme lutte contre l'exploitation puis comme outil de la politique de l'emploi. Les syndicats patronaux eux favorisent des mesures spécifiques afin de trouver une flexibilité sur les effectifs et souhaitent conserver l'initiative des mesures (par le licenciement). Le troisième acteur, le gouvernement a commencé à s'opposer aux revendications des syndicats salariés et patronaux en souhaitant favoriser l'emploi des salariés âgés. Mais dès 1974, la position du gouvernement évolue en faveur d'une incitation au retrait d'activité et conduit à la « relative unanimité entre syndicats, patronat, et gouvernement, pour faire de la retraite un instrument de la politique d'emploi » (Guillemard 1983). L'accord de 1977 matérialise cette rupture et son préambule précise ainsi :

> « Les parties signataires attendent de cette mesure une libération d'emplois permettant l'engagement de nombreux demandeurs d'emploi ».

2.3.1.1 Le Fonds national de l'emploi (1963)

L'État crée par la loi n°63-1240 du 18 décembre 1963 l'allocation spéciale du Fonds national de l'emploi (ASFNE). Il s'agit du premier cas de préretraite financée par l'État et consacre l'incitation au retrait d'activité comme une des mesures du Fonds national pour l'emploi, à côté des allocations de formation et des incitations à la mobilité géographique (Thomas et Balmary 1969).

Ces types de préretraites étaient très limités aux zones géographiques de reconversion industrielle (en particulier la sidérurgie). L'article 3 de la loi limite la possibilité de ces allocation aux « régions ou à l'égard des professions atteintes ou menacées d'un grave déséquilibre de l'emploi ». Ces conventions sont ainsi d'une portée en théorie limitée en établissant « des allocations spéciales en faveur de certaines catégories de travailleurs âgés de plus de soixante ans, lorsqu'il est établi qu'ils ne sont pas aptes à bénéficier d'une mesure de reclassement ». Les textes prévoient une allocation spéciale pour les salariés de plus de 60 ans, pris dans une procédure de licenciement collectif, devant compléter l'allocation Assedic (35 % du salaire), l'allocation d'aide publique et l'indemnité de licenciement versée par l'employeur.[81] Le montant de cette allocation spéciale ne peut pas être inférieur au total des allocations de chômage réglementaires et conventionnelles au taux plein. L'allocation couvre de 80 à 90 % du salaire net antérieur.

Thomas et Balmary (1969) s'interrogent dès 1969 sur le succès de l'allocation spéciale du FNE face aux autres modes d'intervention disponibles. Les préretraites satisfont tout le monde : travailleurs, syndicats et employeurs.

> « Les travailleurs de plus de 60 ans dont le reclassement s'avère extrêmement difficile y trouvent une garantie de rémunération non négligeable (...) ; les syndicats y voient une première satisfaction de leurs revendications tendant à l'abaissement de l'âge de la retraite ; enfin les employeurs, pour ces mêmes motifs, et bien que l'application de la convention soit financièrement assez lourde pour eux, y trouvent la possibilité de dégager une main-d'œuvre âgée et difficilement adaptable. »

Pour autant le dispositif reste d'ampleur limitée avec un stock de bénéficiaire d'environ 15 000 personnes en 1972.

2.3.1.2 La Garantie de ressources licenciement (1972)

La Garantie de ressources licenciement (GRL) est mise en place suite à l'accord national interprofessionnel du 27 mars 1972.[82] Elle est financée à 90 % par l'Unedic.

[81] Article 6 du décret n°64-164 du 24 février 1964.

[82] Arrêté du 18 mai 1972 pour l'agrément de l'accord et arrêté du 9 août 1973 (JO 14 août) pour l'avenant du 25 juin 1973. Loi n°72-635 du 5 juillet 1972.

L'objectif est d'améliorer l'assurance chômage des chômeurs de plus de 60 ans en les dispensant de recherche d'emploi et en offrant un revenu de remplacement élevé. Le préambule de l'accord est clair sur le fait qu'il ne s'agit nullement d'une mesure d'incitation à la cessation d'activité : les dispositions « ne visent qu'à une nécessaire protection des salariés privés d'emploi et [...] elles ne doivent aucunement constituer une incitation au licenciement des salariés de plus de soixante ans ». La loi du 5 juillet 1972 stipule en outre que le ministère du Travail doit veiller à ce que le dispositif ne soit pas mis à profit des employeurs pour se séparer de leurs employés âgés.

L'allocation vise les plus de 60 ans, licenciés, avec 15 ans d'affiliation au régime d'assurance chômage (10 ans à partir de 1973). Le bénéficiaire ne doit pas avoir liquidé sa pension de retraite au moment de son entrée dans le dispositif et doit avoir été licencié après 60 ans. Toutefois, si le salarié a été licencié avant 60 ans mais qu'il est en cours d'indemnisation, la garantie de ressource peut être ouverte selon décision de la commission paritaire. Le salarié doit avoir été admis au bénéfice des allocations chômage (allocations spéciales) depuis un certain délai : 6 mois pour les personnes licenciées avant 61 ans, 3 mois entre 61 et 64 ans et aucun délai après 64 ans.[83]

Le niveau de l'allocation a été progressivement porté à 70 % du salaire brut antérieur, calculé sur les trois derniers mois d'activité. Le taux de remplacement a été de 66 % du 22 mai 1972 au 20 mai 1973 puis de 68 % du 21 mai 1973 au 19 mai 1974 avant de passer à 70 %. L'allocation ne peut être inférieure à 115 % du total de l'allocation d'aide publique et de l'allocation minimal Assedic au taux majoré. Jusqu'à la réforme de l'assurance chômage de 1979, ce montant minimal dépend du minimum de l'aide publique et du minimum Assedic.[84] Par ailleurs, ce montant ne peut dépasser 90 % du salaire de référence, défini comme le salaire soumis à cotisation, soit quatre fois le plafond de sécurité sociale (95 % dans le cas d'une personne à charge de l'allocataire). Il s'agit d'une allocation en complément aux allocations spéciales et aux aides publiques (Rochois 1974). La partie de la garantie de ressource qui correspond aux allocations chômage est exemptée d'impôt sur le revenu. L'allocation

[83] L'accord originel, avant l'avenant du 25 juin 1973, précisait des délais plus longs : 12 mois pour les personnes licenciées avant 60 ans, 9 mois pour les personnes licenciées entre 60 et 61 ans, 6 mois entre 61 et 62 ans et 3 mois entre 62 et 64 ans.

[84] Voir en annexe les tableaux B.1 et B.2 à la page 353.

s'arrête à 65 ans et 3 mois.

Suite à la convention du 27 mars 1979,[85] les salariés licenciés après 55 ans qui ne sont plus en cours d'indemnisation mais qui justifient de 10 ans d'appartenance à l'Unedic peuvent prétendre à la garantie de ressources sur décision d'une commission de l'Assedic. Pour les salariés licenciés pour motif économique qui ne justifient pas de 10 ans d'appartenance au régime, le bénéfice des garanties de ressource est ouvert pour un an si le licenciement a lieu après 60 ans et pour la différence entre un an et le nombre de jours d'allocations spéciales déjà servies si le licenciement a été effectué avant 60 ans. On a parfois parlé de « Garantie de ressources économique » (GRE) pour ce dispositif particulier. De fait pratiquement tout salarié licencié à partir de 56 ans et 2 mois peut percevoir des allocations de chômage jusqu'à 60 ans, âge à partir duquel il peut bénéficier de la GRL.

Le dispositif est supprimé avec l'abaissement de l'âge de la retraite à partir du 8 juillet 1983 mais les droits acquis ont été maintenus jusqu'à l'épuisement des droits.[86] Le décret du 24 novembre 1982 amène à une restriction des préretraites[87] mais les salariés ayant été licenciés ou ayant démissionné avant la fin 1982 gardent leurs droits acquis dans le cadre de l'ancien régime (taux de remplacement de 70 %). Un régime particulier affecte les bénéficiaires des garanties de ressource ayant rompu leur contrat de travail en 1983 (et avant le 8 juillet). Ils sont soumis aux nouveaux taux de remplacement de 65 % sous le plafond de sécurité sociale et 50 % au-delà s'ils ne totalisent pas des 150 trimestres de cotisation. Dans ce dernier cas, ils ne sont plus éligibles aux garanties de ressource. De fait, les salariés partis en préretraite à 55 ans n'atteindront 65 ans qu'en 1993 et ceux ayant cessé leur activité à 50 ans (sidérurgie) atteindront 65 ans en 1999 (d'où la disparition du régime à cette date).

2.3.1.3 La Garantie de ressources démission (1977)

La création de la Garantie de ressources démission (GRD) est validée par l'accord national interprofessionnel du 13 juin 1977 et son avenant de même date.[88] La quasi

[85] Loi cadre n°79-32 du 16 janvier 1979 et l'agrément de la convention du 27 mars 1979 par l'arrêté du 2 mai 1979 (JO 20 mai 1979).

[86] Loi n°83-540 du 5 juillet 1983 et le décret n°83-714 du 2 août 1983.

[87] Voir paragraphe 2.3.2.2 page 78.

[88] L'accord a été agréé par l'arrêté du 9 juillet 1977 (JO 10 juillet 1977).

totalité du coût de la GRD est financée par l'Unedic.

> « Il s'agissait là d'une mesure destinée à faciliter l'insertion dans la vie active des jeunes travailleurs en offrant aux salariés âgés de plus de soixante ans, licenciés ou démissionnaires, la possibilité de percevoir un revenu de remplacement assez incitatif pour les amener à quitter le monde du travail ».[89]

La GRD vise les plus de 60 ans, les bénéficiaires du GRL, les démissionnaires et fins de CDD. L'allocation est la même que la GRL, c'est-à-dire 70% du salaire brut antérieur (voir ci-dessus les conditions précises). Fiscalement, cette allocation est imposable à l'impôt sur le revenu avec une exonération partielle pour les allocataires de condition modeste. Ce dispositif a été supprimé avec l'application de l'abaissement de l'âge de la retraite à 60 ans et a cessé de s'appliquer le 31 mars 1983.

Un point très important qui sera vérifié avec toutes les allocations de préretraite est le statut légal du cumul emploi et préretraite : les différents dispositifs imposent une cessation totale d'activité et interdisent tout cumul d'une allocation de préretraite et d'un emploi, contrairement à la législation des pensions de vieillesse jusqu'à l'ordonnance du 30 mars 1982. C'est ce qui fait dire à certains juristes que « *cette caractéristique établit clairement la fonction que les partenaires sociaux ont attribué aux systèmes de "préretraite ASSEDIC" : résolution d'un problème d'emploi et non pas d'un problème de vieillesse* » (Kerschen 1983).

La revalorisation du salaire de référence des garanties de ressources suit depuis 1972 les revalorisations accordées aux chômeurs indemnisés de plus de 61 ans (voir tableau B.3). À partir de 1984, ces revalorisations sont décidées directement par le Conseil d'Administration de l'ASF.[90] Les bénéficiaires de la GRL, puis de la GRD, peuvent continuer à valider leurs droits à la retraite (de la même façon que les chômeurs valident des droits).

2.3.2 Les cessations anticipées d'activité des 50-59 ans

À partir de 1975, la situation sur le marché du travail continuant à se dégrader, les pouvoirs publics favorisent la mise en place de systèmes de préretraite pour les

[89] Unedic, *Historique du Régime d'Assurance chômage 1958-1982* (1983), p. 157.

[90] Les revalorisations successives du salaire de référence de garanties de ressources sont reportées en annexe au tableau B.4 (355) pour l'ensemble de la période.

moins de 60 ans.

2.3.2.1 Les préretraites de la sidérurgie (1977-1991)

En juin 1977 sont créées des Conventions générale de protection sociale (CGPS). Il s'agit d'un dispositif propre à la sidérurgie. Cette première convention prévoit une cessation d'activité pour les salariés de plus de 54 ans. Le taux de remplacement se monte alors à 74 % du salaire brut, couvert par une allocation de l'Unedic et de l'État. En juin 1981, une nouvelle convention vise à mettre en place des « dispenses d'activité » (le contrat de travail n'est pas rompu) pour les salariés de 50 à 54 ans. Le taux de remplacement est de 79 % du salaire brut jusqu'à 55 ans financé par l'État. Après 60 ans, ce sont les garanties de ressources qui prennent le relais.

En juillet 1984 la nouvelle convention générale de protection sociale maintient la dispense d'activité des 50-54 ans au taux de 75 % du salaire antérieur et la cessation d'activité des 55-60 ans au taux de 70 %. Au moment de leur départ les sidérurgistes reçoivent une somme égale à 20 % de leur salaire. La CGPS a duré jusqu'en 1991 et a permis la restructuration des bassins d'emploi de la sidérurgie.

2.3.2.2 Les préretraites du FNE

Avec le décret du 22 août 1979 et l'arrêté du 11 août 1980, l'État décide de réactiver les allocations spéciales du Fonds national pour l'emploi (ASFNE). Le dispositif permet aux salariés de plus de 56 ans et deux mois (55 ans par dérogation) de toucher une allocation similaire aux garanties de ressources (70 % du salaire brut antérieur). Cette allocation est constituée d'une allocation conventionnelle financée par l'Unedic (58 % du salaire brut) et d'une allocation spéciale du FNE imputée sur l'indemnité de licenciement (12 % du salaire de référence) qui doit permettre un revenu de remplacement total de 70 %. L'allocation conventionnelle de l'Assedic ne peut pas être inférieure au montant minimal de la préretraite Assedic moins 12 % du salaire de l'allocataire.[91] À partir de 1984, le montant minimum est arrêté par l'État. L'AS-FNE prend fin à l'âge de 60 ans, âge auquel les garanties de ressources

[91] Voir article 4 de l'annexe à l'avenant du 13 juin 1980, agréé par l'arrêté du 25 juillet 1980, JO du 1er août 1980 et la circulaire Unedic n°80-39 du 22 septembre 1980.

prennent le relais, jusqu'à l'abaissement de l'âge de la retraite à 60 ans. Le salaire de référence est revalorisé deux fois par an par l'État et depuis 1987 cette revalorisation est similaire à la revalorisation des pensions de retraite.[92]

Le décret du 24 novembre 1982 correspond aux premières restrictions des préretraites. La situation financière de l'assurance chômage étant critique, l'État décide de réduire le coût des préretraites (ainsi que les allocations chômage en général). Jusqu'à présent les allocations étaient versées jusqu'à 65 ans et 3 mois. Le décret prévoit la fin des allocations dès que le bénéficiaire obtient la retraite à taux plein. Le taux maximum des allocations est réduit de 90 % à 80 % et le salaire de référence est calculé sur les 12 derniers mois (au lieu des 3 derniers). À partir du 1er janvier 1983, le taux de remplacement est réduit à 65 % pour la partie en-dessous du plafond de sécurité sociale et à 50 % au-delà.[93]

Les syndicats s'opposent alors nettement aux modifications visant les préretraites. Après la publication du décret, les organisations syndicales (FO et la CGC) vont batailler pour élargir le champ des salariés exemptés de ces restrictions (Grouin et Greffe 1985). Le débat porte en particulier sur les bénéficiaires de l'allocation spéciale (licenciés avant 60 ans) qui avaient la possibilité depuis 1979 d'entrer dans une garantie de ressources à 60 ans. Les syndicats demandent qu'ils puissent bénéficier du taux de 70 % comme ceux qui sont entrés dans le régime avant le décret. En 1984, cette demande est accordée. C'est l'État qui reprend à sa charge le dispositif au terme de l'accord du 24 février 1984.

En 1993, suite à la réforme des retraites, les conditions pour bénéficier des allocations du FNE sont rendues plus restrictives : il faut maintenant 57 ans pour bénéficier de celles-ci dans le cadre normal et 56 ans par dérogation.[94] L'application de ces restrictions est totale en juillet 1994. À partir du 3 mai 1997, le taux de remplacement de 50 % s'applique de 1 à 2 plafonds de la sécurité sociale (au lieu de 1 à 4 plafonds).[95]

[92] Voir en annexe les tableaux B.5 et B.6 à la page 356.
[93] Voir l'article 10 du décret n°82-991 du 24 novembre 1982.
[94] Arrêté du 30 décembre 1993.
[95] Décret n°97-437 du 30 avril 1997.

2.3.2.3 Les contrats de solidarités (1982-1983)

L'ordonnance du 16 janvier 1982 met en place les Contrats de solidarité de préretraite démission (CS-PRD) qui visent tous les salariés de plus de 55 ans avec 10 ans d'ancienneté. L'allocation est là encore de 70 %. Elle est composée de l'allocation conventionnelle de solidarité (ACS)[96] dont le taux de remplacement est de 50 % (financée par l'Unedic) et l'allocation spéciale démission du FNE[97] de 20 % (à la charge de l'État). Ce taux de remplacement n'a pas duré longtemps puisque le décret du 24 novembre 1982 a réduit le taux de remplacement à 65 % sous le plafond de sécurité sociale et 50 % de 1 à 4 plafonds (pour les démissions après le 31 décembre 1982). Le salaire de référence est affecté d'un coefficient de revalorisation égal aux trois quarts du dernier taux de revalorisation de l'Unedic. L'allocation conventionnelle de solidarité ne peut être inférieure à un montant minimum de la garantie de ressource diminué des 20 % de l'allocation spéciale.

La condition pour l'employeur est de procéder à des embauches pour maintenir le niveau des effectifs, et ce dans un délais de trois mois.

> « Des contrats de solidarité peuvent être conclus avec des entreprises qui s'engagent à remplacer, nombre pour nombre, les salariés qui démissionnent avant soixante ans. » (Circulaire du 8 juin 1982 - paragraphe 42)

La circulaire du 8 juin 1982 détaille les conditions de ce contrat : doivent être prioritaires pour les embauches qui compensent les départs en retraite, les jeunes de moins de 26 ans, les femmes seules et les chômeurs. L'employeur doit maintenir le niveau global des effectifs de l'entreprise pendant la durée fixée par le contrat de solidarité, en principe un an après les départs en préretraite. En cas de manquement à ces engagements, les textes prévoient le remboursement par l'entreprise des allocations de préretraite.

Pour bénéficier de la convention les salariés doivent se porter « volontaires pour être licenciés » (Galpin 1982) ou du moins volontaires pour céder leur place à un demandeur d'emploi plus jeune. La fenêtre d'application de ce dispositif a été très courte (fin au 31 décembre 1983) mais les CS-PRD ont permis le départ à la retraite

[96] Avenant du 2 décembre 1981, agréé par arrêté du 30 décembre 1981, JO 22 janvier 1982.
[97] Arrêté du 1er février 1982.

anticipée de 200 000 bénéficiaires.

2.3.2.4 Les « préretraites maisons » des entreprises

On dispose de peu d'informations sur les différents dispositifs de préretraite mis en place par les entreprises en dehors des conventions officielles. Ces « préretraites maisons » ont été mises en place avant 1972 et ont progressivement disparu avec les garanties de ressources (Guillemard 1983).

On connaît mieux les compléments que les entreprises ont versé à leur salariés bénéficiaires des préretraites conventionnelles (Kerschen 1983). Ainsi les entreprises ont proposé de verser un complément de revenu jusqu'au niveau des garanties de ressources pour les salariés licenciés à 56 ans bénéficiant des allocations chômage. Ces montages ont de fait anticipé sur les préretraites du FNE en profitant des allocations spécifiques aux vieux travailleurs et en jouant sur le peu de contrôle de la recherche d'emploi.[98]

2.3.2.5 L'Allocation de remplacement pour l'emploi (ARPE) (1995-2002)

Par les accords du 6 septembre 1995, l'Allocation de remplacement pour l'emploi (ARPE) est mise en place.[99] Elle vise les salariés âgés de plus de 58 ans, affiliés au régime d'assurance chômage depuis 12 ans et validant 40 années de cotisation au régime d'assurance vieillesse. L'Arpe représente 65 % du salaire brut des 12 derniers mois de salaire dans la limite de qiatre plafonds de la sécurité sociale. La revalorisation du salaire de référence suit celle des préretraites FNE et le minimum de l'allocation est le même. L'allocation ne peut excéder 85 % du salaire de référence. Le versement de l'allocation est interrompue en cas de reprise d'une activité.

L'entreprise s'engage à embaucher une personne pour maintenir constant le volume horaire qui était prévu dans le contrat du préretraité, ceci jusqu'à ses 60 ans. L'embauche est possible de tous les demandeurs d'emploi, mais avec une attention particulière pour les jeunes de moins de 26 ans. En cas de non respect de l'obligation

[98] En effet, l'Assedic considérait ces travailleurs comme des chômeurs et donc devant justifier de leur effort de recherche d'emploi.

[99] La loi n°96-126 du 21 février 1996 donne un fondement législatif au dispositif.

d'embauche, les entreprises doivent rembourser les fonds engagés pour couvrir l'allocation avec une majoration de 50%. Avec l'accord du 22 décembre 1998, l'Arpe est étendue aux salariés avec plus de 168 trimestres d'assurance (42 ans) qui ont commencé leur carrière avant 15 et 16 ans qui peuvent partir respectivement à 56 et 57 ans. Les salariés avec plus de 172 trimestres (43 ans) de cotisation peuvent partir dès 55 ans. Les allocataires de l'Arpe font partie des dispensés de recherche d'emploi. Le dispositif a pris fin à la fin de l'année 2002.

2.3.2.6 Les dispositifs récents (CAATA et CATS)

Deux dispositifs très ciblés ont été mis en place entre 1999 et 2000 pour les travailleurs de l'amiante et les travaux très pénibles.

Cessation anticipée d'activité des travailleurs de l'amiante (CAATA) L'allocation du CAATA a été créée en 1999 pour les salariés ayant été exposés à l'amiante pendant leur carrière.[100] Les droits à une allocation sont ouverts dès 50 ans aux salariés soit malades soit ayant travaillé sur des chantiers à risque. L'allocation est de 65 % du salaire de référence jusqu'au plafond de la Sécurité sociale et 50 % pour la part du salaire entre une et deux fois ce plafond.

Cessation d'activité de certains travailleurs salariés (CATS) L'allocation du CATS a été créée pour les salariés ayant connu des conditions de travail particulièrement pénibles (travail à la chaîne et travail de nuit, pendant 15 ans).[101] Pour en bénéficier, il faut avoir plus de 57 ans (selon les branches et les entreprises, la condition d'âge peut être abaissée à 55 ans). L'allocation est de 65 % du salaire de référence jusqu'au plafond de la Sécurité sociale et 50 % pour la part du salaire entre une et deux fois ce plafond.

[100] Article 41 de la loi n°98-1194 du 23 décembre 1998 (JO du 27) ; décret n°99-247 du 29 mars 1999 modifié en dernier lieu par le décret n°2003-608 du 2 juillet 2003 (JO du 4) ; décret n°2005-417 du 2 mai 2005 (JO du 5 mai).

[101] Livre III (art. R) du Code du travail Placement et emploi - Art. R. 322-7-2. et le décret du 9 février 2000.

2.3.3 Les retraites progressives

On pourrait hésiter à classer les dispositifs de préretraite progressive (ou de retraite progressive) dans les cessations d'activité anticipées puisque l'activité est maintenue et qu'il s'agit plutôt d'un mode de transition moins brutal vers la retraite. Néanmoins, comme les dispositifs sont très proches dans l'esprit et dans le droit des préretraites évoquées plus haut, leur présentation s'inclut bien dans cette partie.

2.3.3.1 Les Contrats de solidarité de préretraite progressive (CS-PRP)

L'ordonnance du 16 janvier 1982 met en place les contrats de préretraite progressive ou préretraite progressive (PRP). Il s'agit d'une mesure de réduction du temps de travail ouverte aux salariés âgés de 55 ans et plus. Le bénéficiaire reçoit une rémunération de mi-temps égale à 50 % de son salaire antérieur (calculé sur les 12 derniers mois) versé par l'employeur et une allocation complémentaire de 30 % versé par l'Assedic. Le revenu de remplacement se compose d'une allocation spéciale FNE financée par l'État (10 % du salaire de référence) et d'une allocation conventionnelle complémentaire prise en charge par le régime Unedic représentant 20 % de ce salaire de référence. Le minimum de cette allocation complémentaire correspond aux 3/7 du minimum de l'allocation garantie de ressources[102] moins 10 % du salaire de référence (allocation du FNE). L'employeur est tenu de procéder à des embauches pour maintenir ses effectifs. Le décret du 24 novembre 1982 ne touche pas au taux de remplacement des préretraites progressives.

En 1984, la réforme du régime d'assurance chômage bascule la charge des préretraites progressives à l'État. Les taux de remplacement sont réduit à 30 % du salaire brut antérieur sous plafond et à 25 % entre un et quatre plafonds, en plus du salaire à temps partiel (50 % du salaire précédent).

En 1992, le dispositif est élargi afin de permettre son utilisation des entreprises en difficulté qui souhaiteraient mettre en place des plans sociaux. La condition de maintien des effectifs disparaît alors. En 1993 le dispositif est fusionné avec les préretraites progressives du FNE. En 1997 est instauré une contribution financière des entreprises

[102] Voir en annexe le tableau B.1 page 353.

s'engageant dans des PRP avec réembauche et un objectif de 50 % de réembauche de public en difficulté est fixé.

2.3.3.2 Préretraite progressive du FNE

Les allocations spéciales du FNE mi-temps ont été instaurées en avril 1987.[103] En plus de son salaire mi-temps le bénéficiaire reçoit une allocation du FNE égale à 30 % du salaire de référence dans la limite de quatre plafonds. Le salaire de référence est revalorisé dans les mêmes conditions que pour les allocations spéciales du FNE.

En 1990, les deux dispositifs de préretraite progressive sont harmonisés quant à leur montants et quant au statut des bénéficiaires.[104] En plus de son salaire mi-temps le bénéficiaire reçoit une allocation du FNE égale à 30 % du salaire de référence dans la limite du plafond et 25 % du salaire entre un et quatre plafonds.

2.3.3.3 Les conventions de préretraite progressive

En 1993, les deux dispositifs sont fusionnés. Les taux restent les mêmes, mais la durée du travail accompli par le salarié peut varier entre 40 % et 50 % de la durée antérieure et peut varier au cours de la période pluriannuelle de la convention. La convention peut ainsi prévoir un taux d'activité de 80 % au début puis de 20 % en fin de période pour autant que la moyenne soit égale à 50 %.

En 1997, le taux de remplacement de l'allocation est réduit à 30 % du salaire de référence dans la limite du plafond et 25 % du salaire entre un et deux plafonds. À partir du 1er janvier 2005, le dispositif de préretraite progressive n'est plus ouvert, mais les conventions déjà signée continuent de courir jusqu'à leur terme.[105]

2.3.4 Les dispensés de recherche d'emploi

Après avoir détaillé les évolutions de la dispense de recherche d'emploi, nous allons préciser les montants des différentes allocations qui permettent la cessation d'activité dans ce cadre : l'allocation spécifique de solidarité (ASS), le régime d'assurance

[103] Ordonnance du 11 août 1986 et décrets n°87-269 et n°87-270 du 15 avril 1987.
[104] Décret n°90-368 du 27 avril 1990.
[105] Loi n°2003-775 du 21 août 2003 art. 18.

chômage (RAC) et un certain nombre d'allocations spécifiques aux chômeurs ayant longtemps cotisé (ASA, ACA et AER).

2.3.4.1 La Dispense de recherche d'emploi (DRE)

Depuis mars 1984, les personnes au chômage indemnisées par le régime de solidarité (fin de droit de l'assurance chômage, c'est-à-dire bénéficiaires de l'ASS) peuvent bénéficier dès 55 ans d'une dispense de recherche d'emploi.[106] Ce groupe de chômeur va donc être considéré comme inactif et remplacer peu à peu les préretraités dont les effectifs sont alors en diminution.

À partir de juillet 1985,[107] les allocataires du régime d'assurance chômage de plus de 57,5 ans peuvent faire la même démarche. Ils sont de fait rayés des listes de l'ANPE et ne sont plus comptés comme chômeurs.

En 1993, le ministère du travail a lancé une grande campagne d'incitation sous le ministère de Mme Aubry (avant avril 1993, appliquée en octobre/novembre 1993) visant les chômeurs de longue durée. 900 000 d'entre eux reçurent ainsi un courrier les incitant à choisir la dispense de recherche d'emploi. Ce qui s'est traduit dans les chiffres de novembre 1993 par une augmentation de 10 % du nombre de DRE pour ce mois (soit 24 000 DRE supplémentaires).

En juin 1999, le système des dispenses de recherche d'emploi est étendu aux personnes de plus de 55 ans qui ont cotisé pendant 160 trimestres.[108] Cela correspond aux bénéficiaires de l'allocation chômeur âgé (ACA).

2.3.4.2 L'Allocation de solidarité spécifique (ASS)

En mars 1984, est créée l'Allocation de solidarité spécifique pour les chômeurs de longue durée.[109] Le texte prévoit une majoration de son montant pour les chômeurs âgés : 50 % pour les plus de 50 ans si 10 ans d'ancienneté et 100 % d'augmentation pour les plus de 55 ans avec 20 ans d'ancienneté. Cette majoration disparaît au

[106] Décret n°84-217 du 29 mars 1984 et son rectificatif.

[107] voir le décret n°85-797 du 29 juillet 1985 voir l'article R. 351-26 du Code du Travail. Loi n°87-588 du 30 juillet 1987, art. 64 et décret n°87-771 du 22 septembre 1987.

[108] décret n°99-473 du 7 juin 1999 : modification de l'article R. 351-26 du Code du Travail.

[109] Décret n°84-218 du 29 mars 1984 et son rectificatif.

1er janvier 2004 sauf pour ceux qui en bénéficiaient à la fin 2003.[110]

2.3.4.3 Le régime d'assurance chômage

Le régime d'assurance chômage à partir de 1984 est en soi une histoire complexe : de l'Allocation de base (AB) à l'Allocation unique dégressive (AUD) puis au plan de retour à l'emploi (PARE). Sans rentrer dans les détails,[111] il suffit de rappeler que l'allocation de base depuis 1979 se calcule comme 42 % du salaire de référence plus une partie fixe ou 57 % du salaire de référence. Un minimum est défini et le maximum correspond à 90 % du salaire de référence. En 1984, ce taux de remplacement est réduit à 40 % et le plafond à 75 % du salaire de référence. En 1986, le taux de remplacement passe à 40,4 % ou 57,4 %.[112]

2.3.4.4 Les allocations spécifiques

L'Allocation complémentaire (ACO) L'allocation complémentaire (ACO) a été mise en place au 1er avril 1983[113] pour offrir un revenu de remplacement aux chômeurs de plus de 60 ans (mais de moins de 65 ans) qui ne bénéficient plus de l'assurance chômage car pouvant justifier du taux plein dans leur régime de retraite, mais qui ne peuvent percevoir qu'une pension de vieillesse à taux plein calculée sur une durée de cotisation inférieure à 150 trimestres (personnes ayant adhéré à des régimes de non-salariés parmi les 150 trimestres validés au titre de l'assurance vieillesse). L'allocation correspond au rapport du nombre de trimestres validés dans les régimes de base sur 150, fois l'allocation perçue le jour des 60 ans ou lorsque le bénéficiaire justifie des 150 trimestres.

L'Allocation chômeur âgé (ACA) L'Allocation chômeur âgé (ACA) s'adresse aux chômeurs bénéficiant de l'Allocation unique dégressive (AUD) qui justifient de 40 ans de cotisation au titre de l'assurance vieillesse. Le dispositif a été mis en place en 1997[114] et a pris fin en janvier 2001 avec la mise en place du PARE

[110] Voir en annexe le tableau B.9 page 358.
[111] Voir par exemple le chapitre 1 de la thèse d'Ana Prieto (2000).
[112] On retrace en annexe l'allocation minimale et la partie fixe aux tableaux B.11 à B.13.
[113] Décret n°84-344 du 7 mai 1984.
[114] Règlement annexé à la convention du 1er janvier 1997, article 74.

(suppression de l'AUD et de la dégressivité). L'allocation correspond à l'AUD au taux plein (sans dégressivité), c'est-à-dire au maximum de 57,4 % du salaire brut.

Allocation spécifique d'attente (ASA) En 1998 est créé l'Allocation Spécifique d'Attente (ASA).[115] Cette allocation, depuis le 1er juin 1998, vise les chômeurs indemnisés par le régime de solidarité (titulaires de l'ASS) ou bénéficiaires du RMI, qui peuvent justifier de 40 ans de cotisation. L'allocation complète les ressources brutes à un minimum de 5000 FF (voir tableau B.7). Cette allocation disparaît en 2002 avec la mise en place de l'AER.

Allocation équivalent retraite (AER) En avril 2002[116] prend effet cette allocation qui vise à assurer aux bénéficiaires l'équivalent de l'allocation spécifique de solidarité et l'allocation spécifique d'attente. Elle prend aussi la relève de l'Allocation chômeur âgé. Elle garantit jusqu'à 60 ans, un minimum de ressources. Elle vise les personnes qui totalisent, avant 60 ans, 40 ans de cotisation et qui font partie soit des bénéficiaires de l'ASS (Allocation de Solidarité Spécifique), soit de l'ASA, soit du RMI (dans ce cas remplacement de ces allocation), soit elles ne perçoivent rien (le dernier emploi doit avoir été perdu involontairement), soit les personnes sont bénéficiaires de l'ARE ou de l'ACA ou de l'AUD (et dans ce cas, l'AER vient en complément).[117] Les allocataires de l'AER peuvent être dispensés de recherche d'emploi, sur leur demande.

2.3.5 L'indemnisation des chômeurs âgés

L'indemnisation des vieux chômeurs n'est généralement pas considérée comme faisant partie du système de cessation anticipée d'activité. Néanmoins, il est possible que les majorations des allocations de fin de droits pour les vieux travailleurs soient à même de jouer sur les taux d'activité des vieux travailleurs. La frontière entre l'indemnisation du chômage et l'incitation au retrait d'activité étant pour le moins floue,

[115] Décret n°98-455 du 12 juin 1998.

[116] Loi de finance pour 2002 n°2002-1275 du 28 décembre 2001 remplace l'article L. 351-10-1 du code de la Sécurité sociale et est complété par les décrets n°2002-461 et n°2002-462 du 5 avril 2002 ; Convention État-Unedic du 3 mai 2002.

[117] Le tableau B.8 à la page 358 retrace ces différents montants.

nous retraçons ici les différentes spécificités de l'indemnisation du chômage des travailleurs âgés afin de mieux cerner leur articulation avec les préretraites précédemment évoquées.

2.3.5.1 L'indemnisation spécifique des chômeurs âgés

Dès 1960 se pose le cas des chômeurs en fin de droit. Les syndicats de salariés sont favorables à une indemnisation sans durée limite, mais face à l'opposition du patronat il est décidé d'améliorer uniquement la durée d'indemnisation des chômeurs âgés.

L'avenant E du 27 avril 1961 augmente la durée d'indemnisation de plus de 60 ans de 300 à 600 jours, les plus de 50 ans à 510 jours et les plus de 40 ans à 360 jours. L'avenant I du 20 novembre 1961 augmente ces durées à 600 jours (plus de 50 ans) et 720 jours (plus de 60 ans). L'avenant du 28 novembre 1963 maintient jusqu'à 65 ans les droits des allocataires indemnisés 8 mois après 61 ans. À cette date, l'Unedic ne souhaite pas du tout favoriser le développement des préretraites : « les dirigeants du régime n'entendent pas favoriser de cette manière la mise à la retraite anticipée de salariés sexagénaires ».[118] L'Unedic demande donc de contrôler activement que les allocataires de plus de 60 ans sont bien à la recherche d'un emploi. Certains employeurs (dans des secteurs spécifiques) ont cherché à utiliser les allocations spéciales (conçues comme des allocations exceptionnelles pour les chômeurs en fin de droit) comme un moyen de mise à la retraite anticipée. Ainsi l'Unedic (1983) cite une lettre de 1966 de l'Union des chambres de pétrole sur l'utilisation « du régime d'allocations spéciales du personnel prenant sa retraite avant 65 ans. »[119] Dans ce même ouvrage, il est fait référence à une lettre adressée au Ministère du Travail concernant des conventions FNE où, sur un cas précis, l'Unedic proteste contre l'utilisation abusive des allocations chômage : « les allocations spéciales de chômage n'ont pas été instituées pour compléter les ressources de personnes qui se considèrent comme retirées de la vie active. »[120]

[118] Circulaire n°63-47 du 9 novembre 1963.

[119] Unedic *Historique du régime d'assurance chômage 1959-1982* (1983), page 154.

[120] Procès verbal de la réunion du bureau de l'Assedic du 25 mars 1965, cité p. 211 de Unedic (1983).

Dans le cadre de l'amélioration des allocations des chômeurs âgés, le conseil d'administration de l'Unedic a reçu mandat pour procéder à des revalorisations du salaire de référence des allocataires de plus de 61 ans, dont les rémunérations étaient antérieures à un an.[121] Le 4 mars 1974, les revalorisations ont été étendues à l'ensemble des allocataires.[122]

Les différents dispositifs de préretraite rendent pour un temps caduques les mesures spécifiques pour les chômeurs âgés, mais le chômage touchant des salariés âgés de plus en plus jeunes, les mesures spécifiques ne vont pas s'arrêter pour autant. L'accord du 4 mars 1974 fixe à 609 jours la durée d'indemnisation réglementaire pour les 50-55 ans (contre 365 jours pour les moins de 50 ans) et à 730 jours pour les salariés de 55 à 58 ans (Unedic 1983).

La convention de 1979 revient sur les durées d'indemnisation en proposant l'allocation de base pendant 791 jours aux chômeurs entre 50 et 55 ans et 912 jours aux plus de 55 ans (contre un an aux moins de 50 ans). L'allocation de fin de droit est versée pendant 365 jours aux 50-55 ans et 456 jours aux plus de 55 ans (contre 274 jours aux moins de 50 ans).

Le décret du 24 novembre 1982 modifie considérablement les durées d'indemnisation selon l'âge.[123] Les durées d'indemnisation sont réduites pour tous les allocataires qui n'ont pas une durée d'activité salariée d'au moins 2 ans sur les trois dernières années. Pour ces derniers, âgés de 50 à 55 ans, la durée d'indemnisation de l'allocation de base passe à 30 mois prolongeable un an et l'allocation de fin de droit à 15 mois. De même pour les plus de 55 ans justifiant ces mêmes conditions, la durée d'indemnisation est maintenue identique (30 mois et 15 mois respectivement).

La réforme du régime d'assurance chômage en 1984 réduit les durées d'indemnisation pour tous les allocataires, y-compris les allocataires âgés. Ainsi les 50-55 ans passent à 18 mois pour l'allocation de base et les plus de 55 ans à deux ans.[124]

La convention de 1989 est plus favorable avec une durée d'indemnisation de 21 mois pour les 50-55 ans (sous condition toujours de deux ans d'activité salariée) et

[121] Avenant 5 du 26 octobre 1964.

[122] Voir les tableaux B.3 et B.10 pour les données sur ces revalorisations successives.

[123] On pourra se reporter à l'ouvrage de Drouin et Greffe (1985) et en particulier au tableau des pages 136 et 137 pour le détail des mesures.

[124] Voir note 123.

de 27 mois pour les plus de 55 ans.

La convention de 1992 introduisant l'allocation dégressive prend en compte l'âge des allocataires. Les plus de 50 ans bénéficient toujours d'une durée d'indemnisation plus longue et d'une dégressivité plus faible que les allocataires plus jeunes.

Depuis le 1er janvier 1997, les chômeurs de 59 ans et demi en cours d'indemnisation depuis un an peuvent bénéficier de leur allocation chômage jusqu'à l'obtention du taux plein à la retraite.[125] Ils doivent justifier de 12 ans d'appartenance au régime de sécurité sociale.

Depuis le 1er janvier 2003, la durée d'indemnisation des chômeurs de 50 à 57 ans est de 36 mois sous condition de 27 mois d'activité salariée dans les 36 derniers mois et de 42 mois pour les 57 ans et plus sous condition de 100 trimestres de cotisation à l'assurance vieillesse.

2.3.5.2 La contribution Delalande (1987-2005)

En juillet 1987 est mise en place la contribution Delalande[126] qui oblige les entreprises à verser trois mois de salaire brut pour tout licenciement économique d'un salarié âgé de plus de 55 ans. En 1989, la contribution est étendue à tout type de licenciement,[127] mais des exceptions sont instaurées (licenciement pour faute grave, pour fin de chantier, démission légitime, force majeure, cessation d'activité de l'employeur, ancienneté du salarié inférieure à deux ans).

Deux modifications sont apportées à cette contribution en juillet 1992 : le coût est augmenté pour les entreprises et elle s'applique à tout licenciement de salariés de plus de 50 ans.[128] Plus précisément, le coût est de un mois de salaire brut pour les salariés de 50 à 52 ans, deux mois pour les salariés de 52 à 54, quatre mois de 54 à 55, cinq mois de 55 à 56 et six mois pour le salarié de plus de 56 ans.[129] En 1998, la contribution est augmentée fortement, pouvant monter jusqu'à 12 mois de salaire brut pour les salariés âgés de 56 et 57 ans.[130] En parallèle de ces augmentations, il a

[125] Règlement annexé à la Convention du 1er janvier 1997 - article 37.

[126] Il s'agit de l'amendement du député RPR JP Delalande au projet de loi relatif à la prévention et au chômage de longue durée, qui allait devenir la loi n°87-518 du 10 juillet 1987.

[127] Loi n°89-549 du 2 août 1989.

[128] Décret n°92-727 du 27 juillet 1992.

[129] La contribution est de moitié pour les entreprises de moins de 20 salariés.

[130] Décret du 28 décembre 1998.

été mis en place des exonérations complexes résumées par Behagel (2004).

2.3.6 Les préretraites dans le secteur public

Dans le secteur public, les préretraites ont été peu répandues, du fait du départ possible pour de nombreuses catégories de fonctionnaires (régimes spéciaux et catégories B, dites « actives ») à 55 ans voire 50 ans. Néanmoins deux modes spécifiques de préretraite ont été mis en place, le premier pendant la période de 1982-1984 et le second au milieu des années quatre-vingt-dix.

2.3.6.1 Les cessations anticipées d'activité (1982-1984)

Parallèlement au dispositif des contrats de solidarité mis en place dans le secteur privé, des préretraites sont aussi introduites pour les fonctionnaires. Ces cessations anticipées d'activité ont surtout eu lieu entre 1982 et 1984, le dispositif principal étant constitué par la Cessation progressive d'activité (CPA) détaillé plus haut.[131] L'objectif était alors de lutter contre le chômage en dégageant des emplois publics, ainsi que l'annonce clairement le préambule de l'ordonnance de 1982 qui met en place ces dispositifs :

> « [L'ordonnance] crée, par contre, plusieurs dispositifs de cessation d'activité permettant d'atteindre les mêmes objectifs que les contrats de solidarité : permettre aux plus anciens de cesser leur activité en leur assurant un revenu de remplacement et offrir les postes libérés au marché de l'emploi. » (Loi d'orientation n°82-3 du 6 janvier 1982)

Le dispositif prévoit un revenu de remplacement de 75 % du traitement pour les fonctionnaires validant 37,5 ans de service pendant trois ans avant l'âge auquel ils pouvaient normalement prétendre à leur droit à pension. De même, les agents non titulaires de l'État peuvent obtenir un revenu de remplacement de 70 % pendant les trois années précédant l'âge où ils auraient obtenu le taux plein. Ce dispositif a pris fin de façon générale au 1er juin 1984, mais il a été pérennisé pour les établissements en restructuration du ministère de la défense.[132]

[131] Voir page 92.

[132] Loi n°84-7 du 3 janvier 1984.

2.3.6.2 La préretraite progressive

La préretraite progressive est apparue dans le secteur public avec l'instauration de la Cessation progressive d'activité (CPA).[133] Le dispositif permet aux agents de travailler à mi-temps à partir de 55 ans en leur offrant une indemnité exceptionnelle de 30 % de leur traitement leur permettant d'obtenir un revenu de 80 % de leur traitement de temps plein. Chaque année en CPA permet d'obtenir une annuité de 1 % pour leur droit à pension (au lieu des 2 % pour les temps plein). Dès que les agents réunissent les conditions requises pour obtenir une pension à jouissance immédiate (60 ans et 15 ans de services effectifs), ils sont mis à la retraite d'office - même si le taux plein n'est pas atteint. Les conditions pour entrer en CPA sont une durée d'assurance de 25 ans dans la fonction publique et 33 ans tous régimes.

La réforme des retraites a modifié l'accès à la CPA.[134] L'âge minimum pour entrer dans le dispositif est progressivement augmenté : 56 ans en 2005, 56 et 3 mois en 2006, 56 et demi en 2007 et 57 en 2008. Depuis le 1er janvier 2004, il est possible de choisir deux modes de temps partiel : soit un mode dégressif avec 80 % les deux premières années avec perception des 6/7 du traitement puis 60 % les années suivantes, avec 70 % du traitement, soit une quotité fixe avec 50 % du temps avec perception de 60 % du traitement. Pour le calcul de la pension, la durée de service (proratisation) prend en compte la quotité travaillée, mais la durée d'assurance compte une année pleine de temps partiel.

2.3.6.3 Le Congé de fin d'activité (CFA)

Un nouveau dispositif de préretraite dans le secteur public a été ouvert en 1996 par la création du Congé de fin d'activité (CFA).[135] Il correspond à l'équivalent dans la fonction publique de l'Arpe mis en place pour le secteur privé l'année précédente. Il est ouvert aux titulaires d'au moins 58 ans, qui ont validé 40 ans de cotisations (tous régimes) et 15 ans de service public (ou 37,5 ans de cotisation et 25 ans de service

[133]Loi d'orientation n°82-3 du 6 janvier 1982 et ordonnance n°82-297 du 31 mars 1982. Loi n°84-7 du 3 janvier 1984. Pérennisation avec la loi n°93-121 du 27 janvier 1993.

[134]Loi n°2003-775 du 21 août 2003.

[135]Protocole de départ anticipé pour l'emploi des jeunes dans la fonction publique du 16 juillet 1996 et loi n°96-1093 du 16 décembre 1996.

public ; ou sans condition d'âge si 40 ans de service public). L'allocation correspond à 75 % du traitement brut des six derniers mois pour le titulaire et 70% du traitement brut des 12 derniers mois pour le non-titulaire. En 1998, le dispositif est élargit aux fonctionnaires de plus de 56 ans.[136]

2.4 Le système de retraite des non-salariés

Le système de retraite des non-salariés a été conçu à part du régime général devant la volonté des indépendants de pouvoir moins cotiser et accumuler du capital par l'investissement dans leur outil de travail ou fonds de commerce. Avec l'affiliation des commerçants et artisans au régime général en 1972, puis des agriculteurs en 1990, il ne reste finalement que les professions libérales qui ont maintenu un régime de retraite de base séparé de celui des salariés.

2.4.1 Les lois fondatrices de 1948 et 1952

La loi du 17 janvier 1948 fonde le régime d'assurance vieillesse des non-salariés non agricoles et sera suivie par la loi du 10 juillet 1952 qui organise, elle, un régime d'assurance vieillesse de base obligatoire pour les exploitants agricoles.

La loi de 1948 a créé trois organisations autonomes pour les non salariés : la Caisse autonome nationale d'assurance vieillesse artisanale (Cancava) pour les artisans, l'Organisation nationale de l'industrie et du commerce (Organic) pour les industriels et commerçants, la Caisse nationale d'assurance vieillesse des professions libérales (CNAVPL). On pourrait aussi distinguer la Caisse nationale des barreaux français (CNBF), la caisse des avocats, qui va rapidement s'émanciper des autres professions libérales. Elle instaure un régime à double prestation, avec une allocation forfaitaire et une pension qui est fonction de la contribution financière.

Le fonctionnement des caisses des artisans est déterminé progressivement.[137] Les cotisations minimales reposent d'abord sur 120 heures de travail. La retraite de base correspond au minimum de l'AVTS, majoré par 1/15 (6,6 %) par année de cotisation

[136] Loi n°98-1266 du 30 décembre 1998.
[137] Décrets du 19 juillet 1948, du 21 avril 1949 et du 23 octobre 1950.

pendant 15 ans, puis 1/30 pour chaque année supplémentaire. La retraite peut être liquidée à 65 ans ou 60 ans pour inaptitude. En 1956, le régime est refondé avec l'introduction d'un système à points.[138] Les cotisations donnent droit à des points (par classe de cotisation). Une allocation de reconstitution de carrière correspond à un minimum pour les activités avant 1949 et une allocation proportionnelle est déterminée en fonction du nombre de points.

Les caisses des professions industrielles et commerciales sont constituées en même temps mais directement avec un régime à points.[139] Le droit est ouvert à 65 ans et chaque année après l'âge d'ouverture des droits donne droit à une majoration de 5 % de la pension dans un maximum de 25 % (maximum à 70 ans). Les conditions sur l'ouverture des droits dépendent aussi d'un minimum de 15 ans de cotisation.

Les professions libérales, quant à elles, recouvrent en fait des situations très hétérogènes et la solidarité mise en place va se limiter à l'allocation de base.[140] Le régime de base dépend d'une cotisation forfaitaire, différenciée par profession, qui donne droit à partir de 65 ans à une pension du montant de l'AVTS minimum (villes de moins de 5000 habitants). Des régimes complémentaires sont progressivement créés entre 1949 et 1956 pour chaque profession et ils ont tous des caractéristiques propres en terme de cotisation et de prestation.

La loi de 1952 garantit aux exploitants agricoles une allocation forfaitaire égale à la moitié du taux le plus faible de l'AVTS, et ce à l'âge de 65 ans. Les cotisations proviennent à la fois d'une cotisation personnelle de l'assuré et d'une cotisation prélevée par la profession sur le revenu cadastral. Une caisse nationale d'allocation de vieillesse agricole est envisagée sous les auspices de la Mutualité sociale agricole (MSA). Mais devant les critiques, la formule est reprise par la loi du 5 janvier 1955 qui définit deux prestations, une allocation (la moitié de l'AVTS) et une retraite égale à 1/30 de la retraite de base par année de cotisation si les cotisations ont atteint un niveau minimum et 1/15 si les cotisations ont dépassé un certain seuil.

[138] Décret du 25 novembre 1955.

[139] Décret du 19 novembre 1948 et du 17 septembre 1949, décret du 21 avril 1949 (cotisations et prestations)

[140] Décrets du 19 juillet 1948 et du 30 mars 1949.

2.4.2 L'alignement sur le régime général (1973 et 1990)

Le contexte des réformes de 1972 et 1973 vient de la crise financière des régimes de non-salariés. Les effectifs de non salariés étant en diminution, le nombre de cotisants diminue chaque année ne permettant pas d'assurer les pensions. Pendant le débat la question de la fusion totale avec les régimes de salariés est évoquée, mais c'est plutôt le choix de l'alignement progressif et de la séparation d'un régime de base et d'un régime complémentaire qui est fait.

La loi du 3 juillet 1972 pose le principe de l'alignement des régimes des artisans, industriels et commerçants (Cancava et Organic) qui est confirmée par la loi d'orientation du commerce et de l'industrie du 27 décembre 1973, dite loi Royer. Dès lors le calcul des pensions est exactement le même que celui du régime général pour le régime de base, même si la gestion reste confiée aux caisses des non-salariés.

Les droits acquis avant 1973 continuent d'être liquidés sous la forme du régime à point, tandis que les droits nouveaux (après 1973) permettent de liquider une pension selon la formule du régime général. À la place du salaire de référence, on utilise le revenu professionnel moyen comme référence.

Pour les exploitants agricoles, il faut attendre 1990 pour voir leur régime de base s'aligner sur le régime général. L'âge d'ouverture des droits est progressivement abaissé à partir de 1986 au rythme d'un an de moins chaque année pour atteindre 60 ans au 1er janvier 1990, sous la condition d'avoir exercé une activité agricole pendant 37,5 ans.[141]

2.4.3 Les régimes complémentaires

Les artisans bénéficient d'un régime complémentaire obligatoire géré par la Cancava depuis 1979.[142] Le régime fonctionne en points avec un prix d'achat du point appelé « revenu de référence » et une valeur du point réactualisée chaque année.

Les commerçants n'ont pas eu de régime complémentaire obligatoire jusqu'à très récemment. Au 1er janvier 2004 est mis en place un nouveau régime obligatoire en

[141] Loi n°86-19 du 6 janvier 1986.
[142] Décret n°78-351 du 14 mars 1978.

points. Ce régime remplace le régime complémentaire des conjoints qui existait jusqu'alors pour les conjoints de commerçants depuis 1979.[143]

Des régimes complémentaires sont aussi obligatoires pour certaines professions libérales et pour les avocats.

2.4.4 L'épargne retraite

La loi du 11 février 1994 sur l'entreprise individuelle, dite loi Madelin, a permis aux artisans et commerçants ainsi qu'aux professions libérales de se constituer un complément de retraite en franchise d'impôt sur le revenu.

2.5 Le minimum vieillesse

Choisir de présenter le minimum vieillesse en dernier dans cette présentation est quelque peu paradoxal dès lors qu'historiquement le souhait de réduire la pauvreté des personnes âgées est antérieur à la mise en place des système de retraite. C'est en effet la charité ou les secours aux indigents qui ont d'abord pris en charge les pauvres hors d'état de travailler en raison de leur âge. Le minimum vieillesse est d'ailleurs le point central des systèmes de retraite des pays en voie de développement, et il a été pour la France essentiel jusqu'à la maturation des régimes dans les années soixante. Aujourd'hui, avec l'importance des régimes contributifs, le nombre d'affilié au minimum vieillesse n'a cessé de décroître.

2.5.1 Historique

Les origines du minium vieillesse sont à trouver dans la loi du 30 avril 1930 qui introduit une pension minimum.

2.5.1.1 L'Allocation aux vieux travailleurs salariés (AVTS)

C'est le régime de Vichy avec la loi du 14 mars 1941 qui crée l'Allocation aux vieux travailleurs salariés (AVTS) et le dispositif sera maintenu en 1945.[144] C'est en

[143] Décret n°78-321 du 14 mars 1978.
[144] Ordonnance n°45-170 du 2 février 1945.

fait l'aboutissement de plusieurs projets commencés dès 1938 et on cite alors à son propos la phrase du Maréchal Pétain : « Je tiens mes promesses, mêmes celles des autres. »[145]

L'exposé des motifs de la loi est particulièrement intéressant sur les motivations du régime de Vichy. D'abord il est souligné que l'institution d'une véritable retraite est une illusion et les motifs sociaux et économiques de l'institution de l'AVTS sont ensuite précisés : atténuer le chômage et encourager le retour à la terre des ouvriers âgés.

> « On a fait espérer aux français qu'ils pourraient tous prétendre, du seul fait de leur âge, à une véritable retraite. C'est une illusion que ne peut entretenir un pays ruiné par la guerre et de natalité fléchissante. (...)
> L'obligation temporaire faite aux bénéficiaires de la loi de renoncer à tout emploi salarié dans l'industrie et le commerce, doit atténuer le chômage dans certains secteurs de l'économie nationale, en dégageant le marché de la main-d'œuvre des travailleurs trop âgés ou inaptes. (...)
> Par la bonification du taux de l'allocation (...), les ouvriers des villes sont, par ailleurs, incités à se fixer à la campagne. »

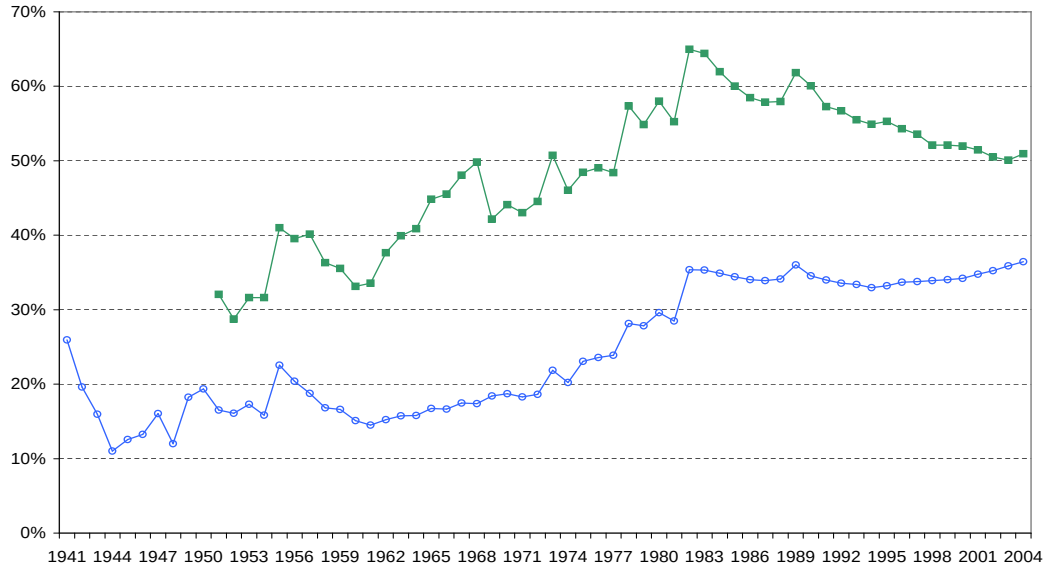
L'âge minimum est fixé à 65 ans et la pension minimum varie selon la région, la taille de la ville et attribue une majoration pour les conjoints et les parents de cinq enfants ou plus.[146] À partir de 1962, le montant est unifié pour toute la France. Le montant est accordé sous condition de ressources et sous condition de cinq ans de travail salarié avant 50 ans, puis sept ans en 1948 et 15 ans en 1956. À partir de 1948, une allocation vieillesse est instituée pour les non-salariés non agricoles avec un minimum correspondant à la moitié de l'AVTS.[147]

Ces deux dispositifs sont intégrés aux régimes de base et nécessitent une période d'activité rémunérée d'au moins 25 ans. Comme un certain nombre de personnes ne pouvaient bénéficier de ces avantages non contributifs, il a été créé en 1952 une allocation spéciale pour ceux qui ne relèvent d'aucun organisme de retraite et la demi-allocation vieillesse des non-salariés est étendue aux non salariés agricoles.[148]

[145] *Sécurité sociale. Son Histoire à travers les textes - 1870-1945*, p. 692.
[146] Voir les barèmes au tableau A.20 page 352.
[147] Loi n°48-101 du 17 janvier 1948.
[148] Loi n°52-799 du 10 juillet 1952 qui crée le Fonds spécial.

Le montant de cette allocation est portée au niveau de l'AVTS.

Fig. 2.3 – Évolution du minimum vieillesse par rapport au salaire moyen et au salaire minimum (1941-2004)



Légende : ○ Minimum vieillesse rapporté au salaire moyen ■ Minimum vieillesse rapporté au salaire minimum

Note : On calcule le minimum vieillesse de façon annuelle en additionnant au 1er janvier de chaque année le montant de l'AVTS et de l'allocation supplémentaire (depuis 1956), sans prendre en compte les majorations exceptionnelles.

Sources : Cnav et calculs de l'auteur pour le minimum vieillesse (voir en annexe les tableau A.19 et A.20 à la page 351). Le salaire moyen est issu de Piketty (2001) et la série est reproduite au tableau E.3 page 377.

2.5.1.2 Le Fonds national de solidarité (1956)

Dès le début des années cinquante, il apparaît que la pauvreté des personnes âgés est un problème de premier ordre. L'AVTS reste d'un montant faible et est conditionnée par des durées de travail. De nombreux bénéficiaires ne perçoivent que la demi-allocation. En 1956 le gouvernement de Guy Mollet décide à la fois une majoration de 10 % de l'AVTS et crée le Fonds national de solidarité (FNS).[149] Le financement est assuré par la voie fiscale (hausse d'un décime de la taxe proportionnelle de l'impôt sur le revenu, taxe sur les alcools et institution de la vignette automobile) et la gestion est donnée à la Caisse des dépôts et consignations. Une des

[149]Lois n°56-331 du 27 mars 1956 et n°56-639 du 30 juin 1956.

particularités de cette loi est donc le financement fiscal affecté, qui s'oppose au principe de non-affectation des ressources. Le fonds permet d'accorder à toute personne de nationalité française une allocation supplémentaire sous condition de ressources. L'allocation vient en complément des autres ressources. Il faut être âgé de 65 ans et bénéficier d'un avantage vieillesse quelconque. L'allocation peut aussi être attribuée dès 60 ans en cas d'inaptitude. Les organisations syndicales de l'époque critiquent le texte car il met sur un pied d'égalité les salariés et les non-salariés.

2.5.1.3 Les réformes récentes

La réforme Balladur de juillet 1993 crée aussi le Fonds de solidarité vieillesse (FSV) qui remplace le FNS et prend à sa charge une partie des allocations. Ces différentes réformes ont donné lieu à un système complexe, à plusieurs étages, qui sont censés se compléter. C'est le Fonds de solidarité vieillesse qui finance ces avantages non contributifs et celui-ci est alimenté par des ressources fiscales dédiées : 1,3 point de CSG et les taxes sur les alcools jusqu'en 1999, puis 1,15 point de CSG, le financement des majorations pour enfants par la CNAF et une partie du prélèvement social sur les capitaux (tandis que les droits sur les alcools sont transférés au FOREC). La loi du 2 juillet 2003 a habilité le gouvernement à simplifier le minimum vieillesse.[150] L'idée est de remplacer toutes les allocations existantes par une allocation de solidarité aux personnes âgées, d'un montant variable selon la composition du foyer.

2.5.2 Architecture

Le minimum vieillesse est donc divisé en deux étages, chaque étage pouvant être complété par une allocation différente. Ainsi, il existe sept allocations différentes qui peuvent être majorées pour atteindre le niveau de l'AVTS :

L'allocation aux vieux travailleurs salariés (AVTS) : Elle est accordée aux personnes âgées de 65 ans au moins (ou 60 ans en cas d'inaptitude au travail) qui ont insuffisamment cotisé pour bénéficier d'une pension du régime de base dont ils relèvent, de nationalité française ou résidant en France de manière régulière

[150] Ce qui a été fait par l'ordonnance n°2004-605 du 24 juin 2004 qui reste à appliquer.

et qui ont occupé un emploi salarié pendant au moins cinq ans après l'âge de 50 ans, ou pendant au moins 25 années au total.

L'allocation aux vieux travailleurs non salariés (AVTNS) : Elle correspond à l'extension de l'AVTS aux personnes relevant des régimes de non salariés des professions artisanales, industrielles et commerciales.

L'allocation vieillesse des exploitants agricoles : Elle est égale au montant de l'AVTS, qui est attribuée aux exploitants de la métropole ayant exercé leur profession pendant au moins quinze ans, mais qui ont insuffisamment cotisé pour bénéficier d'une pension minimale. Du fait de l'assouplissement des conditions d'attribution du droit à la retraite pour ces bénéficiaires, cette allocation n'est plus liquidée et seul le service des allocations en cours de versement avant ces aménagements continue d'être assuré.

Le secours viager : Il est égal au montant de l'AVTS et est attribué, sous condition de ressources, au conjoint survivant de plus de 55 ans d'un bénéficiaire de l'AVTS ou d'une personne susceptible d'en avoir bénéficié au jour de son décès.

L'allocation aux mères de famille de cinq enfants (AMF) : Elle est de même montant que l'AVTS et est versée aux femmes séparées, divorcées ou veuves d'un salarié, artisan, industriel ou commerçant, sous réserve qu'elles remplissent les conditions de ressources de l'AVTS, d'avoir 65 ans, qu'elles ne disposent d'aucun avantage vieillesse à titre personnel et qu'elles aient élevé au moins cinq enfants.

L'allocation spéciale de vieillesse : Elle est égale au montant de l'AVTS et vise les personnes de plus de 65 ans qui n'ont droit à aucune prestation vieillesse. Elle peut ainsi être attribuée aux personnes ne relevant d'aucun régime de vieillesse de base (toutes les dépenses qui se rattachent au service de cette allocation sont également prises en charge par le FSV).

Aide sociale aux personnes âgées : Il s'agit d'offrir le montant de l'AVTS aux personnes de plus de 65 ans qui ne peuvent bénéficier d'aucune autre pension ou retraite non contributive.

Ensuite, comme deuxième étage, se rajoute l'Allocation supplémentaire qui complète les ressources des personnes jusqu'à concurrence du minimum vieillesse (qui est en fait la somme de l'AVTS et de l'allocation supplémentaire maximale). Aux tableaux A.19 et A.20, on reprend l'ensemble des barèmes de l'AVTS et de l'allocation supplémentaire, qui composent ainsi le minimum vieillesse.

Deuxième partie

Retraites et offre de travail des salariés âgés

Cette partie est consacrée à l'offre de travail des salariés âgés face aux différentes incitations au départ en retraite.

Le chapitre 3 vise à estimer l'effet des hausses de la durée requise de cotisation des réformes 1993 et 2003 des retraites sur l'allongement de la durée des carrières en France. L'utilisation des données administratives et exhaustives de la CNAV (1994-2003) nous permet de rendre compte empiriquement de l'élasticité de l'âge de liquidation de la retraite à la durée requise de cotisation, lors de la réforme de 1993. Nous utilisons l'application variable de la réforme selon la génération et la durée d'assurance pour identifier précisément celle-ci par une méthode en double différence. Nos résultats laissent à penser qu'un trimestre supplémentaire dans la durée de cotisation nécessaire pour obtenir le taux plein s'est traduit par une augmentation de moins de 1,5 mois de l'âge à la liquidation, correspondant à une élasticité estimée de 0,54. Ce chiffre est une estimation basse avec l'hypothèse que tous les préretraités ont repoussé leur départ en retraite. D'après nos estimations, l'impact de long terme des réformes de 1993 et de 2003 sur l'offre de travail devrait conduire à une augmentation du PIB entre 2 et 3 % à l'horizon 2020.

Le chapitre 4 considère les modalités de définition d'un barême optimal des pensions de retraite. Nous utilisons la mesure de l'élasticité obtenue au chapitre précédent pour déterminer dans quelle mesure les barèmes du système de retraite français sont optimaux. Le résultat majeur de ce travail est de souligner que nos estimations sont d'essence locales et qu'il est nécessaire de faire des hypothèses sur la distribution des préférences pour le loisir si l'on souhaite estimer des modifications du barème des pensions de retraite. Une discussion sur le barème optimal nous conduit à penser que celui-ci n'est pas forcément actuariellement neutre et doit dépendre de la distribution des élasticités à tout âge.

Chapitre 3

Quel est l'impact de l'augmentation de la durée de cotisation sur l'offre de travail ? Expérience de la réforme des retraites de 1993

Ce chapitre[1] vise à estimer l'effet des hausses de la durée requise de cotisation des réformes 1993 et 2003 des retraites sur l'allongement de la durée des carrières en France. La perspective du changement démographique (arrivée à l'âge de la retraite des générations nombreuses du baby-boom et allongement permanent de l'espérance de vie) a suscité de nombreux rapports officiels depuis la fin des années quatre-vingt[2] qui ont indiqué les voies de réformes possibles : baisse du niveau des pensions,

[1]Je remercie la Caisse nationale d'assurance vieillesse (Cnav) pour m'avoir permis l'accès à la base de donnée ACTIV5 et la Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (DREES) pour l'accès à l'Échantillon interrégime de retraité (EIR). Je remercie en outre particulièrement Thomas Piketty, Didier Blanchet, Jean-Olivier Hairault, Muriel Roger, Nicole Roth et deux rapporteurs anonymes pour leurs remarques, suggestions et conseils qui ont été fortement utiles à ce travail. Des remerciements spécifiques doivent aussi aller à Benoît Rapoport, Gabrielle Fack et Julien Grenet. Tous les résultats et toutes les erreurs sont évidemment sous notre propre responsabilité.

[2]Rapport Tabah et Ruellan (1986), Livre blanc sur les retraites (1991), rapport Charpin (1999) et rapport du Conseil d'Orientation des Retraites (2002).

augmentation des cotisations et recul de l'âge de départ en retraite. La réforme des retraites de 1993, mise en place par le gouvernement Balladur, est la première réforme en France restreignant les conditions d'accès à la retraite. Elle visait à la fois à inciter au recul de l'âge de départ en retraite, en augmentant la durée de cotisation nécessaire pour une pension à taux plein (de 150 à 160 trimestres) et surtout à baisser le niveau des pensions par le biais de l'augmentation de la période de calcul du salaire de référence (de 10 à 25 ans) et par le changement d'indexation des pensions. La réforme Fillon de 2003 étend la réforme au secteur public et poursuit l'augmentation de la durée de cotisation, paramètre qui devient déterminant dans le système de retraite français.

Les adversaires de la réforme de 1993 (et de celle de 2003) ont mis en avant la contradiction qu'il y aurait à inciter les travailleurs à partir plus tard en retraite quand dominent encore sur le marché du travail français le chômage et le sous-emploi. Plus précisément, certains indiquaient que la faible demande de travail pour les salariés âgés allait rendre caduques les tentatives d'augmentation d'âge de la retraite et ne se traduire que par la baisse du niveau des pensions ou, au mieux, par l'augmentation des déficits de l'assurance chômage qui de fait allait suppléer aux régimes de retraite.

Dans le débat actuel, l'évaluation des réformes de 1993 et de 2003 est donc capitale. Elle permet de mieux cerner l'impact possible que peut avoir chaque composante d'une réforme des retraites en terme de chômage, de niveau de vie des retraités ou d'épargne. Elle doit donc aider à cerner les choix qui restent encore à faire pour assurer la solvabilité du système. La réforme Fillon de 2003 laisse les deux tiers de la charge des pensions non provisionnés à de futurs réformes (Conseil d'orientation des retraites 2004). Ces prévisions sont en outre très dépendantes de l'effet des réformes successives et donc de l'estimation que l'on peut en faire.

Pour le débat académique, cette réforme est une formidable occasion pour confirmer ou infirmer des résultats qui ont été jusqu'à présent très débattus. Notre objectif n'est pas ici de refaire une revue de littérature (voir Lumsdaine et Mitchell (1999), Bommier, Magnac et Roger (2001), Krueger et Meyer (2002)) sur l'impact incitatif du système de retraite mais de remettre en perspective le débat. Pour simplifier, les résultats en coupe internationale (Gruber et Wise (2004), Johnson (2000) et Duval

(2003)) mettent en évidence une forte correlation entre le niveau de développement des retraites publiques et la faiblesse des taux d'activité aux âges élevés. À l'inverse, des travaux sur données de panel qui utilisent des modifications exogènes du système de retraite voient peu ou pas d'effet (Krueger et Pischke (1992), Costa (1998), Baker et Benjamin (1999)) et soulignent des explications alternatives comme l'augmentation séculaire du revenu, le développement de la société de loisir qui augmente l'utilité de la cessation d'activité, ou la faible demande de travail aux âges élevés. Baker et Benjamin (1999) insistent sur l'évolution différentielle que peuvent avoir les réformes sur la liquidation des retraites et sur le marché du travail. Ainsi, ils montrent que si la baisse de l'âge minimum de liquidation de la retraite au Canada a eu un impact net et massif sur les taux de liquidation anticipés, peu d'effets ont été constatés sur le marché du travail : les personnes qui sont parties plus tôt en retraite auraient eu, sans la réforme, une offre de travail limitée. La véritable variable d'intérêt, pour l'économiste, comme pour le responsable politique, est l'élasticité de l'offre de travail (et de la demande de travail) au système d'incitation constitué par les retraites. La littérature précédente soulignait à juste titre la difficulté de toute estimation empirique de l'impact des modifications des retraites sur les comportements d'activité quand la plupart des réformes (qui visaient, dans les années 1970 et 1980, à améliorer le montant et l'accès à la retraite) étaient colinéaires à la tendance historique de baisse du temps de travail (Krueger et Pischke 1992). Pire, les réformes des retraites avaient toutes les chances d'être endogènes : l'augmentation du pouvoir d'achat incitait les électeurs à améliorer la générosité des systèmes de retraite, troublant *de facto* l'estimation de l'effet pur du système d'incitation. Avec ce soupçon d'endogénéité, les difficultés de chronologie dans l'effet des réformes (baisse des taux d'activité avant ou bien après les réformes) ont amoindri la précision de l'évaluation de l'élasticité de l'offre de travail à la retraite. Les réformes visant à restreindre l'accès aux régimes de retraites sont relativement récentes et encore peu d'études utilisent ces changements législatifs contraires. Krueger et Pischke (1992) avaient évalué le *Social Security Notch*[3] aux États-Unis et n'avaient pas mis en évidence d'impacts incitatifs tangibles

[3]Il s'agit d'une modification de l'indexation des pensions sur l'inflation qui a conduit quelques générations à obtenir, toutes choses égales par ailleurs, une pension de retraite 10 % plus élevée que les générations suivantes.

du système de retraite public. Johnson (2000) met en avant la réforme en Nouvelle-Zélande pour expliquer la hausse récente des taux d'activité dans ce pays.

Pour la réforme de 1993 en France, on ne dispose à ce jour d'aucune étude empirique *ex post*. Les seuls travaux qui existent sont les prévisions théoriques de la réforme sur la base de la forte décote (Pelé et Ralle 1997) et les travaux de microsimulation, développés en particulier à partir du modèle Destinie (INSEE (1999), Mahieu et Sedillot (2000) et Bardaji, Sedillot et Walraet (2002, 2004)). Ces études sont très intéressantes en ce sens qu'elles permettent de prévoir grossièrement, à moyen terme, l'impact de la réforme de 1993. En particulier, en précisant qui va potentiellement être touché par la réforme, le modèle projette à 20 ou 40 ans la distribution des durées de cotisation à partir des informations courantes sur l'âge de fin d'étude et la durée des carrières. La faiblesse de la microsimulation est de devoir inclure comme hypothèse les comportements des agents face aux incitations. Mais comme les auteurs du document de présentation du modèle l'indiquent (INSEE 1999) :

> « En fait, comme dans tout modèle, les résultats obtenus doivent être analysés en fonction des "inputs" et leur qualité dépend de celle des travaux effectués en amont ».

Il est donc nécessaire d'obtenir des estimations précises sur les élasticités d'offre de travail par rapport à la formule de définition des pensions. Jusqu'alors, la meilleure estimation vient de Mahieu et Blanchet (2004) qui estiment un modèle à valeur d'option à la Stock et Wise (1990). Néanmoins, comme les auteurs le soulignent, leurs estimations pâtissent du manque de variations du système français (forte pénalité à partir avant le taux plein, peu de bénéfices à repousser la liquidation ensuite). Ils ne disposent dans leurs données que de la génération 1930 et doivent, *in fine*, se contenter des faibles variations intragénérationnelles du système. En particulier, ils ne disposent d'aucunes données leur permettant d'utiliser les variations introduites par la réforme de 1993 pour préciser leurs estimations.

Notre projet est d'utiliser les variations introduites par la réforme de 1993 pour identifier plus précisément l'impact incitatif du système de retraite en France et estimer l'effet *ex post* des réformes de 1993 et de 2003 sur l'âge de départ en retraite. Notre stratégie d'identification repose sur la mise en place progressive de la réforme qui crée

incidemment de nombreux groupes de contrôle non touchés par la réforme. L'interaction de la génération et de la durée d'assurance au moment de la réforme identifie ainsi parfaitement l'impact de la réforme sur l'âge de liquidation de la retraite et de cessation d'activité. Nos résultats laissent à penser qu'un trimestre supplémentaire dans la durée de cotisation nécessaire pour obtenir le taux plein s'est traduit par une augmentation de moins de 1,5 mois de l'âge à la liquidation, correspondant à une élasticité estimée de 0,54. À partir de cette élasticité nous avons pu estimer l'impact de long terme des réformes de 1993 et 2003 sur la durée des carrières. En moyenne, à l'horizon 2020, ces réformes vont permettre l'augmentation de l'offre de travail de 2 à 3 %, laissant entrevoir une augmentation similaire du PIB.

Le chapitre va commencer par rappeler en quoi à consisté la réforme de 1993 (partie 3.1). Nous analyserons ensuite quelques faits stylisés de l'âge à la liquidation et à la cessation d'activité en France ainsi que les données utilisées (partie 3.2). Puis nous présenterons la méthodologie (partie 3.3) et les différents résultats de l'analyse économétrique (partie 3.4) avant de dresser un bilan des réformes et de leur interprétation (partie 3.5).

3.1 La réforme de 1993

Le système de retraite par répartition français est caractérisé par la multitude des caisses de retraite et des règles de calcul des pensions. Blanchet et Pelé (1999) en donnent une présentation synthétique. Pour simplifier, il faut distinguer les indépendants qui disposent de leurs propres caisses, les fonctionnaires et personnels des services publics qui bénéficient de régimes spéciaux et les salariés du privé qui sont régis par le régime général et les régimes alignés. Ce sont ces derniers (60 % des salariés) qui ont été l'objet de la réforme du gouvernement Balladur. Plus précisément, il s'agit des quatre régimes alignés : le régime général, le régime des salariés agricoles géré par la Mutualité sociale agricole (MSA), le régime des industriels et commerçants géré par l'Organic et le régime de base des artisans géré par la Cancava.[4] De plus,

[4]Le régime des artisans et celui des industriels et commerçants ont été alignés sur le régime général en 1973. Les cotisations versées avant cette date sont transformées en points de retraite. Voir sur ce point la partie 2.4 à la page 93.

les régimes complémentaires, Agirc et Arrco, ont une formule de calcul des droits qui dépend dans l'application ou non de coefficients de minoration de l'obtention du taux plein dans le régime de base. Même non concernés directement par la réforme de 1993, ils vont de fait être modifiés par celle-ci.

On rappelle ici brièvement les modifications de la réforme de 1993 essentielles à notre stratégie empirique. On reporte le lecteur au chapitre 2 pour l'historique de la législation des régimes de retraite et en particulier à la partie 2.1 pour le secteur public (page 22) et à la partie 2.2 pour le secteur privé (page 37).

En juillet 1993, le gouvernement fait passer une réforme du secteur privé qui consiste en trois grandes mesures (laissant intact le mode de calcul des pensions).

La première consiste en l'augmentation de la durée de cotisation requise pour obtenir le taux plein. La réforme dissocie entre N_1, le nombre de trimestres requis pour bénéficier de la pension à taux plein et N_2 la durée de proratisation. Ainsi, la formule peut se réécrire :

$$P = \tau * \min\{1, \frac{\widetilde{D_2}}{N_2}\} * W_{ref} \tag{3.1}$$

avec

$$\tau = 0,50 * \left[1 - \delta * \max\{0, \min[(65 - AGE), \frac{N_1 - D_1}{4}]\}\right] \tag{3.2}$$

La réforme de 1993 ne modifie pas N_2 (toujours à 150 trimestres) mais augmente N_1 de 150 à 160 trimestres, soit 40 ans. La mise en place de la réforme est progressive au rythme de un trimestre supplémentaire par génération, de 1934 à 1943. C'est-à-dire que les personnes nées en 1933 et avant ne doivent justifier que de 150 trimestres de durée de carrière pour partir au taux plein, que la génération 1934 doit justifier 151 trimestres, la génération 1935 152... Le fait que la réforme soit appliquée par année de génération et non par année de liquidation est très important pour notre stratégie d'identification et mérite d'être souligné ici.[5]

La deuxième mesure modifie le calcul du salaire de référence, W_{ref}, qui passe des 10 meilleures années aux 25 meilleures pour les salariés du régime général. La mise en

[5]Cette règle disparaît à partir du 1er janvier 2003, date à partir de laquelle la durée d'assurance nécessaire pour le taux plein est 160 trimestres quelle que soit la date de naissance.

TAB. 3.1 – Changement du taux de remplacement ($\tau * CP$) à la suite de la réforme de 1993 - Génération 1934.

Trimestres de cotisation à la liquidation	Âge de départ en retraite					
	60	61	62	63	64	65
≤ 130	0	0	0	0	0	0
131	-1,09	0	0	0	0	0
133	-1,11	0	0	0	0	0
135	-1,12	-1,12	0	0	0	0
137	-1,14	-1,14	0	0	0	0
139	-1,16	-1,16	-1,16	0	0	0
141	-1,17	-1,17	-1,17	0	0	0
143	-1,19	-1,19	-1,19	-1,19	0	0
145	-1,21	-1,21	-1,21	-1,21	0	0
146	-1,22	-1,22	-1,22	-1,22	0	0
147	-1,22	-1,22	-1,22	-1,22	-1,22	0
148	-1,23	-1,23	-1,23	-1,23	-1,23	0
149	-1,24	-1,24	-1,24	-1,24	-1,24	0
150	-1,25	-1,25	-1,25	-1,25	-1,25	0
≥ 151	0	0	0	0	0	0

LECTURE : Avec la réforme de 1993, le taux de remplacement d'un salarié né en 1934 partant en retraite à 64 ans avec 150 trimestres de cotisation a été réduit de 1,25 point de pourcentage, de 50 % à 48,75 %.

place est aussi progressive au rythme d'une année par génération, pour les générations 1934 à 1948. Là encore, à partir du 1er janvier 2008, la règle des 25 meilleures années sera imposée à tout le monde quel que soit sa date de naissance. La modification est plus progressive pour le régime des artisans, commerçants et industriels, pour lesquels l'augmentation est d'un trimestre toutes les deux générations jusqu'au 1er janvier 2013. Cette mesure correspond à baisser le niveau de pension sans changement des incitations. La Cnav (2002) a calculé ainsi la différence, à comportement inchangé, entre les pensions calculées suivant l'ancienne législation et suivant la réforme de 1993. Si pour les premières générations, la différence est encore peu sensible, les générations suivantes voient leur niveau de pension sérieusement amputé par la réforme, près de 6 % de baisse pour les générations 1940-1941.

Enfin, dernière mesure, la revalorisation des pensions est fixée sur l'indice des prix et non pas sur la progression des salaires comme c'était généralement le cas auparavant. Cette mesure ne fait qu'entériner légalement un fait appliqué depuis

Tab. 3.2 – Changement du taux de remplacement ($\tau * CP$) à la suite de la réforme de 1993 - Génération 1936.

Trimestres de cotisation à la liquidation	Âge de départ en retraite					
	60	61	62	63	64	65
≤ 130	0	0	0	0	0	0
131	-1,09 %	0	0	0	0	0
133	-3,32 %	0	0	0	0	0
135	-3,37 %	-1,12 %	0	0	0	0
137	-3,42 %	-3,42 %	0	0	0	0
139	-3,75 %	-3,75 %	-1,58 %	0	0	0
141	-3,52 %	-3,52 %	-3,52 %	0	0	0
143	-3,57 %	-3,57 %	-3,57 %	-1,19 %	0	0
145	-3,62 %	-3,62 %	-3,62 %	-3,62 %	0	0
146	-3,65 %	-3,65 %	-3,65 %	-3,65 %	0	0
147	-3,67 %	-3,67 %	-3,67 %	-3,67 %	-1,22 %	0
148	-3,70 %	-3,70 %	-3,70 %	-3,70 %	-2,47 %	0
149	-3,72 %	-3,72 %	-3,72 %	-3,72 %	-3,72 %	0
150	-3,75 %	-3,75 %	-3,75 %	-3,75 %	-3,75 %	0
151	-2,50 %	-2,50 %	-2,50 %	-2,50 %	-2,50 %	0
152	-1,25 %	-1,25 %	-1,25 %	-1,25 %	-1,25 %	0
≥ 153	0	0	0	0	0	0

Lecture : Après la réforme de 1993, le taux de remplacement d'un salarié né en 1934 partant à la retraite à 64 ans avec 150 trimestres de cotisation baisse de 3,75 point de pourcentage, de 50 % à 46,25 %.

1987.

L'application cette mesure touche toutes les personnes de chaque génération quelle que soit la date de leur départ à la retraite (si il est antérieur au 1er janvier 2008). Cela signifie qu'au sein par exemple de la génération 1934 tout le monde[6] a été touché par la modification du calcul du salaire de référence et qu'il va être possible d'exploiter les variations introduites par la modification de la durée de cotisation.

En effet, la modification de N_1 dans la formule de calcul de la pension ne touche pas tout le monde uniformément. L'application progressive de la réforme se traduit par un impact variable suivant la génération et aussi selon le nombre de trimestres de cotisation tous régimes à 60 ans, à l'âge minimum d'ouverture des droits. Les tableaux 3.1 et 3.2 décrivent pour les générations 1934 et 1936 la baisse du taux appliqué au

[6]Néanmoins, les personnes dont la carrière est inférieure à 10 ans ne sont pas touchées par cette modification. D'après l'EIR 2001, cela représente 4,6 % des individus.

salaire de référence dû à l'application de la réforme selon l'âge de liquidation et le nombre de trimestres cotisés.

Pour résumer, les personnes de la génération 1933 et avant ne sont jamais touchées par la réforme. À eux s'ajoutent les personnes des générations suivantes qui ont soit moins de 130 trimestres de cotisation, soit plus de N_1 trimestres à 60 ans. Les personnes touchées par la réforme, à l'inverse, appartiennent à la génération 1934 et ont entre 131 et 150 trimestres d'assurance, à la génération 1935 avec entre 131 et 151 trimestres, à la génération 1936 avec entre 131 et 152 trimestres...

3.2 Quelques faits stylisés

3.2.1 Les données disponibles

Deux arguments sont couramment apportés pour expliquer le manque de données permettant l'évaluation de la réforme de 1993. Le premier concerne la faiblesse des données disponibles en général sur la retraite en France. Les enquêtes classiques sur le marché du travail comme l'enquête Emploi ne possèdent aucune information sur la variable clef du calcul des pensions de retraite qu'est la durée d'assurance tous régimes. De plus, l'information dont on dispose sur les retraités est très partielle, ne permettant pas de rattacher la personne à une caisse de retraite particulière.

La source la plus précise pour étudier les retraites est l'Échantillon interrégime de retraités (EIR).[7] Cet échantillon consiste en le regroupement de l'information sur tous les pensionnés d'une génération (nés début octobre). Cela permet de clarifier les pensions véritablement touchées par les polypensionnés, et de rassembler l'information très disparate sur les 180 caisses de retraite complémentaire. L'inconvénient de l'EIR est qu'il est limité à certaines générations (une sur deux pour l'enquête la plus récente) et qu'il n'est reconduit que tous les quatre ans. Il existe donc un EIR pour les années 1988, 1993, 1997 et 2001. Dans la version de 2001, la seule génération qui est entièrement passée à la retraite est la génération 1934. Celle-ci n'a été que

[7]Établi par la Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (DREES) sous l'autorité conjointe du ministère des Affaires sociales et du ministère de la Santé. Dans sa version simple il se base sur les déclarations des caisses de retraite ; il peut aussi être apparié avec les DADS et les fichiers Unedic.

marginalement touchée par la réforme de 1993 (Coeffic 2003).

L'autre source disponible, pratiquement jamais utilisée par les économistes, est la base de données, administrative et exhaustive, collectée par la Cnav au cours de la constitution des dossiers de liquidation de retraite.[8] Depuis 1977, la Cnav rassemble de façon exhaustive toutes les informations sur les retraités dans un fichier flux et un fichier stock. À partir de 1982, les données prennent en compte la durée d'assurance et à partir de 1994, la génération est ajoutée dans ces fichiers. La source est sommaire en ce qui concerne le nombre de variables disponibles (sexe, type de pension, durée de cotisation, âge de liquidation, âge de début de la pension, génération), mais elle a l'avantage inestimable d'être exhaustive et annuelle, tant pour les liquidations que pour les générations. Ainsi, on dispose de l'ensemble des liquidations de pensions jusqu'au 31 décembre 2003, ce qui donne des générations complètes[9] jusqu'à la génération 1937. On dispose ainsi de 5 273 827 observations correspondant à toutes les attributions de pension entre 1994 et 2003 dans le régime général. Autre avantage pour la précision des résultats est le codage de l'âge au trimestre près (et non de façon annuelle). Le seul inconvénient tient au fait que les données par génération datent du deuxième semestre 1994 et ne permettent pas de constater l'évolution avant la réforme.[10] Avec cette source, les générations qui ont pratiquement liquidé leur retraite et qui ont été touchées par la réforme de 1993 sont les générations 1934, 1935, 1936, 1937, qui ont vu respectivement une augmentation de N_1 de 1, 2, 3 et 4 trimestres d'assurance. Une grande partie de la génération 1938 est aussi concernée puisque les personnes ayant liquidé à 65 ans sont inclus dans l'échantillon.

Deux faits sont à rappeler concernant la fin de carrière en France : d'une part, les taux d'activité ont eu une tendance séculaire à la baisse. D'autre part, les données sur l'âge moyen de liquidation à la retraite indiquent une baisse constante de celui-ci jusqu'en 1994 (pour la Cnav), date à partir de laquelle l'âge augmente légèrement.

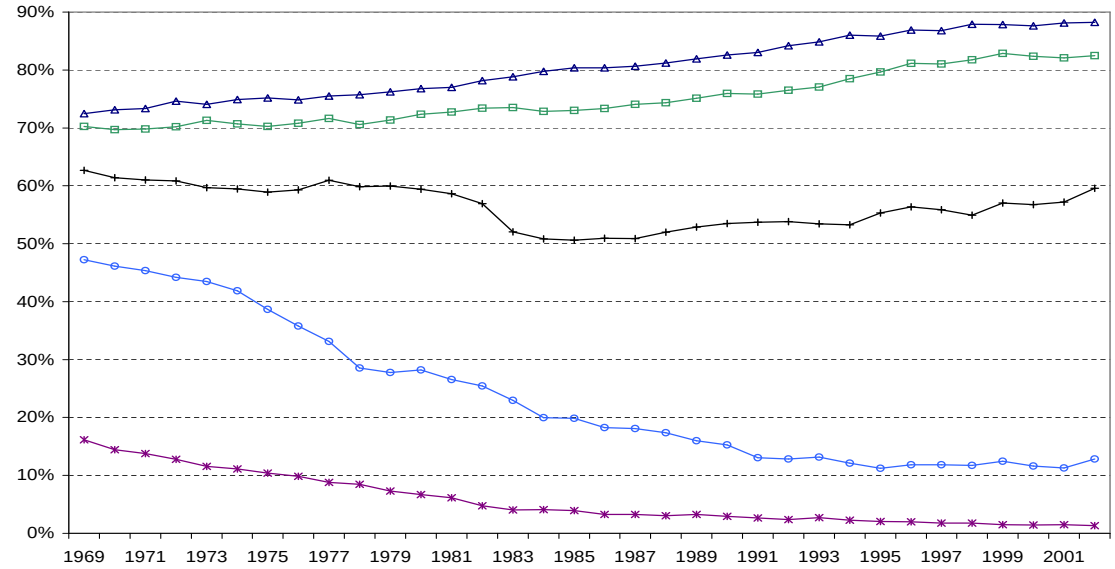
[8] Il s'agit des fichiers dits ACTIV5 qui sont disponibles à la Cnav sur demande à l'Actuariat Statistique. Ils font l'objet d'une publication officielle à un niveau moins détaillé dans les circulaires Cnav, dont la dernière en date est la circulaire Cnav n ° 2003-26 et ils sont repris dans les statistiques annuelles publiées dans les *Recueils Statistiques* de la Cnav.

[9] C'est-à-dire qui ont au moins 66 ans et qui ont ainsi liquidé leur pension à 98%.

[10] Ainsi, les générations 1933 et avant qui se trouvent dans cette base sont tronquées car, seuls ceux qui ont liquidé après 1994 sont répertoriés. La génération 1934 perd aussi une partie des individus qui ont liquidé en 1993, juste avant d'avoir 60 ans.

3.2.2 La baisse séculaire du taux d'activité

FIG. 3.1 – Taux d'activité par groupe d'âge (hommes et femmes) - INSEE *Enquête Emploi* 1969-2002



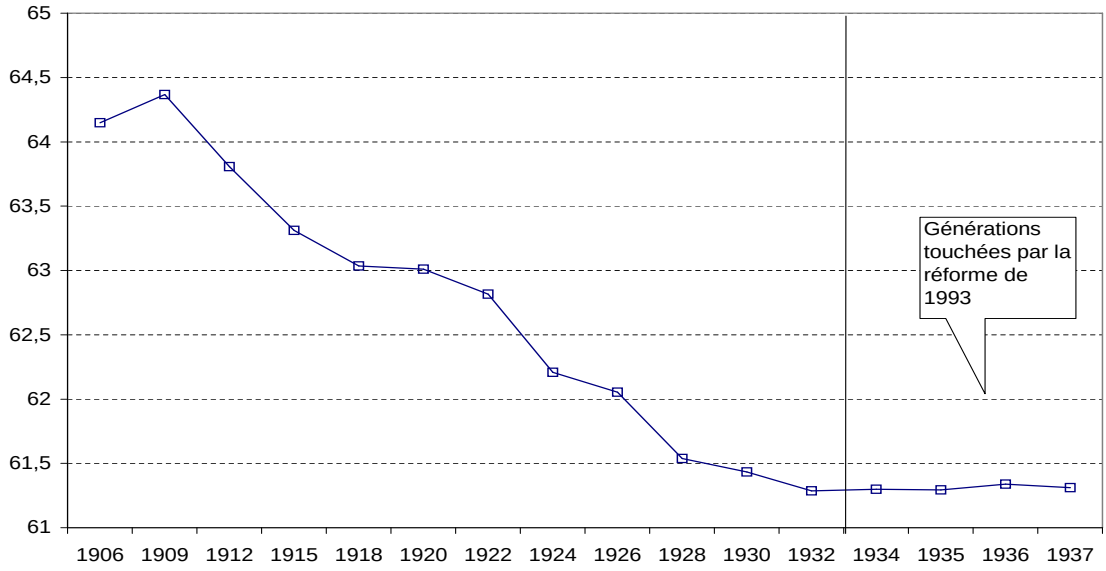
LÉGENDE : △ 46-50 ans □ 51-55 ans × 56-60 ans ○ 61-65 ans ∗ 66-70 ans

La baisse séculaire des taux d'activité en France a été bien étudiée par Marchand et Thélot (1997) sur longue période, par Blanchet et Marioni (1996) sur les dernières décennies et par Bommier, Magnac et Roger (2003) pour la période récente. La figure 3.1 ne fait que reprendre une méthodologie similaire à celle utilisée par ces auteurs sur toute la série des enquêtes Emploi jusqu'en 2002. On constate facilement que la classe d'âge des 60-65 ans a vu son taux d'activité chuter considérablement sur toute la période pour se stabiliser à la fin des années quatre-vingt. L'abaissement de l'âge de la retraite en 1983 n'a fait que valider un état de fait dû au développement des préretraites. Celles-ci ont commencé à être mises en place en 1972 et sont généralisées en 1977 pour les plus de 60 ans. Les mesures de cessation anticipée d'activité sont étendues aux plus de 55 ans dès 1977 pour la sidérurgie, et à tous en 1980 avant un coup d'arrêt en 1984. Pour la période récente, on note une hausse assez nette du taux d'activité des 55-60 ans pendant les années 1988-1991, ce qui correspond à la période de croissance de l'économie française et à une baisse générale du chômage à tous âges. Le même phénomène se produit en 2000-2002 lors de la dernière période de croissance créatrice d'emploi. Si cette description sommaire est bien connue de

tous, la mise en avant de causalités est plus complexe et fortement débattue. Pour les groupes d'âge inférieurs à 55 ans, on constate au contraire une hausse des taux d'activité qui passent de près de 70 % à près de 88 %. Ce phénomène correspond à l'augmentation de la participation féminine, qui contraste avec le retrait brutal des salariés plus âgés.

Pour juger de l'effet de la réforme 1993, ces taux d'activité n'apportent pas d'éléments décisifs : d'un côté le taux d'activité des 61-65 ans ne varie pas entre 1994 et 2002 en restant au taux très faible de 10 %. À l'inverse, au vu de la tendance à la baisse de ces taux d'activité, il n'est pas impossible de supposer que la réforme ait pu enrayer cette baisse.

Fig. 3.2 – Âge moyen de départ en retraite par génération



Sources : Pour les générations de 1909 à 1934, l'âge moyen de liquidation de la retraite est calculé avec l'EIR 2001 et pour les générations plus jeunes (1935 à 1937) avec les données administratives de la Cnav (1994-2003).

Notes : Nous excluons les individus qui ont liquidé leur retraite après 66 ans. L'échantillon n'est pas tout à fait comparable dans les deux bases de données car l'EIR 2001 dispose des informations sur les retraités vivant en 2001, alors que les données administratives de la Cnav concernent toutes les liquidations. La mortalité différentielle pourrait ainsi jouer un rôle pour les générations les plus anciennes.

3.2.3 L'augmentation récente de l'âge à la liquidation

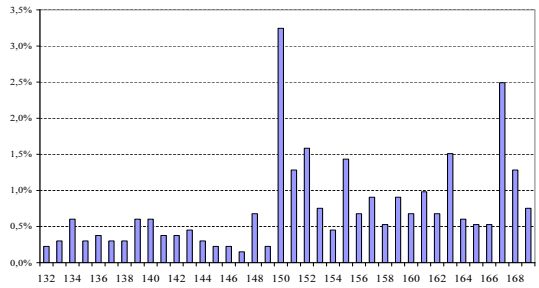
En parallèle aux données sur les taux d'emploi, la figure 3.2 présente l'âge moyen à la liquidation par génération d'après les données de l'EIR 2001 et les données de la Cnav.[11] On observe facilement la chute très forte de l'âge de départ en retraite pour les générations 1912 à 1926, ce qui correspond aux politiques de préretraite et de baisse de l'âge de la retraite. La légère hausse des âges de liquidation à partir de la génération 1934 ne paraît pas donner beaucoup d'impact à la réforme de 1993 (à peine deux semaines d'âge moyen de liquidation supplémentaire). Il faut pourtant garder à l'esprit l'hypothèse contrefactuelle d'une baisse tendancielle de l'âge de liquidation pour mieux évaluer ce résultat.

La figure 3.3, issue des données de l'EIR 2001 et des données administratives de la Cnav, est plus spectaculaire quant à l'impact énorme qu'a eu la réforme de 1993 pour ceux qui ont été directement touchés. Il s'agit de simples histogrammes présentant la répartition par génération selon la durée d'assurance tous régimes au moment de la liquidation. On constate que toutes les générations anciennes, non touchées par la réforme, présentent un pic notable à 150 trimestres d'assurance. Le pic se déplace à 151 pour la génération 1934, première génération touchée, à 152 pour la génération 1935, à 153 pour la génération 1936 et à 154 pour la génération 1937 et ainsi de suite, suivant ainsi exactement les exigences de la réforme pour obtenir le taux plein.

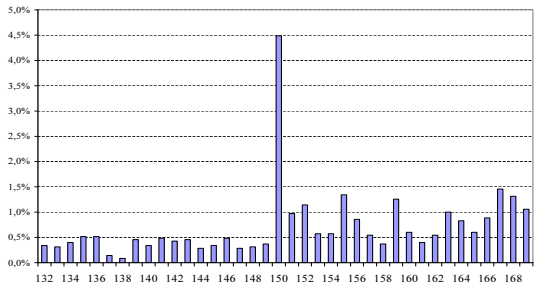
Cette analyse descriptive est convaincante quant à la possibilité d'évaluer l'impact de la réforme de 1993 sur les premières générations touchées. Mais il reste à développer une analyse économétrique plus poussée afin d'estimer l'élasticité du départ en retraite aux conditions de liquidation.

[11] On exclut les personnes ayant liquidé après 66 ans pour maintenir une comparaison possible des moyennes. Les données Cnav concernent les générations 1935 à 1937. Le champ est légèrement différent selon les deux bases : les données Cnav reprennent toutes les attributions d'une génération, alors que l'EIR ne donne d'informations que sur les survivants en 2001. La mortalité différentielle peut ainsi jouer sur les générations les plus anciennes.

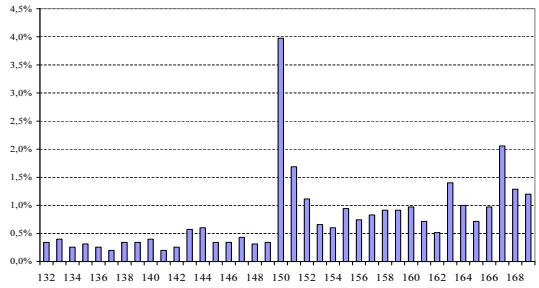
Fig. 3.3 – Distribution de la durée de cotisation par génération (régime général).



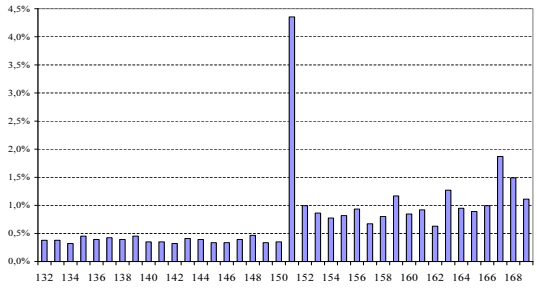
(a) Génération 1928



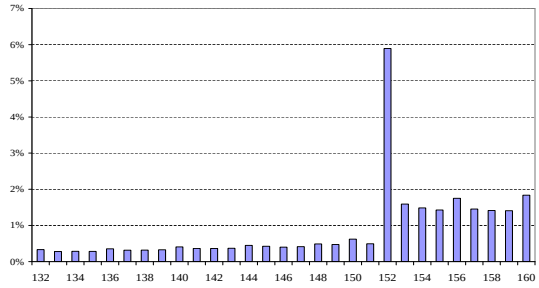
(b) Génération 1930



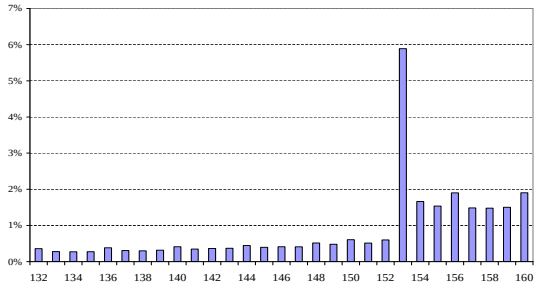
(c) Génération 1932



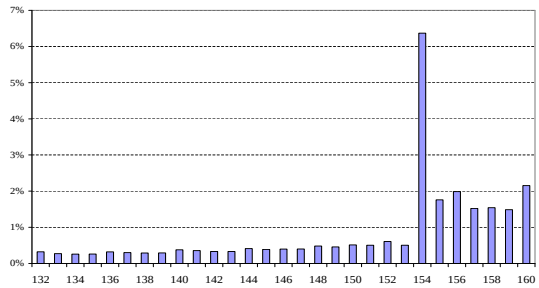
(d) Génération 1934



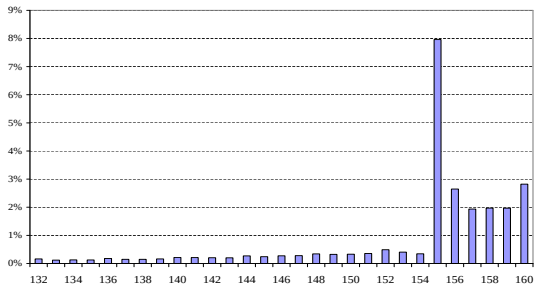
(e) Génération 1935



(f) Génération 1936



(g) Génération 1937



(h) Génération 1938

Lecture : La durée de cotisation à la liquidation est représentée en abscisse en nombre de trimestres et la fréquence au sein de chaque génération est indiquée en ordonnée. Ainsi 3 % des individus nés en 1928 ont liquidé leur retraite avec exactement 150 trimestres de cotisation.

Source : Échantillon interrégime des retraités (EIR) 2001 pour les générations 1928 à 1934 et données administratives de la Cnav pour les générations 1935 à 1938.

3.3 La stratégie d'identification

La première partie de l'analyse consiste à appliquer une estimation en double différence en profitant de l'impact différencié de la réforme selon la durée de cotisation au moment de la réforme. Puis nous décrirons comment cette méthode peut être généralisée pour profiter de toutes les variations dans les données, en particulier de l'intensité de l'impact de la réforme.

3.3.1 L'approche par double différence

Pour estimer l'impact d'une augmentation de la durée de cotisation nécessaire pour obtenir le taux plein, il faut résoudre le problème d'identification suivant : l'augmentation de la durée de cotisation est colinéaire avec la baisse séculaire de l'âge de départ à la retraite et avec la baisse des taux de remplacement (changement dans le calcul du salaire de référence). En différenciant seulement par l'effet période, on obtiendrait une estimation biaisée de l'élasticité. L'application progressive de la réforme de 1993 offre alors une double variation, nécessaire pour identifier notre paramètre de choix : l'impact pur de la réforme dépend à la fois de l'année de naissance mais aussi du nombre de trimestres de cotisation au moment de la réforme. Notre stratégie de double différence consiste donc simplement à instrumenter la variation du niveau de pension due à la réforme par l'interaction entre la date de naissance et la durée de cotisation à 60 ans. On peut ainsi écrire l'équation définissant le processus générateur de l'âge de départ en retraite :

$$AGE_{ijk} = \alpha + \beta_j GEN_j + \gamma_k TRIM_k + \eta_{j,k} GEN_j * TRIM_k + \nu_i + \epsilon_{ijk} \qquad (3.3)$$

L'âge de départ en retraite AGE_{ijk} d'un individu i, né en j et avec k trimestres de cotisation à 60 ans, dépend de sa génération GEN_j (tendance séculaire), sa durée de travail $TRIM_k$ (durée de cotisation) et un effet fixe individuel ν_i. Le fait d'être touché par la réforme de 1993 sera identifié par le terme d'interaction $GEN_j * TRIM_k$.

Idéalement, nous aurions aimé avoir une variable donnant le nombre de trimestres de cotisation à la date de la réforme. Comme nous n'avons pas cette variable, nous

utilisons le nombre de trimestres de cotisation à 60 ans, en supposant que tous les trimestres entre 60 ans et l'âge de départ en retraite ont donné lieu à cotisation. Le chômage et les préretraites donnent bien lieu à cotisation, mais ce n'est pas le cas pour l'inactivité. Nous n'obtenons donc pas ici une bonne mesure de la durée de cotisation à 60 ans pour ceux qui ont été inactifs entre 60 ans et l'âge de départ en retraite. Il s'agit le plus souvent de femmes qui attendent 65 ans pour partir en retraite au taux plein. Dès lors nous sous-estimons la durée de cotisation pour les faibles durées de cotisation (moins de 131 trimestres à 60 ans). Il sera clair plus loin que ceci n'a aucun effet sur nos estimations, dès lors que ces personnes ne sont à aucun moment touchées par la réforme.

Pour bien identifier la réforme de 1993, la seule hypothèse que nous devons faire est que celle-ci n'a eu aucun impact sur la durée de cotisation à 60 ans. Si nous acceptons cette hypothèse, nous pouvons ensuite estimer l'équation (3.3) pour chaque changement dans la durée de cotisation requise pour obtenir le taux plein. Par exemple, nous pouvons réaliser une double différence entre les individus nés en 1934 avec respectivement 151 et 152 trimestres de cotisation à 60 ans et ceux nés en 1935. Avec 151 ou 152 trimestres à 60 ans, ceux nés en 1934 peuvent partir au taux plein dès l'âge de 60 ans. Aucun n'est touché par la réforme de 1993. Au contraire pour ceux nés en 1935, ceux qui ont 151 trimestres à 60 ans doivent repousser leur départ de 1 trimestre pour bénéficier du taux plein. Ils font face à l'arbitrage entre une retraite immédiate avec une pension plus faible et repousser leur départ à la retraite d'un trimestre.

Nous pouvons ainsi écrire l'estimation en double différence :

$$\begin{aligned} DD_{\text{estimation}} = &\Big[E[AGE_{ijk}|\text{j=1935 \& k=151}] - E[AGE_{ijk}|\text{j=1935 \& k=152}]\Big] \\ &-\Big[E[AGE_{ijk}|\text{j=1934 \& k=151}] - E[AGE_{ijk}|\text{j=1934 \& k=152}]\Big] \end{aligned} \tag{3.4}$$

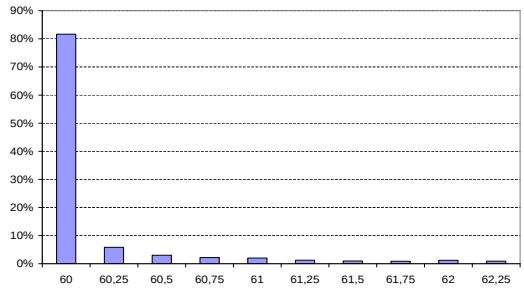
En utilisant l'équation (3.3), le coefficient estimé en double différence se réécrit :

$$\begin{aligned} DD_{\text{estimation}} = &\Big[(\alpha + \beta_{1935} + \gamma_{151} + \eta_{1935,151}) - (\alpha + \beta_{1935} + \gamma_{152})\Big] \\ &- \Big[(\alpha + \beta_{1934} + \gamma_{151}) - (\alpha + \beta_{1934} + \gamma_{152})\Big] \end{aligned} \tag{3.5}$$

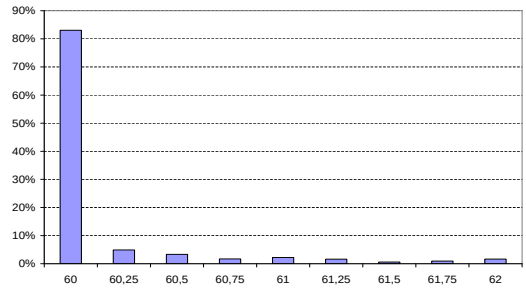
$$DD_{\text{estimation}} = \eta_{1935,151} \tag{3.6}$$

Ainsi, nous obtenons le véritable impact d'une augmentation de la durée de cotisation pour la génération 1935 qui justifiait seulement de 151 trimestres de cotisation à 60 ans. La même méthodologie peut être appliquée pour les générations 1935-36 avec 152-153 trimestres à 60 ans, pour les générations 1936-37 avec 153-154 trimestres à 60 ans...

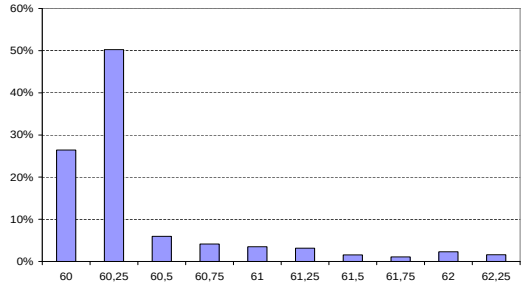
FIG. 3.4 – Distribution de l'âge de liquidation par génération et selon la durée de cotisation à 60 ans (pensions normales).



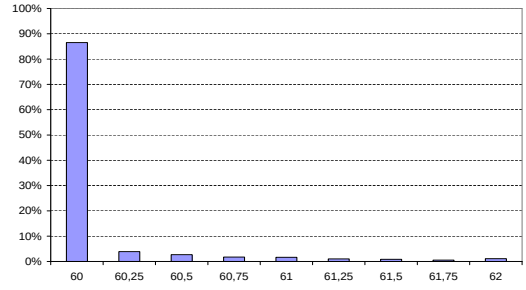
(a) Génération 1934 - 151 trimestres à 60 ans (5391 obs.)



(b) Génération 1934 - 152 trimestres à 60 ans (4846 obs.)



(c) Génération 1935 - 151 trimestres à 60 ans (2752 obs.)



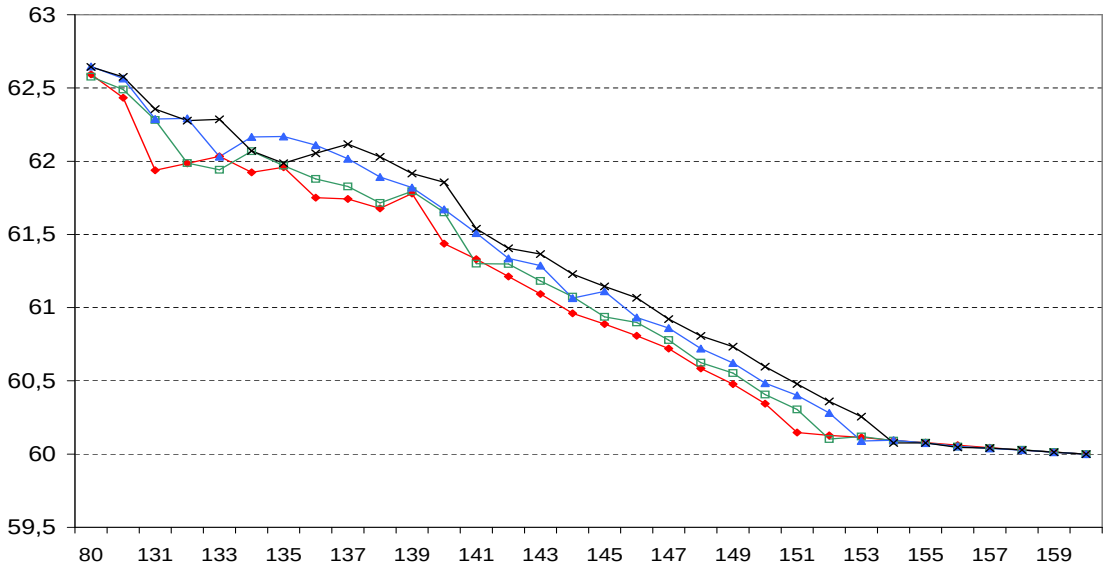
(d) Génération 1935 - 152 trimestres à 60 ans (6429 obs.)

SOURCES : Données administratives de la Cnav. Le nombre de trimestres de cotisation à 60 ans est calculé comme le nombre de trimestres à l'âge de liquidation moins les trimestres entre cet âge et 60 ans.

Pour avoir une image plus claire de cette stratégie d'identification, il vaut la peine d'étudier précisément le graphique 3.4 qui décrit l'âge moyen de départ en retraite par génération et par durée de cotisation à 60 ans. Les individus touchés par la réforme ont entre 131 et N_1 trimestres de cotisation à 60 ans : la courbe s'est déplacée vers la droite à mesure que chaque génération a été touchée par la réforme. C'est une autre preuve graphique de l'impact incontestable de la réforme. Notre stratégie de double différence peut être mise en évidence pour les personnes touchées à la marge par la réforme (autour de N_1 trimestres).

3.3.2 La généralisation de l'estimation

Fig. 3.5 – Âge moyen de liquidation par génération et par durée de cotisation à 60 ans



Legende : ♦ Génération 1934 □ Génération 1935 ▲ Génération 1936 ⋆ Génération 1937

Note : La durée de cotisation à 60 ans est exprimée en nombre de trimestres et est calculée comme la différence entre la durée de cotisation à la liquidation et le nombre de trimestres entre l'âge à la liquidation et 60 ans. Nous avons exclu les individus avec une durée de cotisation supérieure à 160 trimestres.

Sources : Données administratives de la Cnav.

Bien que l'estimation en double différence soit convaincante, l'application progressive de la réforme offre plus de variations, utiles pour préciser notre estimation : les plus jeunes générations ne sont pas seulement touchées par la réforme à des durées de cotisation plus élevées, mais elles doivent surtout faire face à une intensité plus

forte de la réforme (plus de trimestres nécessaires pour obtenir le taux plein). Par exemple, un individu avec 150 trimestres de cotisation à 60 ans devrait repousser son départ à la retraite d'un seul trimestre s'il était né en 1934, mais de quatre s'il était né en 1937. Faire face à un ou dix trimestres supplémentaires pour obtenir le taux plein doit bien sûr entraîner un report plus ou moins fort et vraisemblablement à des élasticités différentes. Ces effets différenciés sont clairement visibles sur le graphique 3.5 et nous devons développer un cadre général pour pouvoir les estimer précisément.

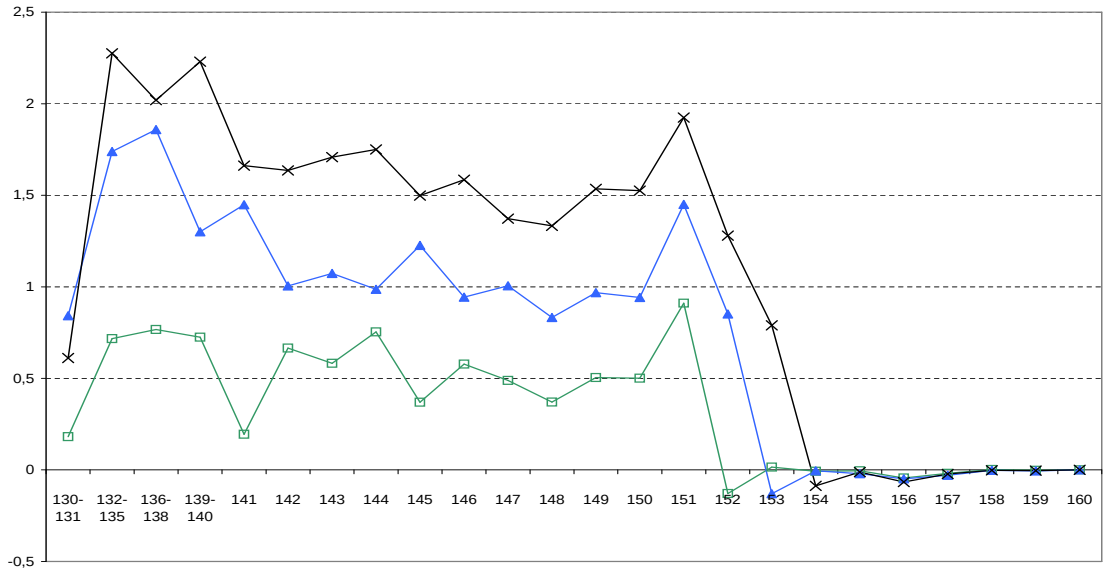
La généralisation de l'équation (3.3) sur toutes les générations disponibles entraînerait des dizaines de variables d'interaction (une pour chaque couple génération-durée de distribution) et de contrôle (pour les effets générations et les effets de durée de cotisation). Pourtant, comme il est évident sur le graphique 3.5, l'impact de la réforme pour la partie médiane des personnes touchées (entre 134 et 150 trimestres de cotisation à 60 ans) est colinéaire avec l'effet génération. Il est donc impossible d'estimer de façon simultanée les effets générations et les effets de la réforme. C'est un problème classique d'âge-période-génération dont étaient exemptes les estimations en double différence.

C'est pourquoi nous suggérons de procéder en deux temps. D'abord, il est nécessaire d'estimer une équation générale sans les contrôles de génération. Ensuite, il sera possible d'estimer l'effet génération pour les seuls groupes d'individus qui ne sont pas affectés par la réforme et d'en déduire l'effet net de la réforme. On estime ainsi :

$$AGE_{ijk} = \alpha + \sum \gamma_k TRIM_k + \sum \eta_{j,k} GEN_j * TRIM_k + \nu_i + \epsilon_{ijk} \tag{3.7}$$

L'âge de départ en retraite AGE_{ijk} d'un individu i, de la génération j et avec k trimestres de cotisation à 60 ans, dépend de sa durée de cotisation à 60 ans $TRIM_k$ d'un terme d'interaction entre sa date de naissance et sa durée de cotisation. Des variables muettes représentant les trimestres de cotisation et toutes les interactions entre année de naissance et durée de cotisation sont incluses. Sur le graphique 3.6 on fait figurer les coefficients d'interaction $GEN_j * TRIM_k$ pour chaque génération. Deux faits sont alors à remarquer : d'abord, l'intensité de la réforme est bien mise en évidence par le fait que les générations récentes sont plus touchées et décalent

Fig. 3.6 – Coefficients d'interaction génération-durée de cotisation



Légende : □ Génération 1935 ▲ Génération 1936 × Génération 1937

Note : Pour chaque génération, il s'agit des coefficients de l'interaction durée de cotisation et génération ($GEN_j * TRIM_k$). Les variables muettes pour chaque durée de cotisation ont été aussi incluses dans la régressions.

leur départ en retraite proportionnellement plus que les générations moins touchées ; ensuite les individus qui ne sont pas touchés par la réforme (ceux par exemple avec plus de N_1 trimestres de cotisation à 60 ans) ont des coefficients nuls pour ces termes d'interaction. Ce dernier point donne plus de crédibilité à notre stratégie d'estimation puisque l'effet génération est ainsi proche de zéro.[12]

Pour généraliser notre estimation nous proposons donc d'estimer l'équation (3.7) avec une spécification plus simple qui prenne en compte l'ensemble des variables muettes d'interaction. Nous pouvons en effet réécrire ces variables d'une façon synthétique en utilisant le fait que l'on peut préciser exactement quelle est l'intensité de la réforme pour chaque groupe d'individus. Pour être plus précis : une personne née en 1936 avec 152 trimestres de cotisation à 60 ans est touchée par la réforme d'un trimestre, avec 151 trimestres à 60 ans, elle est touchée de deux trimestres et avec 150 trimestres à 60 ans de trois trimestres. Nous créons donc un ensemble de

[12]En toute rigueur, il est difficile de dire qu'il s'agit bien d'un effet génération que l'on estime ici dès lors que le système d'incitation est tellement contraint qu'un possible effet de génération n'aurait aucune chance de se manifester. Mais cela ne retire rien au fait que notre estimation reste parfaitement identifiée par les variations du taux de remplacement.

variables muettes R_n qui prennent la valeur n si l'individu doit repousser son départ en retraite de n trimestres pour bénéficier du taux plein, ceci en raison de la réforme.

On estime ainsi l'équation suivante :

$$AGE_{ijk} = \alpha + \sum \gamma_k TRIM_k + \gamma_n R_n + \nu_i + \epsilon_{ijk} \tag{3.8}$$

Nous pourrons ainsi interpréter le coefficient γ_n comme l'effet d'une augmentation de n trimestres dans la durée de cotisation nécessaire pour obtenir le taux plein.

3.3.3 Des coefficients de réponse aux élasticités

Le coefficient η_n est en fait un coefficient de réponse, c'est-à-dire l'augmentation moyenne de l'âge à la retraite après une augmentation d'un ou de plusieurs trimestres de durée de cotisation requise pour le taux plein. L'élasticité, c'est-à-dire la variation moyenne en pourcentage de la durée de carrière suivant une augmentation de un pourcent dans la durée requise de contribution, peut être calculée de la façon suivante :

$$\text{Elasticité} = \eta_n \times \frac{\text{durée requise de cotisation}}{\text{durée moyenne de carrière}} \tag{3.9}$$

Ce ratio est généralement très proche de l'unité, en particulier pour les individus touchés par la réforme. C'est pourquoi nous allons utiliser le terme d'élasticité d'une façon équivalente au terme de coefficient de réponse.

3.4 Résultats empiriques

Dans cette partie nous présentons les résultats de base issus des régressions décrites précédemment puis nous testons l'hypothèse que la réforme n'a pas influencé nos groupes de traitement et de contrôle. Nous confirmerons enfin notre estimation de la réforme avec les données de l'EIR avant d'analyser les résultats pour les hommes et les femmes séparément.

Tab. 3.3 – Âge de liquidation moyen - estimations en double différence avec les pensions normales

Panel A : expérience naturelle 1			
	Durée de cotisation à 60 ans		
Génération	151	152	Différence
1935	241,54	240,44	1,100
	(0,038)	(0,020)	(0,036)
1934	240,630	240,569	0,06
	(0,025)	(0,024)	(0,032)
Différence	0,911	-0,130	**1,040*****
	(0,042)	(0,028)	(0,049)
Panel B : expérience naturelle 2			
	Durée de cotisation à 60 ans		
Génération	152	153	Différence
1936	241,420	240,372	1,048
	(0,033)	(0,018)	(0,031)
1935	240,44	240,516	-0,076
	(0,019)	(0,020)	(0,026)
Différence	0,981	-0,144	**1,125*****
	(0,034)	(0,024)	(0,041)
Panel C : expérience naturelle 3			
	Durée de cotisation à 60 ans		
Génération	153	154	Différence
1937	241,291	240,326	0,965
	(0,028)	(0,015)	(0,027)
1936	240,37	240,408	-0,036
	(0,016)	(0,016)	(0,022)
Différence	0,920	-0,08	**1,001*****
	(0,029)	(0,021)	(0,035)

Note : Calculs avec les données administratives de la Cnav. Nous excluons les individus qui liquident leur pension après 68 ans dans la première expérience, après 67 ans dans la seconde et après 66 ans dans la troisième. Nous excluons aussi les individus avec plus de 160 trimestres. Les écarts-types sont entre parenthèse et les coefficients d'interaction sont en gras. L'âge de départ en retraite est en trimestre.

Degré de significativité : $***$: 1%

3.4.1 Estimations de base

Le tableau 3.3 présente trois estimations en double différence sur des générations séparées d'un an uniquement. Pour chaque paire de génération, nous calculons l'âge moyen de liquidation et nous appliquons l'équation (3.4) pour calculer l'estimation en double différence.

On trace aux figures 3.4 les histogrammes correspondant à ces doubles différences. Chaque histogramme présente la distribution de l'âge effectif de retraite par génération et selon la durée de cotisation à 60 ans. La stratégie de double différence consiste dans le calcul de la différence des moyennes de chaque groupe. Le tableau 3.3 est ainsi l'équivalent numérique de ces histogrammes.

Le résultat est que la réforme semble avoir eu un énorme impact sur l'âge de liquidation. Les coefficients de réponse sont toujours proches de 1 : le coefficient est de 1,04 pour les doubles différences des générations 1934-1935, 1,12 pour les générations 1935-1936 et 1 pour les générations 1937-1938. Une augmentation d'un trimestre dans la durée requise de cotisation entraînerait alors le report d'un an du départ en retraite.

La colonne (4) du tableau 3.4 présente les estimations des doubles différences issues d'un échantillon regroupant toutes les générations touchées par la réforme. Dès lors que les générations de cet échantillon peuvent être séparées de un à trois ans, nous introduisons des variables muettes R_1, R_2 et R_3, telles que définies plus haut.[13] Les coefficients de réponse que nous obtenons avec ces spécifications sont tous en-dessous de 1, entre 0,6 et 0,68, selon l'importance de l'augmentation de la durée requise de cotisation. Plus l'augmentation de la durée requise est forte, plus faible est le coefficient de réponse. Le coefficient de R_1 est plus fort que les autres, mais néanmoins plus faible que dans les estimations en double différence sur les générations adjacentes. La colonne (5) du tableau 3.4 impose comme restriction une relation linéaire entre la durée de cotisation requise et le report de l'âge à la liquidation. Cette spécification donne un coefficient de réponse de 0,61, significatif à 1 %.

Le fait que nous trouvions un coefficient de réponse proche de 1 pour la population

[13]Les colonnes 1, 2 et 3 du tableau 3.4 reproduisent les résultats du tableau 3.3 pour faciliter les comparaisons.

à la marge (pour ceux qui ont presque N_1 trimestres de cotisation à 60 ans) et un coefficient de réponse de 0,6 pour le reste des individus touchés par la réforme (avec des durées de cotisation à 60 ans entre 131 et 153 trimestres) n'est pas en soi très surprenant. Il est possible que les individus touchés à la marge soient moins sensibles au report d'un trimestre de leur âge de départ en retraite que les individus qui doivent réfléchir à un report plus important pour atteindre le taux plein. Il y a néanmoins deux autres interprétations possibles. La première est que les régressions globales sous-estiment le coefficient de réponse à cause de l'ommission des variables muettes de génération. Comme nous l'avons déjà suggéré, si cette remarque était vraie nous devrions observer que les coefficients d'interactions diffèrent selon la génération. Une nouvelle observation de la figure 3.6 pourra convaincre le lecteur que ces coefficients sont vraiment proches de zéro pour toutes les générations. La seconde possibilité est que nos doubles différences surestiment les coefficients de réponse. Nous allons vérifier ce point dans la partie suivante.

3.4.2 Vérification de différents biais

Nous avons vu dans la partie précédente que nos estimations en double différence sont non biaisées uniquement si une condition est bien vérifiée : la distinction entre groupe de contrôle et groupe test n'est pas influencée par la réforme. Ceci peut être estimé en vérifiant deux hypothèses : la première est que la réforme n'a pas influencé la durée de cotisation à 60 ans, la seconde que la réforme n'a pas incité les individus à partir en retraite avec d'autres types de pension.

Si l'hypothèse que la réforme n'a pas touché la durée de cotisation à 60 ans peut paraître assez évidente au premier abord, nous devons rester prudent dès lors que nous n'avons pas de données sur la véritable durée de cotisation à la date de la réforme (qui ne devrait pas être logiquement touchée par la réforme). Nous avons utilisé comme approximation la durée déclarée à l'âge de départ en retraite moins le nombre de trimestres entre cet âge et 60 ans. Notre base de donnée nous permet de comparer pour chaque génération, le nombre d'individus exact selon la durée de cotisation déclarée. Ainsi, pour la génération 1934, nous avons 5391 individus qui ont pris leur retraite avec 151 trimetres de cotisation et 4846 avec 152. Pour eux, un trimestre en

TAB. 3.4 – Élasticité de l'âge de départ à la retraite par rapport à la durée de cotisation requise pour obtenir le taux plein : estimations de base

Variable	**(1)** **1934-35** Coeff. (Écart-type)	**(2)** **1935-36** Coeff. (Écart-type)	**(3)** **1936-37** Coeff. (Écart-type)	**(4)** **Ensemble** Coeff. (Écart-type)	**(5)** **Ensemble** Coeff. (Écart-type)
R linéaire					0,610*** (0,015)
R_1	1,040*** (0,049)	1,125*** (0,041)	1,001*** (0,035)	0,687*** (0,042)	
R_2				0,633*** (0,021)	
R_3				0,601*** (0,016)	
Effets trimestre	oui	oui	oui	oui	oui
Effets génération	oui	oui	oui	non	non
Échantillons	Générations 1934-35 avec 151 et 152 trimestres à 60 ans	Générations 1935-36 avec 152 et 153 trimestres à 60 ans	Générations 1934-35 avec 153 et 154 trimestres à 60 ans	Toutes les générations et durées de cotisation à 60 ans	Toutes les générations et durées de cotisation à 60 ans
N	19418	20265	19791	811605	
R^2	0,07	0,06	0,05	0,494	
F	314,49	426,52	504,21	23277,23	24731,10

Degré de significativité : $*$: 10% $**$: 5% $***$: 1%

SOURCE : Calculs avec les données de la Cnav.

NOTE : Les trois première colonnes présentent les résultats des doubles différences pour différents échantillons : pour les générations 1934-35, l'échantillon est réduit aux individus qui ont à 60 ans 151 et 152 trimestres de cotisation ; pour les générations 1935-36, l'échantillon est réduit aux individus qui ont à 60 ans 152 et 153 trimestres de cotisation ; enfin pour les générations 1936-37, l'échantillon est réduit aux individus qui ont à 60 ans 153 et 154 trimestres de cotisation. Le coefficient d'interaction (génération et trimestre à 60 ans) est alors R_1.
Dans les deux dernières colonnes, nous utilisons tous les individus qui ont liquidé une pension normale nés entre 1934 et 1937. Nous excluons de l'échantillon les observations où l'âge de liquidation est supérieur à 66 ans et où la durée de cotisation est entre 151 à 153 trimestres 60 ans. Les variables R_n sont définies comme le nombre n de trimestres nécessaires pour obtenir le taux plein après la réforme. Par exemple R_2 est égal à 2 si l'individu est né en 1935 avec à 60 ans entre 133 et 150 trimestres de cotisation ou si il est né en 1936 avec 151 trimestres à 60 ans ou né en 1937 avec 152 trimestres de cotisation à 60 ans. Dans la spécification (5) nous supposons un effet linéaire. Nous avons inclus des variables muettes pour chaque trimestre de cotisation à 60 ans possible. Les écarts-types sont reportés entre parenthèses.

plus ou en moins n'influence pas leur niveau de pension. Pour la génération 1935, nous trouvons 2752 personnes partant en retraite avec 151 trimestres de cotisation contre 6429 personnes avec 152 trimestres. Pour cette génération, un trimestre de différence jouait sur le niveau de la pension.

Deux explications peuvent être données pour cette caractéristique : d'abord il est possible que les individus aient travaillé plus juste avant d'atteindre 60 ans afin de remplir les conditions demandées par la réforme. Ceci biaiserait notre estimation de la véritable durée de cotisation au moment de la réforme. Cette explication reste pourtant peu crédible sachant que la première génération touchée par la réforme n'a eu que très peu de temps pour recommencer à travailler et que le marché du travail français pour les plus de 58 ans est extrêmement limité. La seconde possibilité est que le nombre de trimestres déclarés peut varier selon l'effort du salarié à révéler sa durée de carrière. De fait, avant la réforme, un futur retraité n'avait pas intérêt à faire un effort pour déclarer plus de trimestres que le nombre requis pour obtenir le taux plein. Après la réforme, une personne à qui il manque un trimestre de cotisation reçoit une forte incitation à vérifier qu'elle n'a pas une preuve d'un stage de trois mois à l'âge de 14 ans. Un tel effort de recherche peut lui rapporter près de 2,5 à 3 points de pourcentage d'augmentation de sa pension. Pour être honnête, cette recherche active peut être aussi le fait de l'administration de la Cnav qui effectue un effort de recherche supplémentaire uniquement si il y a un enjeu pour le futur pensionné. Ce biais correspond en fait un « effet de révélation » suscité par la réforme.

Cet « effet de révélation » est susceptible d'avoir eu lieu plus largement à la marge. Ceux qui avaient moins de 150 trimestres de cotisation avant la réforme avaient déjà de fortes incitation à rechercher des trimestres égarés. Leurs incitations ne sont donc pas modifiées par la réforme. Dès lors, les régressions générales du tableau 3.4 (colonnes (4) et (5)) sont *de facto* moins touchées par ce biais de révélation, qui reste concentré sur une petite partie des individus touchés par la réforme (ceux à la marge). Le coefficient R_1 devrait être le plus touché par ce biais. L'analyse théorique du signe du biais est détaillé à l'annexe C et nous présenterons les résultats corrigés à la partie 3.4.4.

La seconde source possible de biais est l'impact potentiel de la réforme sur la

liquidation de pensions d'invalidité ou pour inaptitude au travail, c'est-à-dire les autres dispositifs de départ en retraite qui garantissent un taux de remplacement maximal à 60 ans. Si la réforme a incité des individus à liquider leur pension avec ces dispositifs alors nos estimations, basées sur les pensions normales, sont susceptibles d'être biaisées dans la mesure où le groupe de traitement est touché par la réforme.

Dans la sous-partie suivante nous allons évaluer l'impact de la réforme sur la liquidation de pension pour inaptitude.

3.4.3 Impact de la réforme sur la liquidation de pension pour inaptitude

En théorie les pensions pour invalidité ou pour inaptitude au travail ne devraient pas être touchées par la réforme de 1993. Le fait d'être jugé inapte ou invalide repose sur une expertise médicale et est indépendant de la durée de cotisation. Pourtant, pour les pensions pour inaptitude en particulier, les salariés n'ont pas intérêt à demander leur liquidation s'ils peuvent disposer du taux plein par la voie normale. La réforme a là aussi créé un effet de révélation sur ceux qui pouvaient prétendre à la liquidation de pension pour inaptitude. En premier lieu nous vérifions que la réforme a bien eu un impact sur la liquidation de telles pensions. Les trois premières colonnes du tableau 3.5 reprennent les mêmes doubles différences que précédemment, mais utilisent comme variable dépendante le fait de liquider une pension invalidité ou pour inaptitude. On remarque que ces pensions sont davantage liquidées par les individus touchés par la réforme. L'impact est fort et très significatif à la marge. La probabilité de liquider une pension invalidité ou pour inaptitude augmente ainsi entre 13 et 15 % lorsque l'individu est contraint par la réforme.

Les deux dernières colonnes du tableau 3.5 sont similaires aux deux dernières du tableau 3.4. La colonne (4), qui distingue l'effet selon le nombre de trimestres supplémentaires pour atteindre le taux plein, montre que la réforme a accru la probabilité de liquider une pension invalidité/pour inaptitude de 2 à 4 %. L'effet est plus fort pour ceux touchés à la marge. Ceci n'est guère surprenant sachant que les autres ont déjà eu l'occasion de faire des efforts pour obtenir le taux plein avec ces pensions

Tab. 3.5 – Impact de la réforme sur la liquidation des pensions invalidité ou pour inaptitude.

Variable	(1) **1934-35** Coeff. (Écart-type)	(2) **1935-36** Coeff. (Écart-type)	(3) **1936-37** Coeff. (Écart-type)	(4) **Inaptitude** Coeff. (Écart-type)	(5) **Inaptitude** Coeff. (Écart-type)
R linéaire					0,019*** (0,001)
R_1	0,136*** (0,010)	0,132*** (0,010)	0,152*** (0,010)	0,042*** (0,002)	
R_2				0,021*** (0,002)	
R_3				0,020*** (0,003)	
Sexe	-0,010** (0,0050)	-0,008* (0,0048)	-0,0006 (0,0047)	-0,030*** (0,001)	-0,030*** (0,001)
Effets trimestre	oui	oui	oui	oui	oui
Effets génération	oui	oui	oui	non	non
Échantillons	Générations 1934-35 avec 151 et 152 trimestres à 60 ans	Générations 1935-36 avec 152 et 153 trimestres à 60 ans	Générations 1934-35 avec 153 et 154 trimestres à 60 ans	Toutes les générations et durées de cotisation à 60 ans	Toutes les générations et durées de cotisation à 60 ans
N	23210	24038	23347	1268945	
R^2	0,01	0,01	0,02	0,04	
F	81,68	91,38	93,92	1498,86	1586,82

Significance levels : $*$: 10% $**$: 5% $***$: 1%

Source : Calculs avec les données de la Cnav.

Note : Les spécifications sont identiques à celles utilisées au tableau 3.4 mais la variable dépendante est une variable muette qui prend la valeur 1 si les individus ont liquidé une pension invalidité ou pour inaptitude et 0 sinon. Les écarts-types sont reportés entre parenthèses.

TAB. 3.6 – Expérience de contrôle – Impact de la réforme sur les pensions pour les anciens combattants

Variable	(1) **1934-35** Coeff. (Écart-type)	(2) **1935-36** Coeff. (Écart-type)	(3) **1936-37** Coeff. (Écart-type)	(4) **Anc. comb.** Coeff. (Écart-type)	(5) **Anc. comb.** Coeff. (Écart-type)
R linéaire					0,0002*** (0,00008)
R_1	0,0008 (0,0007)	-0,0004 (0,0005)	0,00002 (0,0004)	0,00009 (0,0002)	
R_2				0,00023** (0,0001)	
R_3				0,00026*** (0,00009)	
Sexe	0,0011*** (0,00035)	0,0007*** (0,00028)	0,00035* (0,00019)	0,0056*** (0,00008)	0,0056*** (0,00008)
Effets trimestre	oui	oui	oui	oui	oui
Effets génération	oui	oui	oui	non	non
Échantillons	Générations 1934-35 avec 151 et 152 trimestres à 60 ans	Générations 1935-36 avec 152 et 153 trimestres à 60 ans	Générations 1934-35 avec 153 et 154 trimestres à 60 ans	Toutes les générations et durées de cotisation à 60 ans	Toutes les générations et durées de cotisation à 60 ans
N	23210	24038	23347	1268945	
R^2	0,0007	0,0004	0,0003	0,004	
F	3,98	2,17	1,56	151,34	160,49

Significance levels : $*$: 10% $**$: 5% $***$: 1%

SOURCE : Calculs avec les données de la Cnav.

NOTE : Les spécifications sont identiques à celles utilisées au tableau 3.4 mais la variable dépendante est une varaible muette qui prend la valeur 1 si les individus ont liquidé une pension de guerre et 0 sinon. Les écarts-types sont reportés entre parenthèses.

spécifiques. Dans la seconde spécification, nous supposons un effet linéaire.

Une expérience de contrôle peut être menée avec les pensions offertes aux anciens prisonniers de camp de concentration (enfants pendant la guerre) et les anciens combattants (essentiellement de la guerre d'Algérie) ou des mères travaillant à l'usine. La possibilité de liquider ces pensions est plus réduite et il est fort possible que l'effet de révélation ne joue pas ici : les anciens combattants sont susceptibles de demander la liquidation de ces pensions même s'ils ont par ailleurs un taux de remplacement maximal.[14] Nous montrons au tableau 3.6 les mêmes régressions que précédemment avec comme variable dépendante le fait de recevoir une pension de guerre ou non. L'effet est généralement non significatif.

3.4.4 Les résultats corrigés pour le biais de révélation

Ces deux effets révélation peuvent biaiser nos estimations en double différence car la réforme modifie ainsi les groupes test et de contrôle. Nous détaillons à l'annexe C avec un modèle simple la direction de ce biais : ces effets révélation conduisent à une surestimation des effets de la réforme dans nos doubles différences. En effet, l'effet révélation conduit à la sur-pondération dans le groupe test des personnes à faible préférence pour le loisir. La correction de ce biais nécessite donc d'éliminer de l'échantillon les personnes qui liquident leur retraite à plus d'un trimestre après avoir obtenu le taux plein.

Nous allons donc détailler ci-dessous les résultats corrigés pour le biais de révélation avant de présenter les mêmes estimations pour les hommes et les femmes séparément.

On reporte dans le tableau 3.7 les résultats des estimations corrigées en utilisant l'équation (3.3). Dans les trois premières colonnes, les doubles différences sont mises en évidence pour les différentes générations en jeu. Les coefficients de la variable R_1 correspondent ainsi à l'élasticité de l'âge de départ en retraite par rapport à la durée requise de cotisation. Ils correspondent à une élasticité locale, valable pour les personnes touchées à la marge (qui subissent une augmentation de 1 trimestre de la durée de cotisation). Les élasticités varient ainsi autour de deux-tiers : 0,65 pour

[14] Il s'agit autant de la reconnaissance de la société que de la question d'un taux de remplacement plus élevé.

TAB. 3.7 – Élasticité de l'âge de départ à la retraite par rapport à la durée de cotisation requise pour obtenir le taux plein : estimations corrigées

Variable	**(1)** **1934-35** Coeff. (Écart-type)	**(2)** **1935-36** Coeff. (Écart-type)	**(3)** **1936-37** Coeff. (Écart-type)	**(4)** **Tous** Coeff. (Écart-type)	**(5)** **Tous** Coeff. (Écart-type)
R linéaire					0,596*** (0,017)
R_1	0,655*** (0,057)	0,626*** (0,057)	0,664*** (0,056)	0,613*** (0,050)	
R_2				0,610*** (0,025)	
R_3				0,588*** (0,018)	
Effets trimestre	oui	oui	oui	oui	oui
Effets génération	oui	oui	oui	non	non
Échantillons	Générations 1934-35 avec 151 et 152 trimestres à 60 ans	Générations 1935-36 avec 152 et 153 trimestres à 60 ans	Générations 1934-35 avec 153 et 154 trimestres à 60 ans	Toutes les générations et durées de cotisation à 60 ans	Toutes les générations et durées de cotisation à 60 ans
N	16099	17095	16874	763307	
R^2	0,62	0,59	0,63	0,455	
$F_{(3,N)}$	8855,58	8294,41	9653,24	20549,04	21965,53

Degré de significativité : $*$: 10% $**$: 5% $***$: 1%

SOURCE : Calculs avec les données administratives de la Cnav.

NOTE : Les trois première colonnes présentent les résultats des doubles différences pour différents échantillons : pour les générations 1934-35, l'échantillon est réduit aux individus qui ont à 60 ans 151 et 152 trimestres de cotisation ; pour les générations 1935-36, l'échantillon est réduit aux individus qui ont à 60 ans 152 et 153 trimestres de cotisation ; enfin pour les générations 1936-37, l'échantillon est réduit aux individus qui ont à 60 ans 153 et 154 trimestres de cotisation. Le coefficient d'interaction (génération et trimestre à 60 ans) est alors R_1. Nous avons exclu dans ces doubles différences les individus qui ont liquidé leur retraite plus d'un trimestre après avoir obtenu le taux plein afin de corriger pour l'effet révélation.
Dans les deux dernières colonnes, nous utilisons tous les individus qui ont liquidé une pension normale nés entre 1934 et 1937. Nous excluons de l'échantillon les observations où l'âge de liquidation est supérieur à 66 ans et où la durée de cotisation est entre 151 à 153 trimestres 60 ans. Les variables R_n sont définies comme le nombre n de trimestres nécessaires pour obtenir le taux plein après la réforme. Par exemple R_2 est égal à 2 si l'individu est né en 1935 avec à 60 ans entre 133 et 150 trimestres de cotisation ou si il est né en 1936 avec 151 trimestres à 60 ans ou né en 1937 avec 152 trimestres de cotisation à 60 ans. Dans la spécification (5) nous supposons un effet linéaire. Nous avons inclus des variables muettes pour chaque trimestre de cotisation à 60 ans possible. Les écarts-types sont reportés entre parenthèses.

la double différence 1934-1935 ; 0,63 pour les générations 1935-1936 et 0,66 pour les générations 1936-1937. On peut retrouver ce résultat en reconsidérant le graphique 3.4 (page 123) qui correspond à la double différence pour les générations 1934-35. L'élasticité de 0,65 se retrouve dans le fait que la part des personnes touchées (qui ont à 60 ans 151 trimestres) qui décalent leur départ en retraite (qui liquident à 60,25 ans) est d'environ les deux tiers. Dans le cadre de ces doubles différences à la marge, l'élasticité correspond à la proportion des personnes qui décalent (puisque la variation de la durée requise de cotisation est d'un trimestre).

Nous reportons ensuite dans les deux dernières colonnes du tableau 3.7 les résultats de la régression générale suivant l'équation (3.8). Pour tenir compte du biais de révélation, nous retirons les personnes touchées à la marge dans ces estimations générales. Dans la quatrième colonne l'estimation suit exactement la description des variables R_n : il s'agit de l'effet de la réforme normalisé selon son intensité. Avec cette spécification, nous obtenons des élasticités inférieures à celles obtenues à la marge, entre 0,59 et 0,61 selon l'intensité de la réforme. Sans surprise, plus l'intensité de la réforme est forte, plus l'élasticité est faible. Dans la dernière colonne, on suppose un effet linéaire de l'intensité de la réforme afin d'estimer un impact moyen de la réforme. On trouve ainsi une élasticité de 0,60 significatif à 1 %.

Le fait que l'on trouve une élasticité à la marge (pour les personnes autour de N_1 trimestres à 60 ans) plus forte que dans la régression générale (pour toutes les personnes touchées par la réforme, de 131 à 153 trimestres à 60 ans) n'est pas surprenant. Les personnes touchées à la marge par la réforme sont plus élastiques que celles qui doivent déjà repousser leur départ en retraite d'une longue période pour obtenir le taux plein (celles qui ont entre 131 et 149 trimestres à 60 ans).

3.4.5 L'effet de la réforme selon le sexe

Aux tableaux 3.8 et 3.9, nous présentons les résultats d'estimations similaires pour les femmes et les hommes, de façon séparée. En effet, comme il n'est pas possible d'introduire une variable de contrôle pour le sexe (le sexe est corrélé à la durée de cotisation à 60 ans), nous refaisons les estimations sur des sous échantillons séparés.

Le premier résultat intéressant et quelque peu surprenant est la plus forte élasticité

TAB. 3.8 – Élasticité de l'âge de départ à la retraite par rapport à la durée de cotisation requise pour obtenir le taux plein : estimations corrigées - femmes uniquement

Variable	**(1)** **1934-35** Coeff. (Écart-type)	**(2)** **1935-36** Coeff. (Écart-type)	**(3)** **1936-37** Coeff. (Écart-type)	**(4)** **Tous** Coeff. (Écart-type)	**(5)** **Tous** Coeff. (Écart-type)
R linéaire					0,515*** (0,017)
R_1	0,704*** (0,009)	0,656*** (0,009)	0,727*** (0,009)	0,609*** (0,073)	
R_2				0,591*** (0,036)	
R_3				0,492*** (0,027)	
Effets trimestre	oui	oui	oui	oui	oui
Effets génération	oui	oui	oui	non	non
Échantillons	Générations 1934-35 avec 151 et 152 trimestres à 60 ans	Générations 1935-36 avec 152 et 153 trimestres à 60 ans	Générations 1934-35 avec 153 et 154 trimestres à 60 ans	Toutes les générations et durées de cotisation à 60 ans	Toutes les générations et durées de cotisation à 60 ans
N	6040	6560	6495	423350	
R^2	0,67	0,62	0,69	0,41	
$F_{(3,N)}$	4137,70	3565,97	9653,24	9530,35	10186,87

Degré de significativité : $*$: 10% $**$: 5% $***$: 1%

SOURCE : Calculs avec les données administratives de la Cnav.

NOTE : Les spécifications sont identiques à celles du tableau 3.7 mais nous l'échantillon est limité aux femmes. Les écarts-types sont reportés entre parenthèses.

Tab. 3.9 – Élasticité de l'âge de départ à la retraite par rapport à la durée de cotisation requise pour obtenir le taux plein : estimations corrigées - hommes uniquement

Variable	(1) **1934-35** Coeff. (Écart-type)	(2) **1935-36** Coeff. (Écart-type)	(3) **1936-37** Coeff. (Écart-type)	(4) **Tous** Coeff. (Écart-type)	(5) **Tous** Coeff. (Écart-type)
R linéaire					0,630*** (0,022)
R_1	0,623*** (0,007)	0,606*** (0,007)	0,619*** (0,007)	0,587*** (0,067)	
R_2				0,592*** (0,033)	
R_3				0,631*** (0,023)	
Effets trimestre	oui	oui	oui	oui	oui
Effets génération	oui	oui	oui	non	non
Échantillons	Générations 1934-35 avec 151 et 152 trimestres à 60 ans	Générations 1935-36 avec 152 et 153 trimestres à 60 ans	Générations 1934-35 avec 153 et 154 trimestres à 60 ans	Toutes les générations et durées de cotisation à 60 ans	Toutes les générations et durées de cotisation à 60 ans
N	10059	10535	10379	339957	
R^2	0,59	0,57	0,59	0,462	
$F_{(3,N)}$	4837,84	4719,65	4914,15	9433,09	10083,27

Degré de significativité : $*$: 10% $**$: 5% $***$: 1%

Source : Calculs avec les données administratives de la Cnav.

Note : Les spécifications sont identiques à celles du tableau 3.7 mais nous l'échantillon est limité aux hommes. Les écarts-types sont reportés entre parenthèses.

des femmes pour celles qui sont touchées à la marge. On obtient en effet des élasticités de 0,70 pour les générations 1934-35, 0,66 pour les générations 1935-36 et 0,72 pour les générations 1936-37. Les estimations pour le cas des hommes sont nettement plus faibles : 0,62 pour les générations 1934-35 et 1936-37 et 0,61 pour les générations 1935-36.

Le deuxième résultat touche les estimations générales qui mettent en avant l'élasticité des autres groupes touchés par la réforme (avec 131 à 150 trimestres de cotisation à 60 ans). Les femmes ont alors des élasticités plus faibles et plus décroissantes en proportion de l'intensité de la réforme. Ainsi, les femmes touchées par la réforme par une augmentation de la durée requise de cotisation de trois trimestres exhibent une élasticité de 0,49 seulement, contre 0,63 pour les hommes. À l'inverse pour ces derniers, l'élasticité n'est pas décroissante avec la progression de l'intensité de la réforme avec un effet linéaire proche de l'effet à toutes les intensités, autour de 0,63.

La première explication de ce phénomène est le biais de sélection. Les femmes sont nettement moins représentées dans les personnes touchées à la marge (40 % de l'échantillon) alors qu'elles sont majoritaires parmi les personnes entre 131 et 149 trimestres à 60 ans. Les femmes ont en effet des carrières plus courtes, plus heurtées par les interruptions de carrière et ont donc une durée de cotisation plus faible à 60 ans. Par ailleurs, les décisions de cessation d'activité étant liées à la situation du conjoint, il n'est pas étonnant que les femmes fortement touchées par la réforme se retrouvent moins élastiques. À l'inverse, les femmes qui ont eu des carrières sans interruptions ont vraisemblablement des caractéristiques propres qui expliquent leur forte élasticité (faible préférence pour le loisir, travail peu pénible et adapté à une vie de famille...).

3.4.6 Vérifications avec l'Échantillon interrégime de retraités

Les données administratives de la Cnav ont un désavantage : elles n'incluent pas de données avant la réforme pour contrôler pour une possible tendance. Même si elles restent imprécises (échantillon faible, âge de la retraite en année) et soumis à des délais assez longs pour notre étude (en 2001, seulement les générations 1934 et 1936 sont complètes pour tester l'impact de la réforme de 1993), les données de l'EIR

Tab. 3.10 – Âge moyen de liquidation - estimation en double différence (EIR)

Panel A : expérience naturelle 1

	Durée de cotisation à 60 ans		
Gén.	Traitement	Contrôle	Diff.
1934-36	244,659	241,111	3,547
	(0,166)	(0,041)	(0,113)
1930-32	244,225	241,420	2,804
	(0,175)	(0,055)	(0,146)
Diff.	0,434	-0,309	**0,743*****
	(0,248)	(0,060)	(0,180)

Panel B : expérience de contrôle 1

	Durée de cotisation à 60 ans		
Gén.	Traitement	Contrôle	Diff.
1930-32	244,225	241,420	2,804
	(0,175)	(0,055)	(0,146)
1926-28	244,96	242060	2,899
	(0,256)	(0,076)	(0,203)
Diff.	-0,734	-0,640	**-0,095**
	(0,314)	(0,088)	(0,251)

Panel C : expérience naturelle 2

	Durée de cotisation à 60 ans		
Gén.	Traitement	Contrôle	Diff.
1934	246,706	245,992	0,713
	(0,265)	(0,109)	(0,348)
1932	245,907	246,007	-0,100
	(0,339)	(0,152)	(0,487)
Diff.	0,799	-0,014	**0,813**
	(0,435)	(0,185)	(0,580)

Panel D : expérience de contrôle 2

	Durée de cotisation à 60 ans		
Gén.	Traitement	Contrôle	Diff.
1932	245,907	246,007	-0,100
	(0,339)	(0,152)	(0,487)
1930	246,474	246,697	-0,223
	(0,380)	(0,156)	(0,517)
Diff.	-0,567	-0,690	**0,123**
	(0,520)	(0,222)	(0,710)

Note : Calculs à partir des données de l'EIR 2001. Nous avons exclu les individus qui ont liquidé après 66 ans. L'échantillon ets aussi restreint aux individus qui ont liquidé une pension de retraite du régime général. Les écarts-types sont reportés entre parenthèses et les élasticités en gras.
Degré de significativité : $***$: 1%

2001 nous permettent de réaliser les expériences de contrôle qui manquaient dans nos estimations précédentes. Les tests que nous présentons ici ne sont pas vraiment des estimations précises de la réforme, mais visent simplement à mettre en évidence qu'il n'existe pas une tendance séculaire qui pourrait jeter un doute sur nos estimations.

Au tableau 3.10, nous utilisons les mêmes doubles différences que nous avons présentées avec les données de la Cnav. Nous présentons alors des expériences de contrôle sur des générations non touchées par la réforme, comme les générations 1930 et 1932. Les coefficients de l'expérience naturelle (sur les générations touchées par la réforme) sont positifs tandis que ceux de l'expérience de contrôle sont nuls ou non significatifs. Cela confirme que l'on mesure bien l'effet de la réforme de 1993 et non pas une tendance reliée à d'autres effets.

À la première colonne du tableau 3.11, nous reportons les résultats de la régression

TAB. 3.11 – Élasticité de l'âge de départ à la retraite par rapport à la durée de cotisation requise pour obtenir le taux plein : estimations avec les données de l'EIR 2001

Variable	**Coefficient** (Ecart-type)
TRI*Générations touchées	0,726*
	(0,376)
TRI	-0,264
	(187,395)
Tendance*TRI	0,002
	(0,097)
Génération 1932	-0,458***
	(0,094)
Génération 1934	-0,528***
	(0,086)
Génération 1936	-0,603***
	(0,114)
N	13072
R^2	0,091
$F_{(6,13065)}$	217,273
Degré de significativité :	* : 10% ** : 5% *** : 1%

NOTE : Calculs à partir des données de l'EIR 2001. Nous avons exclu les individus qui ont liquidé après 66 ans. L'échantillon est aussi restreint aux individus qui ont liquidé une pension de retraite du régime général. La variable dépendante, l'âge de liquidation, est exprimée en nombre de trimestres. La variable TRI est égale à 1 si l'individu a, à 60 ans, entre 131 et 152 trimestres de cotisation et 0 sinon. La tendance est l'année de naissance. Les écarts-types sont reportés entre parenthèses.

suivante :

$$AGE_{ij} = \alpha + \beta_j GEN_j + \gamma\overline{TRI} + \delta\overline{TRI} \times Gén.\ touchées + \zeta\overline{TRI} \times T + \epsilon_{ij} \quad (3.10)$$

avec AGE_{ij} l'âge de départ en retraite d'un individu i de la génération j, GEN_j l'année de naissance de la génération j, T la tendance et $\overline{TRI}$ est une variable muette qui prend la valeur 1 si la personne a à 60 ans entre 131 et 152 trimestres de cotisation et 0 sinon. Nous ne pouvons pas, avec ces données, estimer l'impact de la réforme pour chaque génération, et nous proposons dès lors une estimation globale. La variable $\overline{TRI} \times T$ contrôle pour une tendance propre à chaque groupe. Cette possibilité est clairement rejetée. Le coefficient d'interaction δ est lui, par contre, statistiquement significatif à 10 %.

L'importance de ces résultats avec les données de l'EIR est qu'ils renforcent la conviction que l'effet capturé n'est pas lié à une tendance de long terme et que nos estimations identifient bien l'effet de la réforme de 1993. Reste à évaluer l'impact des dispositifs spécifiques de préretraite et l'indemnisation du chômage sur nos estimations.

3.4.7 Comment prendre en compte les préretraités et les chômeurs ?

Pour obtenir un résultat final de l'effet de la réforme de 1993, il faut bien comprendre que les chômeurs et les préretraités sont inclus dans notre échantillon. Les données administratives de la Cnav auxquelles nous avons pu avoir accès ne détiennent aucune information sur le statut avant la liquidation.[15] De plus les dispositifs d'assurance chômage ou de préretraite paient des cotisations et donc valident des trimestres de cotisation pour leurs bénéficiaires.

C'est pourquoi une très large partie des individus concernés par ces systèmes n'ont pas de vraies incitations à repousser leur départ en retraite : ils ne font pas face véritablement à un arbitrage entre loisir et revenu.[16] Ainsi nos estimations incluent

[15] La Cnav dispose de ce type de données mais ils sont d'accès restreints.

[16] La réalité est plus complexe en fait puisque certains systèmes de préretraites sont moins avantageux que la retraite alors que d'autres le sont plus.

jusqu'à présent l'effet mécanique de du report des préretraités.

D'après des études récentes, 34 % seulement des salariés du privé étaient en emploi juste avant de prendre leur retraite et 47 % (chômage ou préretraite) avaient la possibilité de bénéficier des trimestres de cotisation tout en restant sans emploi (Colin, Iéhlé et Mahieu 2000). Pourtant, la proportion des salariés concernés par le chômage et les préretraites varie considérablement selon la durée de cotisation à 60 ans et il est nécessaire de connaître ce genre d'information pour ceux touchés par la réforme.

Un rapport récent (Bommier, Magnac, Rapoport et Roger 2004) utilise l'EIR apparié avec les DADS et les fichiers Unedic pour donner des estimations plus précises sur le statut des individus avant leur départ en retraite et par durée de cotisation. Une difficulté est de savoir comment traiter les individus qui n'apparaissent pas dans les fichiers DADS, mais qui sont présents dans les fichiers de liquidation de la Cnav. Une façon de procéder est de les déclarer inactifs (Colin et al. 2000) mais cela néglige le fait qu'une grande partie d'entre eux sont des fonctionnaires qui ont validé, jeunes, des trimestres de cotisation dans le secteur privé. Dans le tableau 3.12 nous avons utilisé les résultats présents dans ce rapport en considérant le dernier statut disponible avant la retraite (pour la période 1985-1996). Ces données confirment le fait connu qu'une majorité de bénéficiaires de préretraites ont eu des carrières très longues (plus de 165 trimestres de cotisation à 60 ans) et n'ont donc pas été touchés par la réforme de 1993. Néanmoins, pour le groupe entre 150 et 160 trimestres de cotisation à 60 ans, on dénombre encore 23-28 % sans emploi, soit au chômage, soit en préretraite. Pour le groupe avec moins de 150 trimestres de contribution, ce pourcentage est de 13-14 %.

Deux types de calculs peuvent être faits concernant l'élasticité nette de l'âge de départ en retraite à la durée de cotisation : le premier chiffre qui doit retenir notre attention est de savoir dans quelle mesure les personnes touchées par la réforme ont décalé leur départ en retraite, sachant toutes les possibilités institutionnelles disponibles pour éviter l'arbitrage revenu loisir (préretraite, chômage, pensions invalidité ou pour inaptitude...) ; le second chiffre d'intérêt est l'élasticité pure, entendue comme représentant l'effet de l'arbitrage revenu-loisir, c'est-à-dire pour ceux qui ont vraiment eu à faire cet arbitrage.

Tab. 3.12 – Distribution du statut avant la retraite

Génération 1930	Durée de cotisation					
	< 150	150-154	155-159	160-164	> 165	tous
Manquant	61,75 %	36,80 %	31,30 %	33,25 %	24,02 %	41,37 %
Emploi	24,69 %	39,16 %	40,41 %	39,59 %	37,98 %	32,84 %
Chômage	10,83 %	15,33 %	20,23 %	15,66 %	20,51 %	15,88 %
Pré-retraite	2,73 %	8,71 %	8,07 %	11,50 %	17,49 %	9,92 %
Total chômage plus préretraite	13,56 %	24,04 %	28,30 %	27,16 %	38,00 %	25,80 %

Notes : Les individus notés manquants n'ont pas été repérés ni dans les fichiers DADS ni dans les fichiers Unedic pendant la période 1985-1996. Le statut est celui avant la liquidation de la retraite ou si manquant le dernier repéré. Pour la génération 1934, nous avons utilisé la distribution du dernier statut repéré pour la génération 1930 afin de répartir les individus portés manquants (cette information n'étant pas disponible pour la génération 1934).

Sources : EIR 1997 pour la génération 1930 et EIR 2001 pour la génération 1934 - DADS - Unedic (Annexe 3 - tableaux 4 et 5 issus de Bommier et alii (2004))

Le premier chiffre représente le report moyen des personnes touchées par la réforme rapporté à la variation de la durée de cotisation. Une question importante est de savoir si les chômeurs et les préretraités ont des incitations à partir en retraite plus tôt avec une pension invalidité et est-ce qu'ils sont susceptibles d'être aussi concernés par l'effet de révélation sur la durée de cotisation. Pour la plupart des systèmes, la préretraite est plus avantageuse que les pensions invalidité ou d'inaptitude, mais pas de beaucoup. Nous allons faire l'hypothèse basse qu'ils ont systématiquement choisi de reporter leur liquidation de retraite. À partir des résultats des tableaux 3.7 et 3.12, on peut ainsi calculer ces élasticités nettes à 0,47 (moins de 150 trimestres) et 0,40 pour ceux touchés à la marge. Ces résultats particulièrement bas mettent simplement en évidence les larges possibilités de départ en retraite par des voies autres que l'arbitrage revenu-loisir imposé par la réforme de 1993.

Un second type de calcul est nécessaire pour obtenir la vraie élasticité (au sens de comportement face à l'arbitrage revenu-loisir) : quelle est donc la variation de l'âge de départ en retraite pour ceux réellement touchés par la réforme (c'est-à-dire ceux qui n'avaient pas d'autres choix que l'arbitrage revenu-loisir) ? Ces calculs donnent une élasticité de 0,54 (moins de 150 trimestres) et 0,53 (151 à 155 trimestres).[17]

[17]Le calcul est simple, respectivement (0,6-0,13)/0,87=0,54 et (0,65-0,25)/0,75=0,53

3.5 Bilan : comment expliquer ces résultats ?

3.5.1 L'effet net des réformes de 1993 et 2003

Avant de commenter nos résultats, il est important de rappeler qui a été en fait touché par les réformes de 1993 et de 2003 et ce que l'on peut en attendre. La réforme de 1993 a modifié la formule de calcul de la pension de retraite seulement des salariés du privé (68 % des salariés) et parmi ce groupe seulement les individus qui avaient à 60 ans entre 131 et N_1 trimestres de cotisation ont vu leurs incitations modifiées (18 % d'une génération). Parmi ce groupe 66 % liquide une pension normale et est véritablement touché par la réforme. Pour résumer, l'augmentation de la durée de cotisation lors de la réforme de 1993 ne touche que 12 % des salariés français et seulement les générations les plus jeunes sont plus que marginalement touchées. La majeure partie de l'effet de la réforme en vue de réduire les déficits projetés des systèmes de retraite vient de la baisse du taux de remplacement induit par le changement de calcul du salaire de référence. Peu de chose était attendu de l'augmentation à proprement dite de la durée de cotisation : dans les dernières simulations disponibles, la réforme de 1993 est censée induire 180 000 retraités de moins en 2010 et 390 000 en 2040 (Bardaji, Sedillot et Walraet 2004).

Parmi ceux touchés par la réforme, certains ont pu valider des pensions d'invalidité ou d'inaptitude au travail, certains ont pu justifier d'anciens trimestres de cotisation, d'autres n'ont pas changé leur comportement dès lors qu'ils allaient de toute façon partir en retraite bien après avoir obtenu le taux plein (les personnes avec le paramètre ν_i positif). Finalement, la proportion des salariés de la Cnav qui sont concernés par notre élasticité est de 10 %, soit 6,8 % des travailleurs français. À long terme, la proportion d'individus touchés va croître de façon substantielle dès lors que le nombre de personnes avec une durée de cotisation supérieure à la durée requise baissera (les individus commencent leur carrière plus tardivement en moyenne). En utilisant des prédictions réalisées avec le modèle de microsimulation DESTINIE (Bardaji et al. 2004) nous pouvons estimer la proportion touchée à 21 % pour les générations 1940-44. La réforme 1993 a augmenté la durée de cotisation de 2,5 ans, tandis que la réforme 2003 la généralise au secteur public et prévoit une augmenta-

tion supplémentaire de la durée requise (pour une augmentation totale de 4,5 ans à l'horizon 2020). Notre estimation de l'élasticité à 0,54 signifie qu'en moyenne ces augmentations vont conduire à une augmentation de 1,35 ans de la durée de carrière (réforme 1993) pour les générations totalement touchées. En moyenne les générations 1940-44 qui ne seront touchées que par la réforme de 1993 vont repousser leur fin de carrière de 0,28 an. Par rapport à la durée requise de cotisation de 37,5 ans, cela représente une augmentation de 0,5 % de l'offre de travail (seul le secteur privé est alors inclus). On détaille notre estimation pour l'effet total des réformes à l'horizon 2020 au tableau 3.13. L'augmentation moyenne de la durée de cotisation à la suite des réformes 1993 et 2003 pour les générations 1955-64 est de 1,7 ans, ce qui mène à une augmentation moyenne des carrières de presque un an ; c'est-à-dire une augmentation de 2,4 % de l'offre de travail (secteur public et secteur privé inclus).

Tab. 3.13 – Simulation des effets des réformes à l'horizon 2020

	trimestres à 60 ans				Effet total
	130-139	140-149	150-159	160-169	
Proportion de la génération 1955-64	0,06	0,14	0,15	0,31	0,66
Augmentation durée de cotisation	4,5	4,5	3,25	1	1,70
Élasticité	0,54	0,54	0,53	0,53	
Effet net	0,39%	0,91%	0,69%	0,44%	2,42%

Note : Ces estimations reposent sur plusieurs hypothèses : l'élasticité estimée avec la réforme de 1993 sur le secteur privé est similaire à celle du secteur public ; l'élasticité estimée pour des personnes qui ont à 60 ans entre 130 et 155 trimestres de cotisation est proche de celle pour des personnes qui ont à 60 ans une durée de cotisation plus importante. Les données sur la répartition des durées de cotisation des générations 1955-1964 viennent des travaux de microsimulation de Destinie (Bardaji et al. 2004). L'effet net est exprimé en pourcentage de l'offre de travail requise en 1993 (37,5 ans).

Si le capital est élastique à long terme, la croissance du PIB que l'on peut anticiper à la suite de ces augmentations de la durée requise de cotisation peut être estimée à 0,5 % du PIB à la suite de la réforme de 1993 du secteur privé et de 2,4 % à la suite des deux réformes de 1993 et 2003 à l'horizon 2020. Ces estimations doivent bien sûr être considérées comme des approximations imparfaites de l'impact de ces hausses de cotisation sur l'économie nationale.

On aurait aussi aimé savoir si la réforme de 1993 a eu un impact sur l'offre de

travail avant la retraite. Nous avons vu avec le graphique 5.2 qu'à partir de 1994, suite à la réforme, le taux de participation des 55-60 ans a augmenté sensiblement. Malheureusement, il faut souligner ici que nos données ne nous permettent pas de tester si c'est bien la réforme des retraites qui peut être créditée pour cette évolution et non l'effet propre du cycle économique. De plus la réforme de 1993 n'est pas isolée des autres politiques concernant le marché du travail des travailleurs âgés. Ainsi, en décembre 1993, les conditions d'entrée dans les dispositifs de préretraite sont rendues plus restrictives : l'âge limite pour bénéficier de ces dispositifs est relevé de 56 à 57 ans. Dans une direction opposée, avant la réforme des retraites, en avril 1993, le Ministère du Travail avait lancé une campagne d'information visant à inciter les chômeurs à bénéficier du dispositif de Dispense de recherche d'emploi (DRE), dont le nombre de bénéficiaires augmente considérablement au cours de l'année 1993. Toutes ces réformes sont difficiles à distinguer et il est probable que même avec de meilleures données, il soit difficile de présenter une stratégie d'estimation pertinente pour évaluer l'impact de l'augmentation de la durée de cotisation sur le taux d'emploi des 55-60 ans.

Enfin, même lorsqu'on écarte toutes les voies alternatives pour cesser son activité sans faire face à l'arbitrage revenu-loisir, l'élasticité réelle (mesurant cet arbitrage) n'est pas aussi élevée que la théorie nous le prédirait avec une décote de 10 % par année manquante. Notre estimation de 0,54 est bien en-dessous de 1.

Pour résumer, nous avons un effet net de la réforme assez faible, d'abord parce que les dispositifs de préretraite, d'assurance chômage ou de pensions pour inaptitude diluent toute réforme des paramètres du système de retraite et ensuite parce que l'élasticité de l'âge de la retraite à ces paramètres est moins forte que prévue.

3.5.2 Comment expliquer le sous report de l'âge de départ à la retraite ?

Le fait que les préretraites et le chômage réduisent l'effet net sur le taux d'emploi d'une réforme des retraites n'est pas vraiment une surprise. Par contre le fait qu'une large minorité de salariés décident de partir en retraite dès que possible même en

subissant une très forte décote amène à la discussion.

Il y a évidement plusieurs explications possibles pour ce sous report. Tout d'abord, si les salariés n'ont pas intérêt à prendre leur retraite avant le taux plein, ils y ont peut-être été forcés par leurs employeurs. Mais cette hypothèse apparaît peu crédible : même si les comportements de retraite en France sont fortement liés à la demande de travail, la loi protège considérablement les personnes en emploi qui n'ont pas encore atteint le taux plein. Les coûts de licenciement sont dans ce cas très élevés et les employeurs auraient vraisemblablement intérêt à attendre que la personne ait le taux plein pour mettre fin à son contrat de travail (ou à la licencier bien avant).

Une seconde explication possible se trouve du côté de l'offre de travail. Les salariés ont peut-être une forte préférence pour le loisir qui les amène à liquider leur pension dès 60 ans. Ou bien une partie des salariés manquent d'informations sur le calcul des pensions de retraite, chose pour le moins complexe, et ne parviennent pas à réaliser les implications de la décote ? Il faut peut-être envisager une prise de décision sur le départ à la retraite qui suit des règles simples : ou bien partir dès 60 ans ou bien partir avec le taux plein. Cette polarisation que l'on observe dans les données invite à penser que le choix de départ à la retraite n'est pas forcément l'objet d'un calcul raisonné.

Une troisième explication pourrait venir des contraintes de liquidité pour les personnes inactives qui attendent la retraite. Une étude récente par des statisticiens de la Cnav (Briard 2004) souligne l'importance de la contrainte de liquidité dans les raisons avancées par les personnes qui liquident une pension avec pénalité (où la décote s'applique).

Les données à notre disposition, même très riches, ne nous permettent pas de mettre en avant une explication contre une autre. Ce que nous pouvons simplement souligner est que l'hétérogénéité des préférences doit être plus forte que ce qui est normalement retenu. La variance des préférences pour le loisir est relativement basse dans la plupart des modèles de simulation et cela est suffisant pour expliquer pourquoi les départs anticipés sont sous prédits.

Enfin nous devons discuter une dernière cause probable à cette élasticité plus faible que prévue : l'hétérogénéité des espérances de vie. Le fait de considérer la

décote de 10 % comme actuariellement non neutre se base sur un calcul qui prend en compte l'espérance de vie moyenne par génération. Si certains individus pensent que leur espérance de vie à 60 ans sera plus courte que la moyenne, alors ils vont prendre leur retraite dès que possible. Dans ce cas, il n'est pas nécessaire de supposer que l'hétérogénéité des préférences est forte pour expliquer nos résultats. Ceci est vrai aussi si les individus sous-estiment aussi leur espérance de vie (en l'estimant sur l'espérance de vie de leurs parents par exemple), ils vont préférer alors partir plus tôt pour bénéficier d'une retraite suffisante.

De plus amples recherches seront ainsi nécessaires pour comprendre exactement qui et pourquoi une large minorité de salariés part en retraite avant d'obtenir le taux plein.

3.6 Conclusion

Ce chapitre vise à estimer l'effet des hausses de la durée requise de cotisation des réformes 1993 et 2003 des retraites sur l'allongement de la durée des carrières en France en utilisant la réforme de 1993 pour estimer l'élasticité de l'âge de départ en retraite à la durée requise de cotisation. Les réformes de 1993 et 2003 ont prévu l'augmentation progressive de celle-ci, de 37,5 ans à 42 d'ici à l'horizon 2020. Nous utilisons à la fois l'Échantillon Interrégime des Retraités (EIR 2001) et les données administratives et exhaustives de la Cnav pour estimer l'élasticité de l'âge de la retraite à la durée de cotisation pour les générations touchées par la réforme de 1993. Nous profitons du fait que la réforme a touché différents groupes différemment (selon l'année de naissance et la durée de cotisation à 60 ans) pour estimer cette élasticité par une méthode en double différence. Nous trouvons qu'un trimestre supplémentaire dans la durée de cotisation nécessaire pour obtenir le taux plein conduit à un report d'un mois et demi de l'âge de départ en retraite, correspondant à une élasticité de 0,54 à 0,65, selon l'ampleur du choix de liquidation des préretraités. Ce chiffre important doit pourtant être remis dans le contexte du système français de l'époque avec une forte décote pour les départs anticipés, qui laissait à penser jusqu'alors que cette élasticité devrait approcher l'unité.

Des explications possibles pour ce sous report peuvent être soit des contraintes de crédit, une plus forte hétérogénéité dans les préférences pour le loisir ou bien l'hétérogénéité des espérances de vie.

De plus, nous avons montré que les salariés ont fait usage dès qu'il leur était possible des autres possibilités de retraite à taux plein pour éviter l'effet de la réforme, que ce soit en liquidant plus de pensions invalidité ou pour inaptitude ou en faisant un effort administratif plus important pour retrouver de vieux trimestres de cotisation. Selon nos estimations, la réforme de 1993 a augmenté la probabilité de liquider une pension invalidité ou inaptitude de 2 à 4 % pour les personnes touchées.

Le fait que les dispositifs de chômage et de préretraite concernent une grande partie des futurs retraités (23 à 28 %) suggère que l'effet net de la réforme sur le marché du travail pourrait être de 0,4 pour ceux qui sont touchés à la marge par la réforme et aussi bas que 0,47 pour les autres. L'écart substantiel entre l'élasticité réelle représentant l'arbitrage entre revenu et loisir et l'élasticité nette de l'effet de la réforme sur le marché du travail, souligne l'importance des autres voies de cessation d'activité en France, qui diminueront toutes les tentatives visant à favoriser le report de l'âge de la retraite.

Enfin, des approximations relativement simples permettent d'estimer l'impact des hausses de la durée de cotisation des réformes de 1993 et 2003 entre 2 et 3 % du PIB à l'horizon 2020.

Chapitre 4

Quelles règles optimales pour le barème des pensions de retraite ?

Ce chapitre vise à réfléchir d'un point de vue théorique à l'optimalité d'un barème de retraite vis-à-vis des comportements d'offre de travail des salariés.[1] Le chapitre précédent a mis en avant l'importance de la réaction des individus face aux modifications des règles de liquidation et a calculé l'élasticité de l'âge de départ à la retraite à l'augmentation de la durée de cotisation. Cette mesure est intéressante en soi afin d'estimer l'impact des réformes sur les déficits envisagés, mais ne donne aucune indication sur la durée de cotisation optimale ni sur la forme du barème (montant de la décote, surcote). Ces questions sont pourtant essentielles à l'analyse des réformes de retraite récentes. La réforme de 2003, contrairement à celle de 1993, a modifié profondément le barème du régime général. La décote a été réduite, une surcote introduite. Cette réforme n'a pas encore donné lieu à des évaluations empiriques, mais elle a déjà ouvert un vif débat sur le montant des incitations à mettre en place. La surcote est-elle suffisante pour induire le report du départ en retraite ? Son niveau est-il au contraire trop élevé et coûteux pour les régimes ? Ce travail propose un cadre théorique pour interpréter la mesure de l'élasticité de l'âge de la liquidation aux paramètres du barème de retraite et pour discuter des implications que l'on peut en tirer sur la forme du barème idéal.

[1] Je remercie particulièrement Thomas Piketty pour son aide et ses encouragements ainsi qu'Emmanuel Frot, Stéphane Guibaud et Clément Carbonnier pour leurs conseils.

La littérature sur l'optimalité du système de retraite a émergé à partir des réflexions des économistes sur les justifications d'un système de retraite obligatoire. Traditionnellement, on identifie trois raisons majeures à la prise en charge par la collectivité du risque vieillesse : l'absence de marchés financiers capables d'offrir des annuités réelles ; le paternalisme visant à répondre à l'épargne insuffisante d'une partie de la population qualifiée de « myope », c'est-à-dire dans l'incapacité d'anticiper ses besoins pendant la vieillesse ou faisant preuve d'une forte préférence pour le présent ; enfin la volonté de redistribuer sur une base des revenus d'une vie et non sur les seuls revenus annuels. Pour chacune de ces motivations, il est possible de discuter de l'optimalité du système de retraite comme dépendant de paramètres sous-jacents à la sévérité des imperfections. Ainsi, selon le risque des marchés financiers, on peut évaluer la taille optimale d'un système par répartition ; selon le degré de myopie, estimer la taille du système de retraite et discuter le barème selon la redistribution que l'on souhaite effectuer.

La question qui nous intéresse dans ce chapitre n'est pas liée à l'existence d'un système de retraite obligatoire. Nous nous plaçons délibérément dans un cadre où les marchés financiers étant non-existants, le système par répartition est l'unique technique pour garantir aux travailleurs âgés un revenu pendant leur fin de vie. La question revient donc à optimiser la formule déterminant la pension. Si l'on met de côté l'hypothèse d'une externalité négative des travailleurs âgés (qui nécessiterait un barème optimal incitant les salariés âgés à quitter rapidement leur emploi),[2] le choix d'un barème optimal consiste à inciter à reporter le départ en retraite de façon à maximiser l'utilité de l'ensemble des agents. Cette maximisation se fait non seulement sous la contrainte budgétaire du régime, mais aussi sous des contraintes techniques (unicité du barème, unicité des taux de cotisation) que l'on précisera.

Cette question se rapproche de la littérature de la taxation optimale en ce sens que le barème du système de retraite correspond à une forme de taxation de l'offre de travail des salariés par le biais de la variation du taux de remplacement en fonction de l'âge de départ en retraite. Le barème de retraite optimal dépend donc de la

[2]Voir par exemple la thèse développée par Casey Mulligan (2000) et Mulligan et Sala-i-Martin (2000). On discute à la partie suivante les politiques visant à inciter les salariés âgés à cesser leur activité dans le but de libérer des emplois.

sensibilité de l'âge de liquidation aux conditions offertes par le système de retraite, de la même façon que des auteurs ont montré que la courbe optimale des taux de taxation du revenu dépend de l'élasticité de l'offre de travail (Piketty 1997, Saez 2001). En théorie le choix d'un barème de retraite est beaucoup plus complexe que la présentation simplifiée que nous allons en faire : l'hétérogénéité des espérances de vie, dans l'état de santé ou la pénibilité du travail sont des éléments importants dans la détermination du fonctionnement d'un système de retraite. Ici nous allons nous concentrer sur l'hétérogénéité de la préférence pour le loisir comme déterminant de l'offre de travail des salariés âgés.

La première partie rappelle les résultats de la taxation optimale appliquée aux systèmes de retraite. Nous présenterons le modèle et son application à la réforme de 1993 (partie 4.2), puis nous discuterons des hypothèses nécessaires à la détermination d'un barème optimal (partie 4.3).

4.1 Taxation optimale et système de retraite

4.1.1 Littérature

La littérature sur l'optimalité du système de retraite est particulièrement vaste. Deux approches peuvent être distinguées : l'une, plutôt macroéconomique, cherche à mettre en avant les conditions d'optimalité d'un système par répartition au niveau de l'accumulation globale de l'économie, l'autre se concentre sur la sous-accumulation individuelle. La première approche discute de l'optimalité du financement par répartition ou par capitalisation dans le cadre du modèle classique de générations imbriquées (Artus et Legros 1999). La seconde approche insiste sur le lien entre un système de retraite optimal et les comportements d'épargne des agents. Une des raisons majeures avancées pour la mise en place des régimes de retraite tient à la myopie des individus dans leur comportement d'épargne. Aussi la taille optimale du système par répartition va dépendre de l'effet désincitatif sur l'épargne engendré par le système de retraite (Feldstein 1985, Feldstein et Liebman 2002).

Nous laissons de côté ici les comportements d'épargne pour nous intéresser aux

comportements d'offre de travail des salariés âgés - l'offre de travail étant comprise comme le choix du départ à la retraite. L'objectif de ce travail est de déterminer la forme optimale de la formule de calcul des pensions de retraite selon l'élasticité de l'âge de la retraite aux conditions de liquidation.

Dans ce domaine, la littérature a d'abord insisté sur les effets désincitatifs des systèmes de retraite sur l'offre de travail (Blöndal et Scarpetta 1998, Gruber et Wise 1999). Plus précisément des auteurs ont souligné que les barèmes de nombreux régimes de retraite offraient une augmentation des pensions pour un départ en retraite retardé bien inférieure au barème « actuariellement neutre » mettant ainsi en évidence une taxe implicite sur la poursuite d'activité. Suite à ces travaux, la recommandation de politique économique apparaissait clairement de modifier les barèmes afin de mettre fin à cette distortion. En Suède ou en Italie, l'introduction des comptes notionnels a permis d'aller largement dans ce sens. La réforme des retraites de 2003 en France rend le barème plus proche de la neutralité actuarielle : la baisse de la décote de 10 à 5 % amoindrit la pénalité au départ anticipé et l'introduction de la surcote de 3 % diminue la désincitation à poursuivre son activité après avoir atteint ce taux. Pour autant ce barème est loin de valeurs actuariellement neutre, celles-ci exhibant des valeurs de surcote croissante avec l'âge de départ en retraite.

D'autres travaux ont alors insisté sur le fait que le barème actuariellement neutre n'est pas forcément optimal. Diamond et Mirrlees (1978) puis Diamond (2003) montrent ainsi que lorsque les agents se différencient par leur désutilité au travail, le barème optimal doit être croissant en fonction de l'âge de départ pour répondre à la contrainte d'incitation, mais que pour autant il existe de la taxation implicite à l'optimum, indiquant un barème en deçà du barème actuariellement neutre. C'est l'asymétrie d'information sur la désutilité au travail qui crée ce problème d'optimum de second rand. Sheshinski (2006) reprend cette analyse à propos de la décote optimale, tandis qu'Eső et Simonovits (2002) l'appliquent à l'asymétrie d'information concernant l'espérance de vie. Cremer, Lozachmeur et Pestieau (2004) mettent aussi en évidence une taxation implicite optimale quand le gouvernement a un objectif redistributif. Ils la caractérisent comme une taxation implicite des moins productifs qui sont incités à partir plus tôt en retraite. L'hétérogénéité vient à la fois des niveaux de productivité

et de l'état de santé. L'hétérogénéité des productivités incite à des distortions sur l'offre de travail hebdomadaire tandis que l'hétérogénéité des états de santé invite à des distorsions de l'âge de la retraite. Cremer, Lozachmeur et Pestieau (2005) font une revue de cette littérature en comparant le cas avec un barème de retraite linéaire et le cas non linéaire détaillé dans l'article précédemment cité.

Dans la même veine, mais avec une optique différente, Hairault, Langot et Sopraseuth (2005) montrent l'existence d'une courbe de Laffer dans la détermination du barème optimal : un barème actuariel ne permet pas de dégager de surplus pour les régimes de retraite puisque chaque prolongation d'activité, par définition, est neutre pour les caisses des régimes de retraite. Offrir un barème sous-actuariel est optimal dans le sens où il permet de financer un niveau de retraite à moindre coût. Cela a conduit ainsi les auteurs du rapport du Conseil d'Analyse Économique *Les seniors et l'emploi en France* à préconiser une hausse des surcotes afin d'encourager le report du départ en retraite et ainsi réduire les déficits anticipés.

De fait si ces deux types de travaux insistent sur la justification à une taxe sur la poursuite d'activité, ils le font pour deux raisons différentes (redistribution ou réduction des déficits) et surtout ils obtiennent des indications contradictoires. Ainsi pour Cremer, Lozachmeur et Pestieau (2004) l'objectif de redistribution en faveur des moins productifs ou en moins bonne santé est la raison de l'existence de la taxe implicite, mais pour les individus en bonne santé il faut leur proposer au mieux un barème actuariellement neutre. Hairault, Langot et Sopraseuth (2005) invitent au contraire à taxer les individus les plus performants, ceux qui ont une faible élasticité au départ en retraite afin de dégager des excédents pour les régimes de retraite.

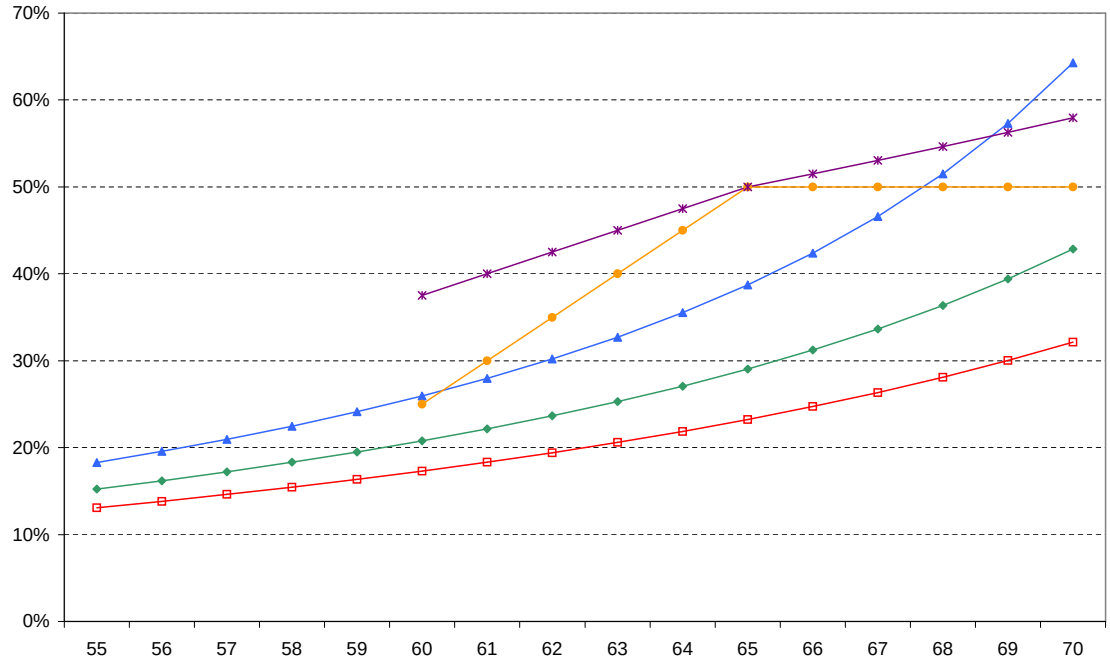
Ce survol de la littérature nous amène ainsi naturellement à préciser l'objectif d'optimisation du système de retraite et surtout quel barème est susceptible d'être modifié.

4.1.2 Quelle optimalité ? Quel barème ?

La discussion du barème optimal dans ce chapitre se limite à discuter la forme que doit prendre la fonction du taux de remplacement. L'analyse d'un barème complet impliquerait de réfléchir non seulement à cette fonction mais aussi à la détermination

des taux de cotisation, de leur niveau aussi bien que de leur différenciation possible selon l'âge (Diamond 2004). Il s'agit donc d'une réflexion sur l'optimalité d'un barème de retraite conditionnellement au choix d'un système par répartition à bénéfices définis et conditionnellement l'unicité des taux de cotisation. Cette question limitée est néanmoins très importante pour évaluer les réformes récentes et les débats en cours. Que peut-on dire de l'introduction de la surcote ou de la baisse de la décote ? Faut-il aller plus loin vers un barème actuariellement neutre ou au contraire revenir vers un barème moins incitatif ?

Fig. 4.1 – Les différents barèmes du système français et les barèmes actuariellement neutres



Lecture : Le graphique représente le taux de remplacement (en ordonnée) offert par le régime général en fonction de l'âge de départ en retraite (en abscisse). Ce barème n'est valable que pour les individus qui ont moins de 130 trimestres de cotisation.

Légende : ∗ Barème issu de la réforme de 2003 • Barème issu de la réforme de 1982 ▲ Barème actuariellement neutre avec T=80 ♦ Barème actuariellement neutre avec T=85 □ Barème actuariellement neutre avec T=90

Note : T est l'espérance de vie (80, 85 et 90 ans).

On trace au graphique 4.1 les valeurs du taux de remplacement actuariellement neutre pour le régime général,[3] et ce pour différentes espérances de vie. Plus l'âge

[3]On prend le taux de cotisation pour 2006, soit 16,5 % pour le régime général, exprimé en pourcentage du salaire super brut, soit 11,8 % pour un salaire au plafond de la sécurité sociale.

est élevé plus la décote actuariellement neutre augmente (pour compenser un an de retraite, il faut que la pension soit proportionnellement plus élevée sur une plus courte période). Quand l'espérance de vie augmente, le taux de remplacement doit baisser (pour un taux de cotisation fixe) et la décote à âge donné baisse en conséquence. On peut comparer ces valeurs aux barèmes mis en place par les différentes réformes. Le barème du régime général avant la réforme de 2003 incitait à repousser l'âge de départ jusqu'à l'obtention du taux plein avec une décote plus forte qu'une décote actuarielle (10 %), alors que la réforme de 2003 a réduit celle-ci (vers 5 %) et mis en place une surcote (3 %). Le contraste est frappant entre un barème actuariellement neutre convexe et le barème concave du système de retraite français.

4.2 Une modélisation du choix de l'âge de départ en retraite

Cette première partie a pour but de présenter le modèle de choix de l'âge de départ à la retraite et de l'appliquer au cas du régime général.

4.2.1 Le modèle

On décrit le problème de la façon suivante : chaque individu vit de 0 à T. La population est stationnaire et normalisée à 1, avec une densité uniforme de $\frac{1}{T}$. Chaque individu i choisit son âge de départ en retraite n_i comme unique paramètre de son offre de travail (l'offre de travail annuelle est fixe). On fixe le facteur d'actualisation égal au taux d'intérêt, qui est nul pour simplifier. L'utilité de chaque individu s'écrit de la façon suivante :

$$U_i = \int_a^{n_i} u[(1-\tau)w]dt + \int_n^T u[r(n_i,a)w]dt - V_i(n_i)$$

$$U_i = (n_i - a)u[(1-\tau)w] + (T-n_i)u[r(n_i,a)(1-\tau)w] - V(n_i)$$

avec T l'espérance de vie, a l'âge de début de carrière, n_i l'âge de départ en retraite, $r(n_i,a)$ le taux de remplacement au salaire net $(1-\tau)w$, w le salaire brut, τ_t

le taux de cotisation à la date t, et $V_i(n_i)$ la désutilité du travail fonction croissante de l'âge de la retraite.

Le taux de remplacement correspond au barème de retraite français stylisé : il dépend bien sûr de l'âge de liquidation n_i mais aussi de la durée de cotisation, ici $n_i - a$. L'utilité intertemporelle de chaque agent correspond donc à la somme de son utilité pendant sa vie active, son utilité pendant sa retraite et de la désutilité à la poursuite d'activité.

Notre modèle a essentiellement deux sources d'hétérogénéité des agents : sur leurs préférences pour le loisir et sur leur âge de début de carrière. On suppose ainsi que chaque agent i a sa propre fonction de désutilité du travail $V_i(n_i)$.

$$V_i(n_i) = \lambda_i \frac{n_i^{1+\alpha}}{1+\alpha}$$

La fonction $V_i(n_i)$ est convexe pour représenter la pénibilité croissante de la poursuite d'activité aux âges avancés. Le terme de λ_i suit une distribution normale centrée en 1, qui représente la distribution de l'hétérogénéité de la désutilité du travail. Les individus avec un λ_i inférieur à 1 ont une préférence pour le loisir plus faible que ceux qui ont un fort λ_i.

Le paramètre a est potentiellement hétérogène selon les individus. Il détermine la durée de cotisation $n_i - a$, mais il peut aussi représenter un indicateur du niveau d'éducation et donc d'inégalité. Dans le modèle de microsimulation DESTINIE, la mesure de l'inégalité sociale et de l'espérance de vie est déterminée par l'âge de fin d'étude. Ainsi, l'espérance de vie T, ici fixe, peut être hétérogène et dépendre de a. Potentiellement ce paramètre peut capturer de nombreuses caractéristiques déterminant l'âge de départ en retraite.

Il serait en outre possible de rendre le modèle plus subtil en jouant sur la distribution jointe des paramètres a et λ_i. Il est possible de supposer que les individus qui ont commencé tôt à travailler, dans des métiers peu qualifiés (avec un a faible), ont une désutilité plus forte à la poursuite du travail à âge élevé (un λ_i élevé).

Le choix de l'âge de départ en retraite est modélisée de façon très simple comme l'âge qui maximise l'utilité intertemporelle de l'individu. Cette modélisation est évi-

demment très frustre au regard de la complexité de la décision. D'autres auteurs ont souligné que le départ en retraite est fondamentalement un choix dynamique, l'exercice d'une option au retrait d'activité, qui dépend donc de la valeur de l'utilité à chaque date (Stock et Wise 1990, Rust et Phelan 1997). L'incertitude est aussi déterminante pour obtenir un modèle complet : l'incertitude sur la durée de vie peut entraîner des retraits précoces pour bénéficier d'un minimum de retraite en bonne santé (Blanchet 1994). Tous ces aspects sont écartés de notre modèle pour éclaircir les comportements de départ selon un nombre restreint de paramètre. Même dans ce cas très simplifié, la modélisation devient vite difficile à suivre de façon analytique.

Les individus maximisent leur utilité. On résout donc : $Max_{n_i} U_i$

La condition du premier ordre s'écrit de la façon suivante :

$$\frac{dU}{dn_i} = u[(1-\tau)w] - u[(r(n_i,a)(1-\tau)w] + (T-n_i)u'[(r(n_i,a)(1-\tau)w]\frac{dr(n_i)}{dn_i}(1-\tau)w - V_i'(n_i) = 0$$

$$\underbrace{\Big(u[(1-\tau)w] - u[r(n_i,a)(1-\tau)w]\Big)}_{\text{différence d'utilité entre travail et retraite}} + \overbrace{(T-n_i)u'[r(n_i,a)(1-\tau)w]r'(n_i,a)(1-\tau)w}^{\text{gain du report en terme de retraite}} = V_i'(n_i) \tag{4.1}$$

L'équation (4.1) permet de déterminer l'âge de la retraite optimal n_i^* pour l'individu i. De façon classique, cet âge est choisi tel qu'il égalise la désutilité marginale à repousser sa retraite avec la différence d'utilité entre le travail et la retraite et le gain d'un report marginal de la liquidation de la retraite.

Applications On suppose les formes suivantes : $u(x) = \frac{x^{1-\sigma}}{1-\sigma}$ et $V(y) = \frac{y^{\alpha+1}}{\alpha+1}$, avec $\sigma > 0$ et $\alpha > 0$. L'utilité est donc concave et la désutilité au travail convexe.

$$[(1-\tau)w]^{1-\sigma}\Big[\frac{1-(r(n_i,a))^{1-\sigma}}{1-\sigma} + (T-n)\frac{r'(n_i,a)}{(r(n_i,a))^{\sigma}}\Big] = \lambda_i n^{\alpha} \tag{4.2}$$

Ou en appliquant la fonction log pour l'utilité ($\sigma = 1$) :

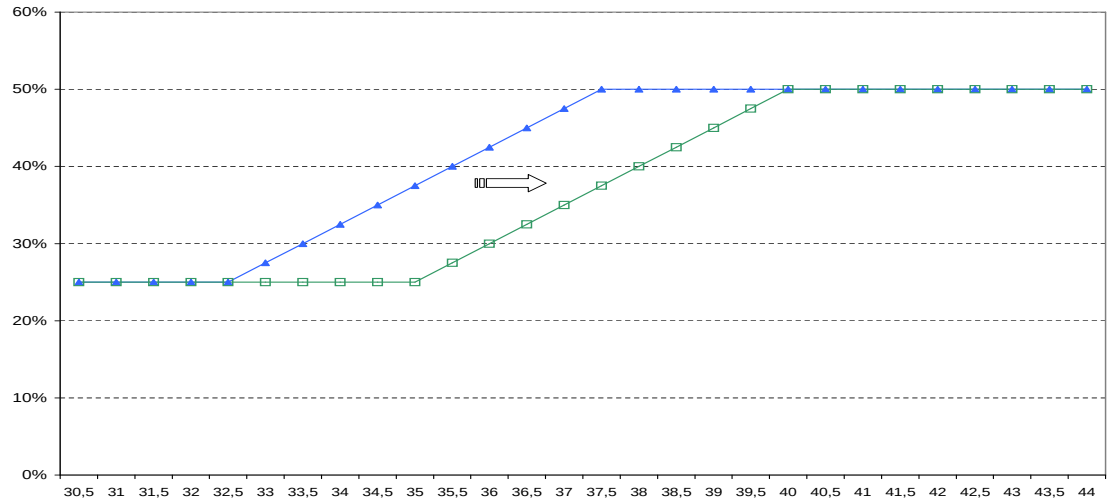
$$-log[r(n)] + (T-n)\frac{r'(n)}{r(n)} = \lambda_i n^{\alpha} \tag{4.3}$$

Il n'est pas possible, dans ce cas général, d'exprimer de façon analytique l'âge de départ en retraite optimal en fonction des autres paramètres du modèle, mais nous allons tenter de préciser sa détermination avec le barème du régime général. L'idée est de pouvoir retrouver les paramètres de désutilité au travail (λ_i, α) à partir de la modification du barème lors de la réforme de 1993.

4.2.2 Le barème du régime général et la réforme de 1993

Pour évaluer les effets de la réforme de 1993 de façon prospective, Louis-Paul Pelé et Pierre Ralle (1997, 1999) ont modélisé le choix de l'âge de la retraite d'une façon similaire et ont montré que pour les valeurs plausibles de la préférence pour le loisir, les salariés français devraient liquider leur retraite au taux plein. Une fois que le taux plein est atteint, le système de retraite du régime général n'offre pas de réelle incitation à poursuivre son activité. Ils utilisent ensuite ce résultat pour estimer l'impact de la réforme de 1993 en prenant comme base le départ au taux plein et donc une élasticité unitaire de l'âge de liquidation à l'augmentation de la durée de cotisation. Nous proposons de reprendre une telle démarche mais en calibrant la distribution de la préférence pour le loisir sur notre estimation de l'élasticité.

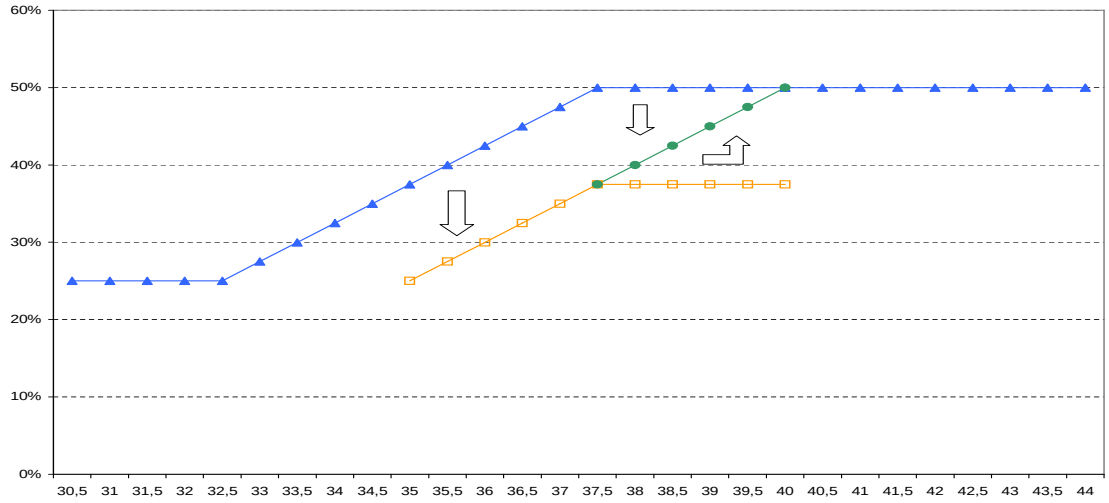
Fig. 4.2 – Modification du barème de retraite avec la réforme de 1993



Légende : ▲ Barème avant la réforme de 1993 (barème de 1982) □ Barème après la réforme

Note : Le taux de remplacement est présenté comme une fonction de la durée de cotisation. En fait le taux de remplacement dépend de l'âge de départ et de la durée de cotisation. Cette simplification a une fin purement illustrative.

FIG. 4.3 – Décomposition de la réforme de 1993



LÉGENDE : ▲ Barème avant la réforme de 1993 (barème de 1982) □ Réduction du taux de remplacement ● Modification de l'incitation marginale

Dans notre modèle, le barème de retraite est représenté par le taux de remplacement $r(n, a)$. Le véritable barème, détaillé au chapitre 2, est beaucoup plus complexe que l'expression à laquelle nous l'avons réduit (rôle des plafonds, des salaires, revalorisation, enfants...), mais il capture l'essentiel des incitations déterminant l'âge de départ en retraite. Il est possible de résumer la réforme en considérant la modification du barème présentée à la figure 4.2. Si la formule déterminant le niveau de la pension n'a pas changé avec la réforme de 1993, il y a bien eu une modification des incitations à partir en retraite.

Cette modification peut être décomposée sous la forme de deux effets (voir la figure 4.3) : un effet de réduction du taux de remplacement, toute chose égale par ailleurs, et une modification du gain marginal à poursuivre son activité pour les individus touchés à la marge par la réforme. L'élasticité que nous avons mesurée au chapitre précédent correspond donc à la somme de deux élasticités sous-jacentes, une élasticité au niveau du taux de remplacement et une élasticité à la pente de ce barème. Ces différentes incitations dépendent de la durée de cotisation à 60 ans (c'est-à-dire de a dans notre modèle).

Pour un individu qui se trouve avant la réforme avec plus de 40 ans de cotisation, son barème n'est pas modifié par la réforme et est constant à un niveau de 50 %. La pente du barème est donc nulle, soit $r'(n) = 0$ et $r(n) = 0,5$. Dans ce cas type, le

choix du départ à la retraite peut être exprimé de façon analytique comme :

$$n_i^* = \Big[\frac{-ln(0,50)}{\lambda_i}\Big]^{\frac{1}{\alpha}} \tag{4.4}$$

Pour calibrer cette fonction sur les données françaises, il est nécessaire soit de déterminer le paramètre α soit la distribution des λ_i. Nous avons choisi de fixer α à 1 par simplicité et de laisser le calibrage de la désutilité du travail au paramètre λ_i. Pour obtenir un départ en retraite à 60 ans, il faut fixer le paramètre λ_i moyen autour de 0,0115. Avec une distribution normale centrée en 0,0115 et un écart-type de 0,0001, il est ainsi possible de reproduire la distribution des départs en retraite observés (une partie des salariés liquide après le taux plein).

Le problème d'un tel calibrage est qu'il repose sur l'hypothèse que la liquidation à 60 ans n'est pas contrainte par le barème mais déterminée par la désutilité marginale à poursuivre son activité. Or on a de fortes raisons de penser que la contrainte de l'âge minimum de 60 ans soit déterminante. On se trouve face au problème fondamental d'un calibrage des préférences avec un barème très contraint, problème déjà souligné à plusieurs reprises à propos du système de retraite français (Pelé et Ralle 1997, Mahieu et Blanchet 2001).

Le second cas est le plus intéressant pour notre analyse : il s'agit des individus qui partent à 60 ans avant la réforme avec le taux plein et qui font face avec la réforme à la fois à un effet de revenu (leur taux de remplacement chute) et à la fois à un effet substitution (leur incitation à poursuite une activité passe de 0 à 10 %). La difficulté de l'exercice correspond ici à prendre en compte le barème défini comme une fonction par morceaux, c'est-à-dire que la dérivée $r'(n)$ n'est positive que sur un intervalle donné (jusqu'à l'obtention du taux plein). Pour contourner le problème et profiter de l'information offerte par la réforme de 1993, nous nous concentrons sur les individus qui ont le choix entre liquider leur pension avec une pénalité ou reporter leur départ en retraite (d'un an pour simplifier).[4] On note $U_1(60)$ et $U_2(61)$ respectivement l'utilité de partir avec une pénalité à 60 ans ou de repousser le départ à 61 ans pour obtenir le taux plein. Un individu i décide de reporter son départ en

[4]Il s'agit de fait des individus qui ont servi à notre estimation de l'élasticité au chapitre 3.

retraite si $U_2(61) > U_1(60)$, soit en reprenant nos spécifications :

$$1 - \big[ln(0,5) - ln(0,45)\big] > \frac{\lambda_i(61^2 - 60^2)}{2}$$

$$\lambda_i < 0,0157$$

Cet exercice trivial a pourtant deux intérêts majeurs. Le premier est de souligner la difficulté qu'il y a à estimer des paramètres du modèle sur une distribution contrainte des départs en retraite. Avec le paramètre λ_i mesuré précédemment ($\lambda_i = 0,015$), tous les individus devraient partir au taux plein avec la réforme de 1993. À l'inverse, si on réintroduit dans l'équation (4.4) la valeur pour laquelle l'individu est indifférent entre repousser son départ en retraite et liquider immédiatement ($\lambda_i = 0,0157$), on obtient un âge de départ optimal de 44 ans. L'élasticité que nous avons mesuré au chapitre 3 dépend donc de la distribution du paramètre λ_i. Avec une valeur de 0,54, toute fonction de répartition F qui vérifie $F(0,0157) = 0,54$ est compatible avec notre estimation.

Le deuxième intérêt est de souligner qu'il y a une infinité de distributions du paramètre λ_i qui sont possibles en accord avec la mesure de cette élasticité. Pour effectuer une simulation prospective d'autres réformes, il faut donc faire l'hypothèse d'une distribution de ce paramètre ou obtenir d'autres points de cette distribution avec d'autres estimations.

Cet exercice de calibration souligne la localité de notre estimation et invite ainsi à réfléchir de façon plus générale à l'optimalité d'un barème de retraite.

4.3 Quel barème optimal ?

Cette partie vise à donner des éléments de discussion sur la forme optimale d'un barème de retraite. Le problème consiste pour le gouvernement à maximiser une fonction d'objectif social en modifiant le barème de retraite avec la contrainte budgétaire du système et en intégrant le choix de l'âge de départ en retraite des agents.

4.3.1 Cas avec agents homogènes

4.3.1.1 Optimum de premier rang

À l'optimum de premier rang, le gouvernement peut imposer n'importe quel triplet τ, $r(n)$ et n. Le gouvernement peut donc ici choisir le n^* qu'il veut imposer. Dans un premier temps, il choisit le profil de consommation des agents en maximisant la somme des utilités sous la contrainte budgétaire.

$$\begin{cases} Max_{\tau,r,n}(n-a)u[(1-\tau)w] + (T-n)u[r(1-\tau)w] - V(n) \\ sc.\ (n-a)\tau = (T-n)(1-\tau)r \quad (BC) \end{cases}$$

Le Lagrangien s'écrit ainsi :

$$\mathcal{L} = (n-a)u[(1-\tau)w] + (T-n)u[r(1-\tau)w] - V(n) - \lambda\Big((T-n)(1-\tau)r - (n-a)\tau\Big)$$

Les conditions du premier ordre sont les suivantes :

$$\frac{\delta\mathcal{L}}{\delta n} = u[(1-\tau)w] - u[r(1-\tau)w] - V'(n) + \lambda[(1-\tau)r + \tau] = 0 \tag{4.5}$$

$$\frac{\delta\mathcal{L}}{\delta r} = (1-\tau)w(T-n)u'[r(1-\tau)w] - \lambda(T-n)(1-\tau) = 0 \tag{4.6}$$

$$\frac{\delta\mathcal{L}}{\delta\tau} = -(n-a)u'[(1-\tau)w]w - rw(T-n)u'[r(1-\tau)w] + \lambda[(T-n)r + n - a] = 0 \tag{4.7}$$

Les équations (4.6) et (4.7) peuvent se réécrire de la façon suivante :

$$\lambda = \frac{(n-a)u'[(1-\tau)w]w + rw(T-n)u'[r(1-\tau)w]}{(T-n)r + n - a} = \frac{(1-\tau)w(T-n)u'[r(1-\tau)w]}{(T-n)(1-\tau)}$$

On obtient ainsi l'équation suivante :

$$(n-a)u'[(1-\tau)w] + r(T-n)u'[r(1-\tau)w] = [(T-n)r + n - a]u'[r(1-\tau)w]$$

Ce qui donne l'égalité :

$$u'[(1-\tau)w] = u'[r(1-\tau)w]$$

Ce qui implique $r = 1$ donc l'assurance complète.

Lemme 4.3.1 *Dans le cas de l'optimum de premier rang, la consommation est égalisée à chaque période et le taux de remplacement est donc de 100 % :* $c_t = \bar{c}$ *et* $r = 1$

On peut réécrire la contrainte budgétaire sous la forme :

$$(n-a)\tau = (T-n)(1-\tau)r \Leftrightarrow \tau = \frac{1}{\frac{n-a}{T-n}+1}$$

$$\boxed{\tau_{FB} = \frac{T-n}{T-a}} \tag{4.8}$$

Le taux de cotisation optimal représente alors la part des retraités dans la population totale. On ne retrouve pas ici le résultat classique du taux de cotisation égal au produit du taux de remplacement (ici égal à un) et du ratio de dépendance économique, c'est-à-dire le rapport entre le nombre de retraité et le nombre d'actifs, simplement car ce dernier résultat n'est valable pour que un taux de remplacement en terme de salaire brut.[5]

L'équation (4.5) peut se réécrire grâce à l'expression de λ contenue dans l'équation (4.6) :

$$u[(1-\tau)w] - u[r(1-\tau)w] - V'(n) = -wu'[r(1-\tau)w] \times [(1-\tau)r + \tau]$$

Avec $r = 1$, cela donne :

$$V'(n) = wu'[(1-\tau)w]$$

[5]On peut réécrire la contrainte budgétaire dans ce cas comme $\tau w(n-a) = (T-n)rw$ soit $\tau = r\frac{T-n}{n-a}$.

En remplaçant $1-\tau$ par l'expression (4.8), on obtient :

$$\boxed{V'(n) = wu'\left[\frac{nw}{T}\right]} \tag{4.9}$$

L'interprétation de ce résultat est très simple : dans le cadre du *first best*, le gouvernement va choisir l'âge de départ en retraite optimal comme celui qui égalise la désutilité marginale à poursuivre une activité avec l'utilité marginale de reporter son départ en retraite.

Application avec la fonction $u(x) = \frac{x^{1-\sigma}}{1-\sigma}$ et $V(n) = \lambda\frac{n^2}{2}$ L'équation (4.9) s'écrit donc maintenant :

$$\lambda n = \frac{n^{-\sigma}w^{1-\sigma}}{T^{-\sigma}}$$

$$\boxed{n^* = w^{\frac{1-\sigma}{\sigma+1}}T^{\frac{\sigma}{\sigma+1}}\lambda^{-\frac{1}{\sigma+1}}}$$

L'âge optimal n^* est croissant avec l'espérance de vie T et est décroissant avec la désutilité du travail λ.

Si $\sigma < 1$, l'effet substitution domine et l'âge de départ en retraite devient croissant avec le salaire ; à l'inverse, si $\sigma > 1$, c'est l'effet revenu qui domine avec une diminution de l'âge de départ avec une augmentation du salaire.

Application avec la fonction $u(x) = lnx$ ($\sigma = 1$) L'équation (4.9) devient égale à :

$$\boxed{n^* = \frac{T^{\frac{1}{2}}}{\lambda^{\frac{1}{2}}}}$$

Le cas log correspond au cas particulier où les effets revenu et substitution s'équilibrent exactement. Là encore, plus l'espérance de vie est importante plus l'âge optimal sera élevé et à l'inverse plus la désutilité du travail sera importante (λ élevé) plus l'âge de départ en retraite sera faible. Mais l'augmentation de l'espérance de vie ne se traduit pas par un report similaire de l'âge de départ en retraite.

$$dn = 0.5(T\lambda)^{-0.5}dT$$

Si l'on choisit le paramètre où les individus sont indifférents à repousser leur

départ en retraite avec une décote de 10 % ($\lambda = 0,0157$), on obtient une élasticité de l'âge de départ optimal à l'augmentation de l'espérance de vie de 0,45. Par exemple dans le cas français d'une augmentation de l'espérance de vie d'un trimestre par an, cela correspond à une augmentation d'un trimestre de l'âge de départ en retraite tous les deux ans.[6]

4.3.1.2 Mise en pratique de l'optimum

Comme le gouvernement ne dispose pas de l'information sur les préférences, il ne peut pas théoriquement imposer l'âge idéal n^*. Néanmoins dans le cas avec agents homogènes, il est facile de montrer que l'optimum de premier rang peut être obtenu simplement.

Pour ce faire, il suffit d'offrir un barème garantissant la neutralité actuarielle globale, c'est-à-dire avec un $r_{na}(n)$ tel que quel que soit le n choisi, l'équilibre budgétaire soit respecté. On a ainsi,

$$r_{na}(n) = \frac{\tau}{1-\tau}\frac{n}{T-n} \tag{4.10}$$

$$r'_{na}(n) = \frac{\tau}{1-\tau}\frac{T}{(T-n)^2} \tag{4.11}$$

Le taux de remplacement actuariellement neutre $r_{na}(n)$ est une fonction croissante et convexe en fonction de l'âge (sa dérive seconde $r''_{na}(n)$ est positive).

Notons que le taux de remplacement actuariellement neutre permet de retrouver le *first best*. On a en effet $\tau^{FB} = 1 - \frac{n^{FB}}{T}$.

$$r^{FB}(n) = \frac{1-\frac{n^{FB}}{T}}{\frac{n^{FB}}{T}}\frac{n}{T-n} = 1$$

Cela ne veut évidemment pas dire qu'avec un barème neutre actuariellement le taux de remplacement est de 100 % à tout âge, mais simplement qu'il est de 100 % à l'âge optimal du *first best*. Dans le cadre d'un modèle avec agents homogènes, il est évident que l'agent représentatif va choisir l'âge de départ optimal et donc partir

[6]On serait tenté de comparer une telle augmentation avec l'augmentation de la durée de cotisation prévue par la réforme de 2003 (un trimestre tous les deux ans). Mais pour qu'une telle comparaison soit valable, il faudrait que tous les individus soient touchés par l'augmentation de la durée de cotisation.

avec un taux de remplacement de 100 %, lui permettant d'égaliser sa consommation sur son cycle de vie.

4.3.2 Cas avec agents hétérogènes

Lorsqu'on suppose que les agents ont des préférences pour le loisir différentes (c'est-à-dire une distribution des λ_i), le problème devient à la fois plus complexe et plus intéressant. En effet, le gouvernement ne peut alors plus mettre en pratique l'optimum de premier rang du fait de son ignorance de la distribution des préférences. Nous simplifions l'hétérogénéité des agents à deux types d'individus.

4.3.2.1 Optimum de premier rang

Pour déterminer les résultats à l'optimum de premier rang, nous allons considérer successivement trois cas différents. On appelle le premier optimum séparé car il suppose que le gouvernement crée un régime de retraite pour chaque type d'agent. Ensuite nous ajoutons la condition d'une contrainte budgétaire unique et nous considérons le cas d'un optimum utilitariste. Nous reportons à l'annexe C la dérivation des optima afin de faciliter la lecture.

4.3.2.1.1 Cas avec 2 agents : optimum séparé L'optimum séparé est un cas particulier où le gouvernement choisit de n'effectuer aucune redistribution par le système de retraite. Pour chaque agent, il peut mettre en place une contrainte budgétaire séparée. Il s'agit du dispositif équivalent au choix individuel d'épargne mais dans le cadre d'un régime de retraite.[7]

On note $V_1(n)$ et $V_2(n)$ la désutilité du travail respective pour l'agent 1 et l'agent 2 qui partent à l'âge n_1 et n_2. Leur poids respectifs dans la population est f_1 et f_2. On suppose $\lambda_1 < \lambda_2$.

Le cas du first best avec équilibre séparé est simplement la transposition de la première partie, c'est-à-dire que l'on réalise une optimisation différente pour les agents 1 et 2. On suppose qu'il est possible de mettre en place un taux de taxe τ_i différent pour les deux groupes et un barème différent $r_i(n)$. Le gouvernement connaît les λ_i

[7] Nous supposons tout au long de ce chapitre l'absence de marchés financiers.

de chaque agent (la désutilité au travail est observable) et impose un âge de départ en retraite optimal à chacun (différent pour chacun).

On a donc ainsi avec nos spécifications :

$$\boxed{n_i^* = \frac{w^{\frac{1-\sigma}{\sigma+1}} T^{\frac{\sigma}{\sigma+1}}}{\lambda_i^{\frac{1}{\sigma+1}}}}$$

On note aussi le rapport entre les différents départs en retraite comme :

$$\frac{n_1}{n_2} = \left(\frac{\lambda_2}{\lambda_1}\right)^{\frac{1}{1+\sigma}}$$

Dans le cas de l'utilité en log ($\sigma = 1$), on a ainsi

$$n_1 = \left(\frac{T}{\lambda_1}\right)^{\frac{1}{2}} > n_2 = \left(\frac{T}{\lambda_2}\right)^{\frac{1}{2}}$$

$$\tau_1 = \frac{T - n_1}{T} < \tau_2 = \frac{T - n_2}{T}$$

Les agents partent donc en retraite à des âges différents et ils égalisent leur consommation sur leur cycle de vie. Ceux qui souhaitent partir plus tôt cotisent plus et voient leur niveau de consommation baisser. Par construction le système de retraite n'effectue aucune redistribution. Une augmentation de l'espérance de vie se traduit par un report différent selon la désutilité de chaque agent. Ainsi avec nos calibrations, nous avons vu précédemment que l'individu avec une forte désutilité pouvait reporter son départ de 0,44 an pour une augmentation d'un an de l'espérance de vie. Si sa préférence pour le loisir est plus faible, ce montant peut monter à 0,55 pour un λ_i plus faible.

4.3.2.1.2 Cas avec 2 agents : optimum utilitariste Pour contraster les résultats de l'optimum séparé, on reprend les mêmes bases du problème dans le cas d'une contrainte budgétaire commune (mais avec possibilité de taux de cotisations différents).

Le programme de l'optimum social est le suivant

$$Max\ _{\tau_i,r_i,n_i}\ \sum_i f_i\Big[(n_i-a)u[(1-\tau_i)w]+(T-n_i)u[r_i(1-\tau_i)w]-V(n_i)\Big]$$

sous contraintes : $\sum_i f_i\tau_i w(n_i-a)=\sum_i f_i(T-n_i)r_i(1-\tau_i)w(BC)$

À partir des conditions du premier ordre, on obtient les équations suivantes :

$$u'[r_1(1-\tau_1)w]=u'[r_2(1-\tau_2)w] \tag{4.12}$$

$$\forall i, u'[r_i(1-\tau_i)w]=u'[(1-\tau_i)w] \tag{4.13}$$

$$\forall i, V'(n_i)=wu'[(1-\tau_i)w] \tag{4.14}$$

L'équation (4.12) détermine le niveau de consommation des deux agents. Celui est égalisé et détermine la relation entre les taux d'imposition et les taux de remplacement :

$$r_1(1-\tau_1)=r_2(1-\tau_2)$$

L'équation (4.13) correspond à l'égalité classique entre l'utilité marginale pendant la vie active et l'utilité marginale à la retraite. Cela conduit à un taux de remplacement optimal de 100 % ($r_i=1$). Par conséquence les deux agents bénéficient du même taux de cotisation et du même taux de remplacement. La dernière condition du premier ordre impose l'égalisation de la désutilité marginale au travail pour les deux types d'agents (redistribution parfaite) : $n_2<n_1$

On peut réécrire la contrainte budgétaire en notant $\bar{n}=\sum_i f_i n_i$ la moyenne de l'âge de départ à la retraite :

$$\tau=\frac{T-\bar{n}}{T-a}$$

Avec les spécifications précédentes, on peut écrire la détermination de l'âge de départ en retraite issue de l'équation (4.14) comme :

$$\forall i, \lambda_i n_i=w^{1-\sigma}\Big(\frac{\bar{n}-a}{T-a}\Big)^{-\sigma}$$

Ce système d'équation ne peut être résolu analytiquement pour des paramètres indéterminés ; en supposant $a = 0$, on peut réécrire les âges optimaux sous la forme :

$$\lambda_1 n_1 = w^{1-\sigma}\Big(\frac{T}{\bar{n}}\Big)^{\sigma} \quad \text{et} \quad \lambda_2 n_2 = w^{1-\sigma}\Big(\frac{T}{\bar{n}}\Big)^{\sigma}$$

Comme $n_2 \leq \bar{n} \leq n_1$ dans le cas où l'équilibre est séparé, on obtient les relations suivantes :

$$w^{1-\sigma}\Big(\frac{T}{n_1}\Big)^{\sigma} \leq w^{1-\sigma}\Big(\frac{T}{\bar{n}}\Big)^{\sigma} \quad \text{et} \quad \lambda_2 n_2^{\alpha} = w^{1-\sigma}\Big(\frac{T}{n_2}\Big)^{\sigma} \geq w^{1-\sigma}\Big(\frac{T}{\bar{n}}\Big)^{\sigma}$$

$$\frac{n_1}{n_2} = \Big(\frac{\lambda_2}{\lambda_1}\Big)^{\frac{1}{\alpha}}$$

Ce rapport se compare au cas de l'optimum séparé : $\Big(\frac{\lambda_2}{\lambda_1}\Big)^{\frac{1}{\alpha}} > \Big(\frac{\lambda_2}{\lambda_1}\Big)^{\frac{1}{\sigma+\alpha}}$

Lemme 4.3.2 *L'âge de départ optimal pour le groupe ayant une faible désutilité au travail est plus élevé dans l'équilibre commun que dans l'équilibre séparé (et inversement pour le groupe ayant une forte désutilité au travail).*

La redistribution qu'opère le régime de retraite incite à retarder leur départ ceux qui ont une faible désutilité et à inciter au départ ceux qui ont une forte désutilité au travail. L'effet net sur l'âge moyen dépend de la part relative des deux groupes.

Au final, dans le cas où le gouvernement dispose de l'information sur l'hétérogénéité de la désutilité au travail des agents, il peut imaginer un barème permettant à chaque agent de partir en retraite avec un taux de remplacement de 100 %. Il redistribue des individus qui ont une faible désutilité au travail vers ceux qui ont une plus forte désutilité en proposant un taux de cotisation unique.

Le fait que le système de retraite engendre une distorsion des comportements de départ en retraite vers une plus grande dispersion peut paraître surprenant. La littérature insiste plus souvent sur le fait que le système de retraite a tendance à contraindre les choix des agents et à réduire la dispersion des départs en retraite. Ce résultat vient du fait que la seule source d'hétérogénéité dans notre modèle vienne

de la préférence pour le loisir. Il n'y a pas de phénomène de myopie qui inviterait l'optimum de premier rang à inciter à retarder le départ à la retraite pour certains groupes. Par ailleurs, ce résultat vient de la capacité du gouvernement à proposer un barème spécifique à chaque type d'individu. Nous allons discuter plus loin du cas où le gouvernement ne dispose pas de l'information sur les préférences des individus.

4.3.2.2 Cas avec asymétrie d'information

On arrive enfin au cas le plus intéressant avec le fait que le gouvernement ne peut pas connaître les λ_i des agents (la désutilité au travail est non observable). De façon évidente, le l'optimum de premier rang ne peut pas être atteint. En effet, si le gouvernement offre le même niveau de remplacement à ceux qui partent tôt ou tard, ces derniers vont se faire passer pour des agents à forte désutilité du travail et partir tôt aussi. Il faut donc un barème qui permette de satisfaire la contrainte d'incitation (IC). Celle impose que l'utilité de l'agent à faible désutilité au travail soit supérieure lorsqu'il part en retraite plus tard que si il partait en même temps que l'individu à forte désutilité au travail.

Nous allons considérer deux façons de résoudre la condition d'incitation : par un barème actuariel ou par la détermination d'un barème en fonction de mesures de l'élasticité.

4.3.2.3 Un barème actuariel

L'avantage de la neutralité actuarielle est que ce barème est techniquement « facile » à mettre en place par le gouvernement (si les agents sont homogènes en terme d'espérance de vie).

On remplace $r(n)$ par le barème actuariellement neutre $r_{an}(n)$[8] dans la contrainte d'incitation qui détermine le choix de chaque agent de son âge de départ en retraite, rappelée à l'équation (4.15) :

[8]Il a été défini à l'équation 4.10 page 169.

$$\Big(u[(1-\tau)w]-u[r_{an}(n)(1-\tau)w]\Big)+(T-n)u'[r_{an}(n)(1-\tau)w]r'_{an}(n)(n)(1-\tau)w = V'(n,\lambda_i) \tag{4.15}$$

$$\Big(u[(1-\tau)w]-u[\frac{\tau w}{T-n}]\Big)+(T-n)u'[\frac{\tau w}{T-n}]\frac{\tau wT}{T-n} = V'(n,\lambda_i)$$

Si $\lambda_i < 1$, (faible désutilité au travail), l'individu repousse son départ en retraite et bénéficie d'un taux de remplacement plus élevé, tandis que l'individu avec une forte désutilité au travail, $\lambda_i > 1$, va partir en départ anticipé avec un taux de remplacement plus faible. La contrainte d'incitation est bien vérifiée.

4.3.3 Un barème dépendant de l'élasticité de l'âge de la retraite ?

Pour résoudre ce problème d'asymétrie d'information, la littérature a mis en avant le choix d'un barème actuariel. Celui-ci permet de satisfaire à la condition d'incitation (ou condition d'aléa moral). Pour autant est-il toujours optimal ?

Plusieurs raisons militent à l'encontre du statut optimal du barème actuariellement neutre. La première est un motif de redistribution. Si le gouvernement impose un taux de remplacement minimum afin d'éviter la pauvreté des retraités (objectif fixé), alors il lui faudra proposer un barème plus faible qu'actuariellement neutre pour ceux qui poursuivent leur activité. De la même façon, si l'on souhaite développer des excédents au régime (pour financer des déficits futurs ou diminuer le taux de cotisation, pour financer des avantages non contributifs ou garantir un taux de remplacement minimum), il peut paraître optimal de s'écarter du barème actuariellement neutre. On retrouve là l'idée d'une taxation optimal dans les systèmes de retraite (Lozachmeur 2002, Hairault, Langot et Sopraseuth 2004).

Diamond (2003) identifie deux conditions nécessaires à la validation de la condition d'incitation, qui n'impliquent pas forcément la neutralité actuarielle : il faut que la consommation de ceux qui partent de façon anticipée soit inférieure à ceux qui travaillent (taux de remplacement inférieur à un pour les départs anticipé) et que le

taux de remplacement augmente avec le report du départ en retraite. Au final ces conditions ne disent rien sur la concavité ou convexité du barème optimal.

Si le gouvernement ne dispose pas de la distribution des préférences λ_i, il peut par contre obtenir des mesures de l'élasticité de l'âge de départ en retraite. Ces mesures dépendent en fait de l'hétérogénéité des préférences et de l'auto-sélection des agents dans leur départ à la retraite. On a vu plus haut que l'élasticité du départ à la retraite dépendait de façon sous-jacente de la distribution du paramètre λ_i. Il doit donc exister un barème non actuariellement neutre qui reflète l'évolution de l'élasticité de départ à la retraite à chaque âge.

Nous avons souligné dans la première partie de ce chapitre que nos estimations ne permettait pas de retrouver les élasticités à tous les âges. Quelques simples réflexions permettent de dresser une esquisse de cette distribution. Deux effets inverses déterminent l'élasticité de l'âge de départ au taux de remplacement. Le premier correspond à l'effet convexe qui détermine le barème actuariellement neutre : conditionnellement à un niveau de désutilité pour le travail, le barème doit présenter des incitations croissantes en fonction de l'âge pour compenser un renoncement proportionnellement de plus en plus grand à la durée de retraite. Le second effet vient de la sélection des préférences. Les salariés qui ont une forte préférence pour le loisir partent en retraite les premiers, donc la distribution de la préférence pour le loisir se réduit à chaque âge. On obtient là un effet concave. Le barème optimal dépend donc *in fine* de la distribution par âge de l'élasticité de départ en retraite. Rien n'indique donc que le barème optimal soit un barème actuariellement neutre.

4.4 Conclusion

Ce chapitre a le mérite de rappeler la complexité de la détermination d'un barème optimal pour les systèmes de retraite. Il ne parvient pas à l'objectif ambitieux d'une telle détermination mais a permis de souligner plusieurs points intéressants.

Le premier consiste à replacer les estimations du chapitre 3 dans le cadre multidimensionnel d'un barème de retraite. Nous parvenons à estimer ensemble deux effets joins, un effet revenu correspondant à la baisse du taux de remplacement et un effet

substitution correspondant à la variation de l'incitation à poursuivre son activité.

Le deuxième point est lié à l'interprétation que l'on peut faire de cette estimation. Sans faire une hypothèse sur la distribution des préférences, il n'est pas possible d'extrapoler sur les effets d'autres réformes qui modifieraient la pente du barème.

Enfin cet exercice semble indiquer qu'un barème de retraite optimal non actuariellement neutre existe et qu'il doit être possible de le déterminer en fonction des informations issues de la distribution des élasticités de l'âge de départ à la retraite à chaque âge.

Troisième partie

Retraites et chômage des jeunes

Cette partie est consacrée à l'évaluation des politiques d'incitation à la cessation d'activité mises en place en France pour lutter contre le chômage. Le chapitre 5 se concentre sur les évaluations théoriques *ex ante*, tandis que le chapitre 6 propose une évaluation empirique *ex post*.

Le chapitre 5 commence par retracer l'historique de ces politiques publiques en évoquant les débats qui ont conduit à en faire le premier moyen de lutte contre le chômage. Le premier résultat de ce travail est de mettre en évidence le mode financement de ces politiques. Contrairement à l'hypothèse retenue généralement, les cessations d'activité ont été financées en grande partie par une augmentation des cotisations. Ce chapitre propose alors une modélisation simple de l'effet d'équilibre général puissant qui est à l'œuvre lorsque cette politique de cessation d'activité induit une hausse du coût du travail au niveau du Smic. L'effet final dépend de plusieurs paramètres dont la mesure est sujette à controverse : l'élasticité de la demande de travail à son coût, la substitution entre vieux et jeunes travailleurs et le degré de ciblage de ces politiques. Nous proposons plusieurs estimations selon différentes estimations de ces paramètres qui conduisent à être sceptique devant la possibilité d'efficacité de ces politiques. Le fait qu'elles aient pu aggraver le chômage en France sur le long terme n'est pas à exclure. Dès lors, ce travail invite fortement à se poser la question du financement à venir de l'augmentation de l'espérance de vie par les régimes de retraite. Choisir d'augmenter les cotisations pour répondre aux futurs besoins de financement porte en germe le risque de retomber dans le piège malthusien.

Le chapitre 6 cherche à mesurer empiriquement la substitution entre vieux et jeunes travailleurs en estimant l'effet de l'introduction des préretraites sur le chômage des jeunes. L'endogénéité de ces politiques rend l'exercice délicat. L'idée de cette étude est d'utiliser les variations exogènes des systèmes de cessation d'activité afin de tester l'effet de substitution. Pour ce faire, nous avons construit des indicateurs mesurant les modifications des incitations au retrait d'activité. Les indicateurs selon l'âge de départ en retraite expliquent une partie importante de la baisse des taux d'activité des salariés âgés et sont donc des variables instrumentales potentielles. Nous procédons alors à une analyse en série temporelle pour tester les possibles effets de substitution. Nos indicateurs prédisent bien la baisse du taux d'activité des

salariés âgés. Par contre, nous ne mettons en évidence aucun effet sur le taux de chômage des jeunes salariés, même à court terme. Même si ces résultats invite à retenir une substitution faible entre vieux et jeunes salariés, nous restons prudent sur les interprétations définitive de cette étude étant donné la forte simultanéité des variables en jeu.

Chapitre 5

Retraite et chômage : trente ans de politiques malthusiennes

> « Et voilà qu'aujourd'hui en 1977 on signe d'une plume allègre, comme en badinant, un accord qui octroie aux intéressés infiniment plus (...) à des conditions beaucoup plus souples (...) et dans le cadre d'une économie qui n'est malheureusement plus ce qu'elle était, il y a sept ans !... Et l'on n'envisage qu'une augmentation infime des cotisations de l'assurance-chômage ! Un miracle !
> Alors une question se pose : a-t-on dit n'importe quoi, hier, pour faire face à des revendications sociales, ou a-t-on fait n'importe quoi, aujourd'hui, pour faire face à des échéances électorales ? Quand a-t-on menti effrontément : hier ou aujourd'hui ? »[1]

Ce chapitre[2] présente une nouvelle modélisation de la politique de cessation d'activité pratiquée en France depuis les années soixante-dix avec l'objectif avoué de lutter contre la montée du chômage. Le problème récurrent du chômage en France reste, à tous les égards, le point focal des politiques économiques de ces trente dernières années. Son niveau élevé et sa concentration dans les couches de la population les plus

[1] Jean-Jacques Dupeyroux, « Les étrangetés de la lutte contre le chômage », *Le Monde*, 31 juillet 1977.

[2] Je remercie la Dares pour les données sur les comptes de l'emploi. Je remercie en outre Julien Grenet, Jean-Olivier Hairault, Xavier Ragot, Muriel Roger et David Spector pour leurs conseils et commentaires. Tous les résultats et toutes les erreurs sont évidemment sous mon unique responsabilité.

vulnérables (non qualifiés, jeunes, immigrés) en fait une des causes principales des problèmes sociaux identifiés par les Français. À l'inverse, le bilan général du système de retraite de ces trente dernières années se révèle globalement positif, puisqu'il est crédité de l'éradication de la pauvreté des personnes âgées, problème social d'ampleur après la seconde guerre mondiale. Quant aux liens entre retraite et chômage, il n'est dit presque rien sinon que pour résoudre les déséquilibres démographiques à venir des régimes de retraite, il serait nécessaire de résoudre d'abord le chômage.[3]

L'essentiel du débat en France a porté récemment sur l'efficacité des dispositifs d'allégement de charges sociales au niveau des bas salaires. La discussion académique s'est retrouvée, une fois n'est pas coutume, au cœur du débat politique. Les résultats de l'étude de Crépon et Desplatz (2001) ont suscité non seulement des discussions techniques sur la méthode et la fourchette présentée, mais ils ont surtout provoqué un débat idéologique passionné sur l'impact du coût salarial sur le niveau de l'emploi. C'est là qu'intervient la question des retraites et le débat politique sur la bonne façon de répondre au vieillissement de la population. Si le poids des charges sociales est vraiment un obstacle à l'emploi alors augmenter les cotisations pour financer une retraite plus longue est un écueil à éviter. Si, au contraire, ces augmentations peuvent être financées sans douleur par les salariés et les employeurs, rien n'invite vraiment à engager des réformes politiquement coûteuses pour repousser l'âge de la retraite. Bien au contraire, si l'augmentation de l'âge de la retraite augmente le chômage, de telles réformes doivent être vouées aux gémonies. On voit bien là que le lien entre système de retraite et chômage est au cœur des débats économiques français et ce chapitre a l'ambition de proposer une nouvelle lecture de la politique de cessation d'activité en France depuis une trentaine d'année.

L'usage du terme de « politiques malthusiennes » vise à décrire les politiques volontaristes de réduction de l'offre de travail des salariés âgés mises en place dans le but de réduire le chômage.[4] Il s'agit d'une définition plus restreinte des politiques malthusiennes qui peuvent aussi consister à écarter les femmes, les immigrés ou à

[3]Voir l'article de J-P. Fitoussi dans *Le Monde* du 5 mars 2001, « Retraites : le vrai problème c'est le chômage ».

[4]Le terme de malthusianisme est dérivé de la doctrine de Malthus concernant la croissance démographique. Par analogie ce terme vise toutes les politiques de restriction volontaire. Même si le terme a parfois une connotation péjorative, l'usage que nous en faisons ici est purement descriptif.

diminuer le nombre d'heures hebdomadaires travaillées.

La question des retraites est généralement traitée par les économistes comme séparée du problème des cessations anticipées d'activité (c'est-à-dire des préretraites ou des dispensés de recherche d'emploi). Ces dernières sont analysées comme des politiques de l'emploi et appartiennent au champ de l'économie du travail. La gestion des systèmes de retraite est, elle, analysée comme une politique de la vieillesse et appartient traditionnellement au champ de l'économie publique. Cette séparation est pourtant quelque peu artificielle : les préretraites font en réalité partie du système de retraite et, inversement, les conditions de liquidation de la retraite ont été utilisées dans l'optique d'une politique de l'emploi. Nous nous proposons d'analyser ici l'ensemble des institutions qui ont permis la cessation définitive d'activité. En France, il faut donc entendre l'ensemble des systèmes de préretraite, les dispenses de recherche d'emploi pour les chômeurs âgés (c'est-à-dire qui sont rayés des listes de l'ANPE et sont décomptés du chômage officiel) ainsi que les traditionnels régimes d'assurance vieillesse.

Au cours des trente dernières années, une politique massive d'incitation au retrait d'activité a été mise en place par les pouvoirs publics (partenaires sociaux et État) afin de lutter contre le chômage. Cette politique a débuté par les dispositifs de préretraites, puis a été renforcée par l'abaissement de l'âge de la retraite et enfin a été poursuivie par l'instauration des dispenses de recherche d'emploi. L'idée à la base de cette politique est une « conception malthusienne » du marché du travail : il existe un stock d'emploi et retirer des travailleurs âgés du marché du travail permet de diminuer d'autant le chômage, ou dit autrement, la substitution des travailleurs âgés aux jeunes chômeurs est totale. Cette vision est battue en brèche par les économistes du travail qui militent fortement contre cette vision de stock, mettant ainsi en avant les acquis du modèle de chômage d'équilibre d'un flux continu de création et de destruction d'emploi. S'il existe presque un consensus[5] sur l'aspect peu efficace des préretraites à long terme pour la lutte contre le chômage, aucune étude n'a, à notre

[5]Le consensus n'est pas vraiment total. Certains hommes politiques font explicitement référence au système de retraite comme moyen de réduire le chômage. Par ailleurs les économistes français n'ont pas atteint un consensus sur l'effet net à long terme, entre négatif, neutre ou faiblement positif. Seul le constat que ces politiques ne constituent pas une panacée fait vraiment consensus.

connaissance, fait une réelle évaluation de la politique globale de cessation d'activité sur longue période. Didier Blanchet (2001, 2002) propose un tour d'horizon de la littérature consacrée aux liens entre les changements démographiques et le marché du travail. Celle-ci insiste surtout sur la neutralité de la démographie par rapport à l'équilibre du marché du travail. Les relations empiriques restent tenues et ambiguës et la théorie apporte des réponses variées selon les modèles considérés. La revue de littérature proposée par Cadiou, Genet et Guérin (2002) n'altère pas ce message principal et insiste sur les effets contradictoires que l'on peut attendre du retournement démographique sur le marché du travail. Les études empiriques restent limitées par la difficulté intrinsèque qu'il y a à isoler l'effet de substitution entre générations de l'effet conjoncturel. Sur la question théorique du lien entre démographie et marché du travail, Domingues Dos Santos (2001) confronte les enseignements du modèle de chômage d'équilibre et les modèles macroéconomiques classiques. Le vieillissement de la population va avoir des conséquences différentes selon le type de financement proposé : une baisse du chômage si les besoins de financement sont comblés par une hausse de la durée de cotisation et une hausse si ceux-ci sont financés par une hausse des cotisations. Domingues Dos Santos invite à penser le vieillissement comme un changement de structure par âge de la population, augmentant la part des seniors, plutôt moins touchés par le chômage. Cet effet structurel nous semble peu robuste. Le plus faible taux de chômage des seniors est avant tout le résultat de leur exclusion du marché du travail, exclusion encouragée par les politiques de cessation d'activité. David Spector (2001) propose une analyse critique des politiques malthusiennes à partir d'un modèle du marché du travail français. L'hétérogénéité des productivités individuelles au voisinage du salaire minimum entraîne une faible substitution des travailleurs âgés au chômeurs. En calibrant le modèle sur données françaises, l'auteur souligne la faible efficacité des politiques malthusiennes vis-à-vis d'une politique alternative comme les baisses de charges. Cet article est intéressant en ce sens qu'il cherche à expliciter la substitution ou non entre les travailleurs retirés du marché du travail et les chômeurs à la recherche d'un emploi.

Contrairement à la littérature précédemment citée, notre attention se porte sur l'optimalité d'un système de retraite financé par répartition quant à ses conséquences

sur l'emploi. Baisser l'âge de la retraite peut-il faire baisser le chômage ? Un des points majeurs que ce travail souhaite mettre en lumière est le mode de financement des politiques de cessation d'activité. Si une partie des préretraites a bien été financée par l'État, un décompte détaillé des multiples dispositifs de cessation d'activité souligne qu'une large part de ces politiques a été financée par des augmentations de cotisation. Ainsi au moins près d'un tiers des augmentations de cotisation au niveau du Smic entre 1973 et 1993 doit être porté au crédit de cet objectif de baisse de l'offre de travail des vieux travailleurs.

L'idée de ce travail est ensuite de modéliser précisément l'équilibre général d'une politique de retrait d'activité en prenant en compte le bouclage macroéconomique du financement de cette politique. L'effet final dépend de plusieurs paramètres dont la mesure est sujette à controverse : l'élasticité de la demande de travail à son coût, la substitution entre vieux et jeunes travailleurs et le degré de ciblage de ces politiques. Nous proposons plusieurs estimations selon différentes estimations de ces paramètres qui conduisent à être sceptique devant la possibilité d'efficacité de ces politiques. Sur longue période, il n'est donc pas à exclure que l'incitation au retrait d'activité qui continue de mobiliser des sommes considérables ait été une source de la prégnance du taux de chômage français. Ce travail s'insère ainsi dans la vaste littérature sur les explications du chômage européen. Blanchard (2005) propose une récente revue de cette littérature qui s'accorde sur le fait que c'est la conjonction de chocs (1973 et 1979) qui ont suscité une hausse du taux de chômage et que ce sont les différentes institutions qui expliquent l'hétérogénéité de la persistence du chômage. Notre travail prend au sérieux cette explication et propose de se concentrer sur une institution particulière, celle du système de cessation d'activité qui a fortement réagi aux chocs des hausses du chômage et qui est un bon candidat pour comprendre l'hystérèse du chômage français.

Enfin, notre étude vise à remettre dans son contexte le débat français sur les baisses de charges sur les bas salaires. La plupart des opposants à cette politique soulignent que ces baisses représentent pour le budget public un coût considérable. Nous proposons d'évaluer les politiques de cessation d'activité à la fois comme une politique malthusienne et aussi comme une politique de hausse de charges sociale sur les

bas salaires. Pour donner un ordre d'idée, les baisses de charges sociales représentent en 2003 1 % du PIB en manque à gagner pour les prélèvements sociaux quand les politiques de cessation d'activité (préretraites et surtout baisse de l'âge de la retraite) ont progressivement représenté jusqu'à 3 % du PIB.

Après avoir décrit l'historique des politiques de cessation d'activité en France et rappelé l'adhésion de l'ensemble du spectre politique et des partenaires sociaux à celles-ci (partie 5.1), nous allons montrer que leur financement a été essentiellement réalisé par une hausse des cotisations sociales, pesant en particulier sur les bas salaires (partie 5.2). Notre modèle va donc nous permettre de clarifier quels sont les canaux d'action des retraits d'activité sur le niveau de l'emploi, dont l'effet net dépend de plusieurs paramètres clés (partie 5.3). Nous présenterons enfin une calibration susceptible d'estimer l'effet net sur le chômage de cette politique selon plusieurs simulations (partie 5.4).

Fig. 5.1 – Taux de chômage en France par groupe d'âge - Insee (1967-2005)

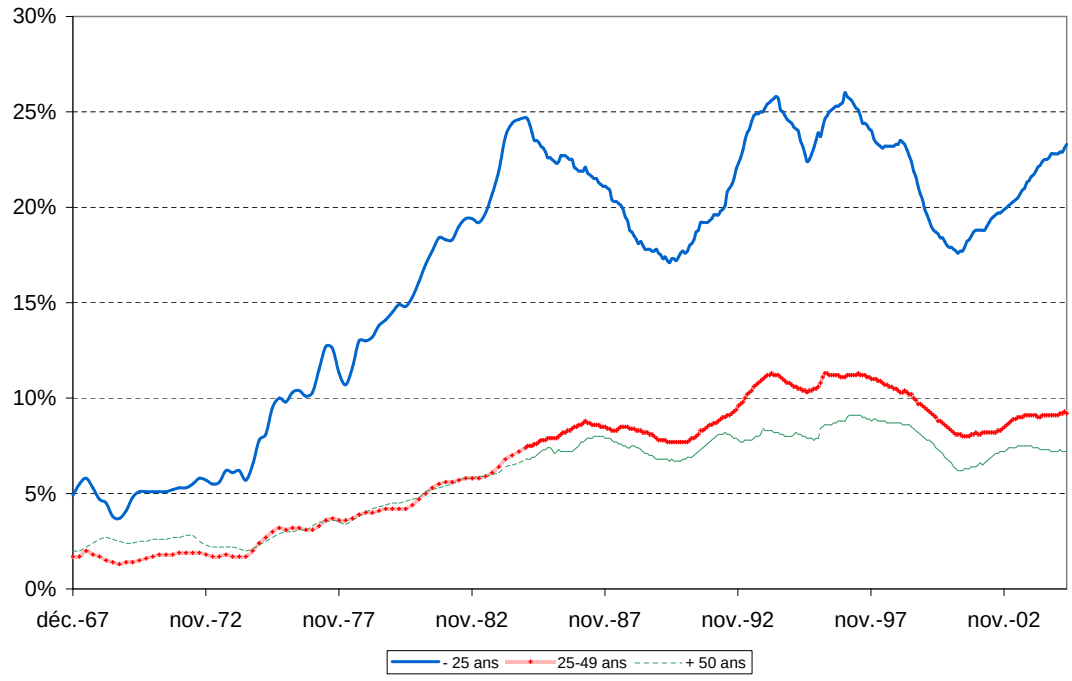
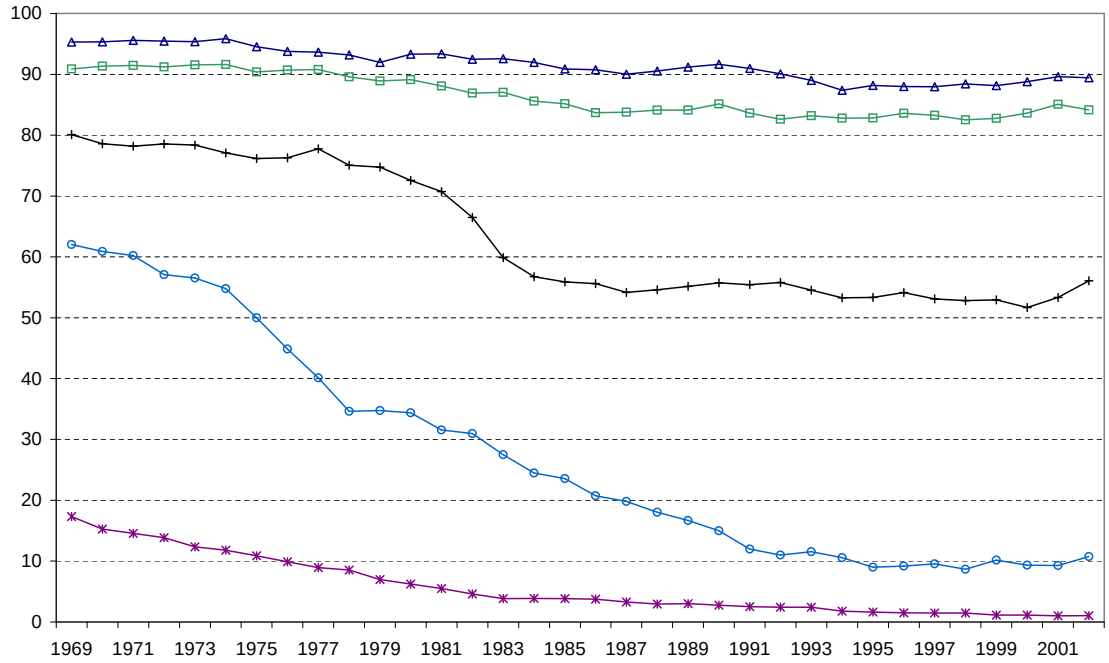


FIG. 5.2 – Taux d'emploi des hommes par groupe d'âge - Insee *Enquête Emploi* 1969-2002



LÉGENDE : △ 46-50 ans □ 51-55 ans × 56-60 ans ○ 61-65 ans ∗ 66-70 ans

5.1 Historique de la politique d'incitation au retrait d'activité

Les faits sont bien connus : dans les années soixante-dix et quatre-vingt, la politique privilégiée de lutte contre le chômage a été l'instauration massive des cessations anticipées d'activité. Les études décrivant ces nombreux dispositifs ne manquent pas (Dares 1996, Zaidman et al. 2000). Pourtant on limite bien souvent l'analyse de ces politiques aux seules préretraites[6] et rares sont les travaux qui cherchent à présenter l'ensemble des dispositifs de cessation d'activité (Blanchet et Marioni 1996).[7] La lecture que nous proposons ici consiste à comprendre l'ensemble des politiques de cessation d'activité (préretraite, chômage des travailleurs âgés, assurance vieillesse)

[6]Dans les manuels de droit social ou de politique sociale, les retraites sont considérées dans les politiques de la vieillesse tandis que les préretraites sont partie intégrantes des politiques de l'emploi (Join-Lambert 1997, Dupeyroux et al. 1975-2005). Ce qui est compréhensible du point de vue juridique l'est beaucoup moins dans l'analyse économique de ces politiques.

[7]Le chapitre 2 présente l'ensemble de la législation de cessation d'activité. En particulier l'ensemble des dispositifs de cessation anticipée d'activité est détaillé à la partie 2.3 (page 72), l'abaissement de l'âge de la retraite en 1982 à la sous-partie 2.2.2.6 (page 50) et la question du cumul à la sous-partie 2.2.3.5 (page 63).

comme un tout à analyser globalement.

L'idée prégnante qui fonde ces politiques est qu'elles sont un moyen efficace de réduire rapidement le chômage et que de plus elles apportent un surcroît de loisir bienvenu. Pour mettre en perspective la hausse du chômage et les politiques de cessation d'activité, le mieux est de rappeler des graphiques bien connus qui sont l'évolution du taux de chômage (figure 5.1) et la baisse concomitante des taux d'emploi des 55-65 ans (figure 5.2). La baisse des taux d'emploi se lit comme une réaction à chaque vague d'incitation au retrait d'activité dont on peux brièvement retracer ici l'historique. L'ère des préretraites (1973-1984) précède l'abaissement de l'âge de la retraite (1983) et la mise en place des dispenses de recherche d'emploi (1985).

5.1.1 L'ère des préretraites

L'ouvrage de la Dares (1996) qui fait le bilan de 40 ans de politique de l'emploi en France décrit cette politique comme « volontariste » afin de diminuer le chômage grandissant. Parmi la foule de modalités, détaillés au chapitre 2, on peut repérer trois grands mouvements.

Si les premières préretraites en France datent de 1963 avec la création de l'Allocation spéciale du fonds national de l'emploi (ASFNE), ces expériences restent très limitées géographiquement et se concentrent sur des salariés compris dans un licenciement collectif. Il faut attendre 1972 pour voir la création des garanties de ressources licenciement (GRL), complétés en 1977 par les garanties de ressources démission (GRD). Ces deux dispositifs financés par l'Unedic vont représenter l'essentiel des préretraites de la décennie et visent en particulier les salariés âgés de 60 à 65 ans. Pourtant la rupture politique est grande entre les deux dispositifs. En 1972, l'objectif reste le cadre de l'assurance chômage avec la volonté affichée d'une meilleure indemnisation des chômeurs âgés. Le préambule de l'accord est clair sur le fait qu'il ne s'agit nullement d'une mesure d'incitation à la cessation d'activité :

> « [Les signataires du texte] tiennent à indiquer clairement que les dispositions qu'ils ont adoptées ne visent qu'à une nécessaire protection des salariés privés d'emploi et qu'elles ne doivent aucunement constituer une incitation au licen-

ciement des salariés de plus de soixante ans ».[8]

Tout autre est l'objectif attribué aux garanties de ressources par l'accord de 1977 :

> « Les parties signataires attendent de cette mesure la libération d'emplois permettant l'engagement de nombreux demandeurs d'emploi. »[9]

À la figure 5.2, la forte baisse du taux d'emploi des hommes de 61 à 65 ans entre 1974 et 1978 est le résultat direct de cette première vague de préretraite. Le taux d'emploi des hommes de ce groupe d'âge passe de 55 % à 35 % en à peine cinq ans.

La seconde grande période des préretraites est le début de la décennie quatre-vingt et concerne les salariés âgés de 55 à 59 ans. Comme précédemment, les premiers dispositifs sont limités à certains bassins d'emploi avant d'être étendus à l'ensemble des salariés de plus de 55 ans. En 1977 la Convention générale de protection sociale (CGPS) concerne les salariés employés dans la sidérurgie. Des allocations pour faciliter la cessation d'activité dès 50 ans sont mises en place. En 1980 la réactivation du dispositif ASFNE permet la généralisation des préretraites des plus de 56 ans. Cette fois l'État cofinance une large partie du dispositif, mais 58 % du coût reste à la charge de l'Unedic. L'allocation dure jusqu'à 60 ans date à laquelle les garanties de ressources permettent de financer la période précédant la retraite. Le dernier dispositif de cette période date de 1981-1982 avec la création des Contrats de solidarité de préretraite démission (CSPRD) qui permet le retrait d'activité de salariés de plus de 55 ans qui comptent au moins 10 ans d'ancienneté. Il s'agit d'un des dispositifs les plus explicites dans son objectif de réduction du chômage. Le premier ministre de l'époque, Pierre Mauroy, présente ce système comme un outil de solidarité entre les générations :

> « Et puis, je veux m'adresser à ceux qui sont les aînés, à ceux qui dans cette région ont passé une vie de travail, eh bien, montrez, oui, qu'il faut changer la vie, et quand l'heure vient de la retraite, partez en retraite, pour donner du travail à vos fils et à vos filles. Voilà ce que je vous demande... Le gouvernement vous permet de partir en retraite à cinquante-cinq ans. Partez à cinquante-cinq

[8] Préambule de l'accord du 27 mars 1972, agréé par l'arrêté du 18 mai 1972. La loi du 5 juillet 1972 stipule en outre que le ministère du Travail doit veiller à ce que le dispositif ne soit pas mis à profit des employeurs pour se séparer de leurs employés âgés.

[9] Accord national interprofessionnel du 13 juin 1977 agréé par le ministère du travail le 9 juillet 1977, JO du 10 juillet 1977 (p. 3666).

> ans la tête haute, fiers de votre vie de travailleur. C'est ce que nous allons demander... C'est cela le contrat de solidarité. Que ceux qui sont les plus âgés, que ceux qui ont travaillé, partent, fassent la place aux jeunes pour que tout le monde ait du travail. »[10]

Ce dispositif est très temporaire (il prend fin en 1983), mais il a conduit à des départs massifs très rapidement : en moins de deux ans, près de 200 000 personnes ont ainsi cessé leur activité. Le coût considérable de ce système, financé à 70 % par l'Unedic, amène à son interruption rapide. Cette deuxième vague est aussi visible à l'œil nu à la figure 5.2 : le taux d'emploi des hommes de 56 à 60 ans passe 1979 à 1984 de 75 à 55 %. Moins frappante mais tout aussi nette est la poursuite de la baisse du taux d'emploi des 61-65 ans entre 1979 et 1983, avant la baisse de l'âge de la retraite.

Pour bien comprendre l'enchaînement historique de ces vagues de préretraites, il faut rappeler le contexte de restructuration industrielle qui a touché toute l'Europe dans les années soixante-dix. Les premières vagues d'incitation au retrait d'activité ont été conçues comme un expédient pratique pour amoindrir le coût social de ces restructurations. Ces politiques reposaient sur l'intérêt réunis des employeurs de se séparer de leurs salariés âgés, des salariés de partir plus tôt en retraite et de l'État de pouvoir manifester son action pour enrayer la hausse du chômage. Il s'agissait à la fois de protéger les salariés âgés contre les aléas de fin de carrière mais aussi d'améliorer la situation sur le marché du travail, en « libérant des emplois ». Au fur et à mesure de la hausse du chômage, les incitations au retrait d'activité sont devenues moins ciblées, visant des salariés toujours plus jeunes, et a fini par constituer la principale politique de l'emploi de la France. Mérite d'être aussi souligné le fait qu'on trouve en bonne place dans les raisons des salariés de partir en préretraite[11] le souhait de « laisser la place aux jeunes » (Caussat et Roth 1997). Pour beaucoup de salariés concernés, il ne s'agissait pas seulement de prendre un repos anticipé mérité, mais aussi de contribuer à résoudre le problème du chômage qui touchait de plus en plus les jeunes générations.

La décennie quatre-vingt-dix est la période du reflux des préretraites. En 1993, les

[10] Discours de Pierre Mauroy à Lille le 27 septembre 1981, cité in Gaullier *L'avenir à reculons* (1982) p. 230.

[11] Exploitation des données de l'enquête complémentaire à l'enquête Emploi de 1996.

conditions pour bénéficier de l'ASFNE sont rendues plus restrictives et l'âge minimum est repoussé d'un an (à 57 ans). Mais si un frein net est marqué à l'extension de ces dispositifs, on ne peut parler véritablement d'un retour en arrière puisque la création de l'Allocation de remplacement pour l'emploi (ARPE) en 1995 et de la Cessation d'activité de certains travailleurs salariés (CATS) en 2000 permet encore de prendre une retraite anticipée dès 57 ans. Surtout une grande partie des préretraités ont été remplacés, soit par des retraités avec l'abaissement de l'âge de la retraite, soit par des dispensés de recherche d'emploi pour les moins de 60 ans.

5.1.2 L'abaissement de l'âge de la retraite

La réforme Questiaux d'abaissement de l'âge de la retraite est mise en place en 1983. En réalité il était déjà possible de partir en retraite à 60 ans. La réforme augmente le taux de remplacement à 60 ans pour le porter au niveau du taux offert à 65 ans, sous condition d'une durée de cotisation de 37 ans et demi.[12] Cette mesure correspond évidemment à la revendication d'un droit au repos plus large pour les salariés, mais il vise surtout à pérenniser le dispositif des préretraites des salariés de 60 à 64 ans et à étendre ces dispositifs à l'ensemble des travailleurs (y-compris les plus qualifiés). En 1982, le coût des préretraites pèse considérablement sur les finances de l'Unedic et, à l'inverse, les régimes de retraite sont dans une situation excédentaire grâce à l'arrivée à la retraite des classes creuses. La politique d'abaissement de l'âge de la retraite se situe donc dans le contexte d'une volonté de modifier le financement des préretraites et de pérenniser ces cessations anticipées d'activité.

Cette réforme de l'assurance vieillesse est pensée comme un instrument à part entière de la politique d'emploi. À l'époque de sa mise en place, le ministère des Affaires sociales écrit ainsi :

> « L'abaissement de l'âge de la retraite consolide les effets positifs sur l'emploi que les préretraites ont permis. Il les étend, même, puisque son champ d'application est plus large que celui des garanties de ressources. »[13]

Plus encore, des critiques fustigent la réforme comme bien timide pour parvenir

[12] Se reporter au chapitre 2, page 50, pour le détail des mesures.
[13] *La retraite à 60 ans* Droit Social, n°4 - Avril 1983.

à contribuer à la politique de l'emploi : comme l'abaissement de l'âge de la retraite touche aussi tous ceux qui sont déjà en préretraite, l'effort net de réduction de la population active apparaît limité à certains (Mercereau 1982).

Si l'opposition s'oppose à la réforme, elle n'en conteste pas la logique. Il s'agit pour les députés de droite de défendre les préretraites qui laissent à l'employeur l'initiative des cessations d'activité. Le député RPR M. Séguin propose ainsi d'étendre les dispositifs de préretraite :

> « Nous rejetons votre projet et vous demandons non seulement le maintien des garanties de ressources, mais l'abaissement de l'âge d'ouverture du droit à cinquante-cinq ans sans autres conditions que les conditions actuelles. »[14]

La réforme de 1983 ne consistait pas seulement en une augmentation des taux de remplacement, mais aussi dans une forte modification des incitations à poursuivre l'activité au-dela du taux plein. Ainsi, si avant 1983 chaque année après 60 ans rapportait cinq points de pourcentage d'augmentation du taux de remplacement, la réforme supprime ce mécanisme de surcote au-delà de l'obtention du taux plein. Le taux de 50 % offert avant la réforme à 65 ans devient le taux de référence, le « taux plein ». Il était aussi question, pour les promoteurs de la réforme, de lutter contre le chômage en désincitant les travailleurs âgés de plus de 65 ans à rester sur le marché du travail.

> « Le but poursuivi est en effet de permettre l'acquisition d'une pension complète, mais non d'encourager la poursuite de l'activité après 65 ans. »[15]

Ainsi est introduit une modification de la durée d'assurance après 65 ans pour faciliter l'obtention d'un coefficient de proratisation unitaire (chaque trimestre après 65 ans compte beaucoup plus).

D'autres dispositions vont dans le même sens comme les restrictions sur le cumul d'une pension avec la poursuite d'une activité : l'Ordonnance du 30 mars 1982 impose au salarié qui liquide sa pension de quitter l'entreprise et impose une contribution supplémentaire à verser à l'Assedic pour poursuivre cette activité. La encore, cette politique est motivée explicitement par la conviction qu'inciter à la cessation d'activité permet de résoudre les problèmes d'emploi :

[14] Assemblée nationale, séance du 9 décembre 1981. Voir aussi l'intervention de M. Barrot cité au chapitre 2, p. 52.

[15] Préambule à l'ordonnance du 26 mars 1982.

> « Si tous les cumuls ne sont pas abusifs, il est devenu choquant de pouvoir à la fois prendre sa retraite et garder son emploi, lorsque tant d'autres en cherchent. »[16]

Le débat plus récent sur la retraite à 55 ans en est un autre exemple frappant (Verniere 1997). Les objections à la proposition de la CGT en 1996 se sont plus basées sur la question du coût de la mesure que sur la discussion de son efficacité en terme d'emploi. La lecture de manuels récents de politique publique conforte cette impression d'un consensus autour de l'usage de l'âge de la retraite comme outil de la politique de l'emploi :

> « Dans un contexte marqué par la progression du chômage, [la retraite à 60 ans] vise à faire contribuer l'ensemble des salariés à un partage plus équitable du travail. À ce titre, la mesure s'inscrit dans le cadre d'une politique globale de gestion de la population active face à l'accroissement du nombre des demandeurs d'emploi. »[17]

À l'inverse, on pourrait aussi facilement montrer que les cessations anticipées d'activité peuvent être analysées comme faisant partie intégrante du système de retraite. Les préretraités ont d'ailleurs assimilé la préretraite à de la retraite anticipée (Caussat et Roth 1997).

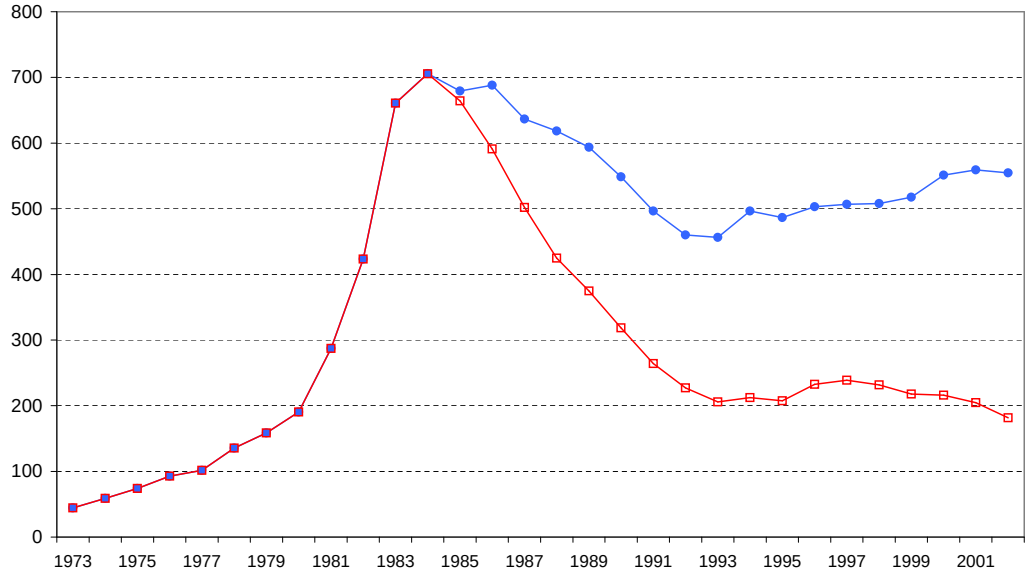
En effet, 1983 ne correspond pas à l'abaissement brutal de l'âge de la retraite, étant donné le nombre important de salariés dans des régimes de préretraite avant la réforme. Ceci apparaît aussi à la figure 5.2 où la baisse du taux d'emploi des 61-65 ans se poursuit de 1983 à 1991 pour se stabiliser à 10 %. En près de 15 ans, le taux d'emploi de ce groupe d'âge a été divisé par six.

5.1.3 La poursuite du retrait d'activité des vieux travailleurs

La dernière forme de politique de cessation d'activité concerne la mise en place des Dispenses de recherche d'emploi (DRE). Il s'agit de dispenser les chômeurs de plus de 55 ans de chercher un emploi pour obtenir l'allocation chômage. Mis en place en 1984 pour le régime de solidarité, ce dispositif a pris de l'ampleur en 1985 avec

[16] Préambule de l'ordonnance du 30 mars 1982.
[17] Huteau (2001), p. 305.

Fig. 5.3 – Effectif des préretraités et dispensés de recherche d'emploi (en milliers)



Légende : □ préretraités • préretraités et dispensés de recherche d'emploi

Sources : Dares et Unedic

son extension aux allocataires du régime d'assurance de plus de 57 ans et demi. De fait, les « dispensés de recherche d'emploi » sont rayés des listes de l'ANPE et ne sont plus comptabilisés comme chômeurs. Ce dispositif a compensé la baisse du nombre de préretraites et le nombre de bénéficiaires est resté à un niveau très élevé (200 000 personnes), dépassant ainsi en stock les préretraités (voir figure 5.3). Il s'agit là d'une politique malthusienne de type administratif : l'objectif n'était pas tant de libérer des emplois pour les jeunes que de faire baisser le taux de chômage mécaniquement. C'était une reconnaissance implicite du fait qu'un salarié de 55 ans au chômage n'avait qu'une faible chance de retrouver un emploi.

Plus récemment, d'autres dispositifs ont permis d'offrir des indemnités plus larges et plus pérennes aux chômeurs âgés. En 1997, l'Allocation chômeur âgé (ACA) vise les chômeurs qui ont cotisé plus de 40 ans, tandis que la création en 1998 de l'Allocation spécifique d'attente (ASA) concerne plus spécifiquement les chômeurs en fin de droit qui ont longtemps cotisés.

Il est évident que la distinction entre indemnisation du chômage et politique de

retrait d'activité devient plus tenue à mesure que les dispositifs ciblent un public âgé proche de liquider sa retraite et sans espoir de retrouver du travail. Néanmoins, ces dispositifs (notamment les DRE) sont très proches des cessations d'activité sous forme de préretraite mises en place précédemment. Preuve en est l'impossibilité de les reconnaître au sein des enquêtes classiques car les bénéficiaires se décrivent soit comme retraité soit comme chômeur.[18] Originellement, les garanties de ressources licenciement de 1972 sont un dispositif de dispense de recherche d'emploi pour les chômeurs de plus de 60 ans. La grande différence entre ces dispositifs se trouve dans le taux de remplacement qui est largement plus faible pour les dispensés de recherche d'emploi que dans la plupart des programmes de préretraites offerts auparavant. Si la politique d'incitation au retrait d'activité est toujours présente, elle se veut nettement moins généreuse.[19]

Au final, ce bref survol historique souligne l'importance qu'il y a à traiter les politiques d'incitation au retrait d'activité comme un tout, sans en rester aux cloisonnements imposés par les institutions spécifiques mettant en place ces politiques. Si la croyance dans l'efficacité de ces politiques de cessation d'activité pour réduire le chômage était très forte au moment de leur mise en place, des travaux ont par la suite tempéré cette vision positive et ont contribué au reflux de ces politiques.

5.1.4 L'évaluation des politiques malthusiennes de retrait d'activité

La littérature concernant l'évaluation des politiques d'incitation au retrait d'activité n'est pas inexistante mais reste relativement limitée au regard des sommes qui lui ont été consacrées. Il faut reconnaître que leur évaluation est particulièrement difficile. L'analyse standard souligne les incertitudes à la fois théoriques et empiriques sur l'effet des retraits d'activité des vieux travailleurs. Théoriquement, l'idée consiste à

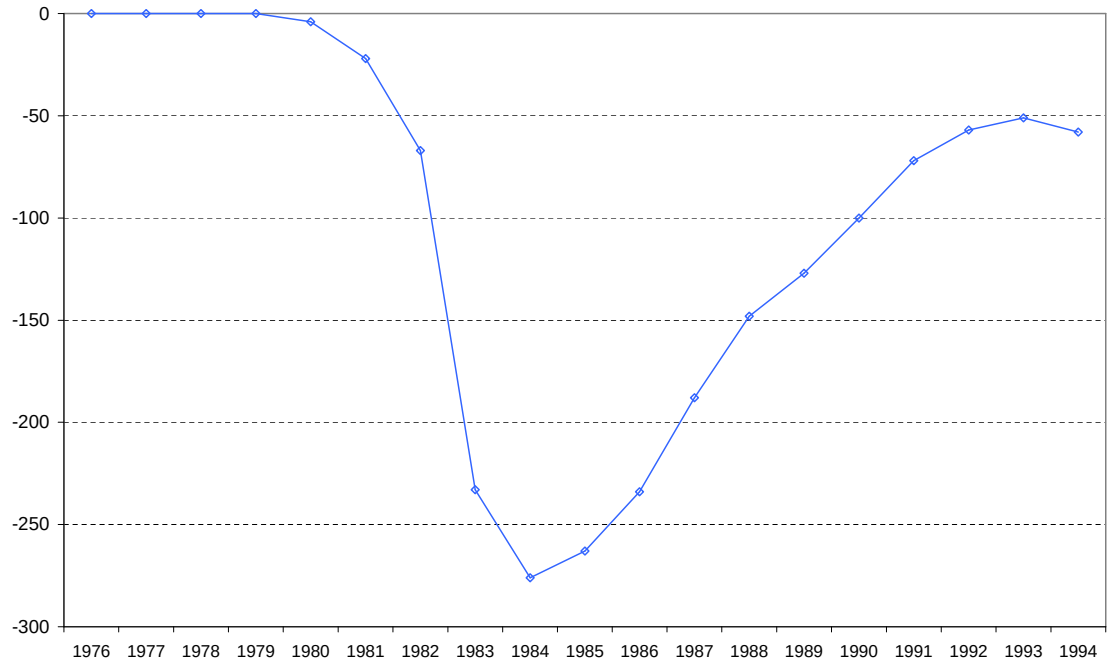
[18] C'est le cas avec les enquêtes Emploi. On peut se reporter à l'estimation effectuée par Blanchet et Marioni (1996) sur la part des DRE qui se déclarent chômeurs ou retraités.

[19] Une autre façon de voir les choses est de distinguer au sein de tous ces dispositifs ceux qui visaient à inciter des chômeurs âgés à se retirer de ceux qui visaient à inciter au retrait de salariés âgés en emploi. Les garanties de ressources licenciement de 1972 et les dispenses de recherche d'emploi font partie de cette première catégorie, quand les garanties de ressources démission, les contrats solidarité et l'abaissement de l'âge de la retraite font partie des seconds.

souligner la substitution possible entre des vieux travailleurs et des jeunes chômeurs : à taux d'emploi similaire, mieux vaut moins de chômeurs et plus de retraités. La critique classique de cette vision dénonce un raisonnement à production donnée, *lump-of-output fallacy* (Layard, Nickell et Jackman 1991). Si le chômage baisse, l'inflation va augmenter et venir réduire la production, ce qui va faire remonter le taux de chômage à son niveau initial.

Pour la France, l'évaluation de ces politiques repose essentiellement sur les travaux de la Dares et de l'OFCE, publiés dans l'ouvrage précité *40 ans de politique de l'emploi* (1996). Ces travaux sont assez critiques vis-à-vis de ces politiques mais elles restent jugées efficaces pour lutter contre le chômage.

Fig. 5.4 – Estimation par la Dares de l'effet sur le chômage des préretraites (en milliers)



Source : Dares, *40 ans de politique de l'emploi* (1996), p.248

L'impact macroéconomique des politiques de cessation d'activité est évalué par le modèle Mosaïque de l'OFCE, à court terme puis à long terme, selon différentes hypothèses. Les conclusions de ces travaux semblent faire l'unanimité parmi la profession des économistes : à court terme ces politiques réduisent fortement le chômage, à long terme l'effet est divisé par deux sous l'effet du financement (soit par le déficit

public, soit par une hausse de la CSG). L'effet négatif sur le PIB à long terme diminue aussi fortement la vision positive de telles politiques. La baisse du chômage entraîne une hausse des salaires réels qui dégrade la rentabilité des entreprises et finit par ralentir la croissance et l'emploi marchand. On reproduit les estimations de l'effet des préretraites proposé par la Dares à la figure 5.4 qui correspond à l'effet en miroir de l'intensité de ces politiques.

La maquette de long terme du marché du travail de Bernard Salanié (2000) présente de façon analytique des conclusions similaires quant à l'impact des politiques de retrait d'activité. Le chômage ne baisse que si le ciblage sur les non-qualifiés susceptibles de partir en retraite est parfait, c'est-à-dire si les cessations d'activité concernent bien les personnes susceptibles d'être au chômage. Si ces politiques conduisent à réduire en partie l'offre de travail qualifié, alors une baisse du PIB s'ensuit qui va réduire *de facto* l'emploi non qualifié.

L'hypothèse clef de ces deux types de travaux est que ces politiques de cessation d'activité ne sont pas financées par une augmentation des charges sociales. Ainsi Salanié écrit que « des mesures qui réduisent les offres de travail n'ont par construction aucun effet sur les coûts des facteurs ». La Dares, quant à elle, est encore plus explicite à propos du choix du financement dans les simulations macroéconomiques présentées :

> « Les cotisations employeurs et la TVA n'ont pas été retenues [pour financer les cessations d'activité] car, parce qu'elles augmentent le coût du travail, elles sont toutes deux défavorables à l'emploi. »

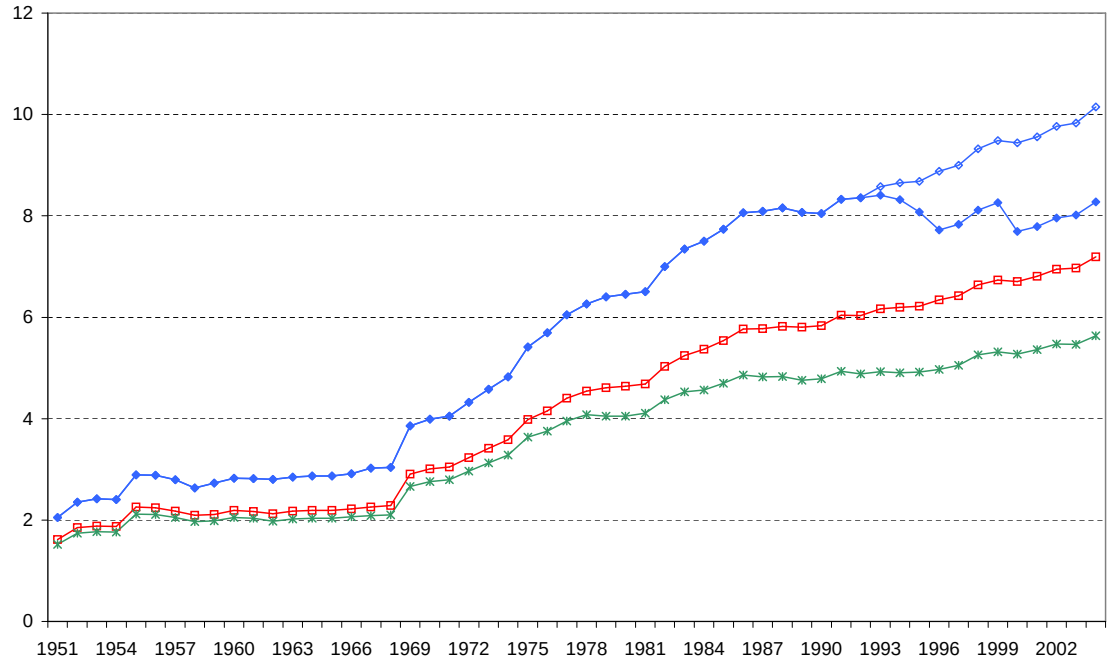
Le bilan des dispositifs de cessation d'activité réalisé par Zaidman et alii (2000) conclut à un effet incertain sur le chômage parce que ces modèles n'intègrent justement pas « les conséquences sur l'emploi et l'activité du financement de ces mesures ».

Le travail de Domingues Dos Santos (2001) ne concerne pas à proprement parler les politiques de cessations d'activité, mais pose une question similaire à la notre concernant l'impact théorique du vieillissement sur le niveau du chômage. Financer l'augmentation de l'espérance de vie par une hausse des cotisations revient ainsi exactement à baisser l'âge de la retraite d'une population constante en finançant cette baisse par une augmentation des cotisations. L'analyse de Domingues Dos Santos est donc à cet égard instructif. En appliquant un modèle de chômage d'équilibre,

l'auteur souligne trois effets notables : le premier est la baisse du chômage si on s'abstrait de la question du financement des retraites. La baisse de la fécondité joue sur la baisse des flux entrants et l'allongement de la durée de la relation salariale est susceptible de jouer en faveur d'une hausse de la demande de travail. Les différents modes de financement peuvent au contraire renverser cette proposition optimiste. Si les besoins de financement sont couverts par une hausse des cotisations, alors l'effet de la demande de travail s'inverse et le vieillissement peut alors contribuer à une hausse du chômage.

L'analyse que nous proposons ici repose sur le constat empirique que la politique de cessation d'activité, mise en place depuis 30 ans en France, a été financée largement par une augmentation des cotisations sociales.

Fig. 5.5 – Le salaire minimum horaire en Euros 2004 (1951-2004)



Légende : ♦ Coût du Smic ◊ Coût du Smic sans les abaissements de charge sur les bas salaires □ Montant du Smic brut ∗ Montant du Smic net

5.2 Le financement de la politique de cessation d'activité

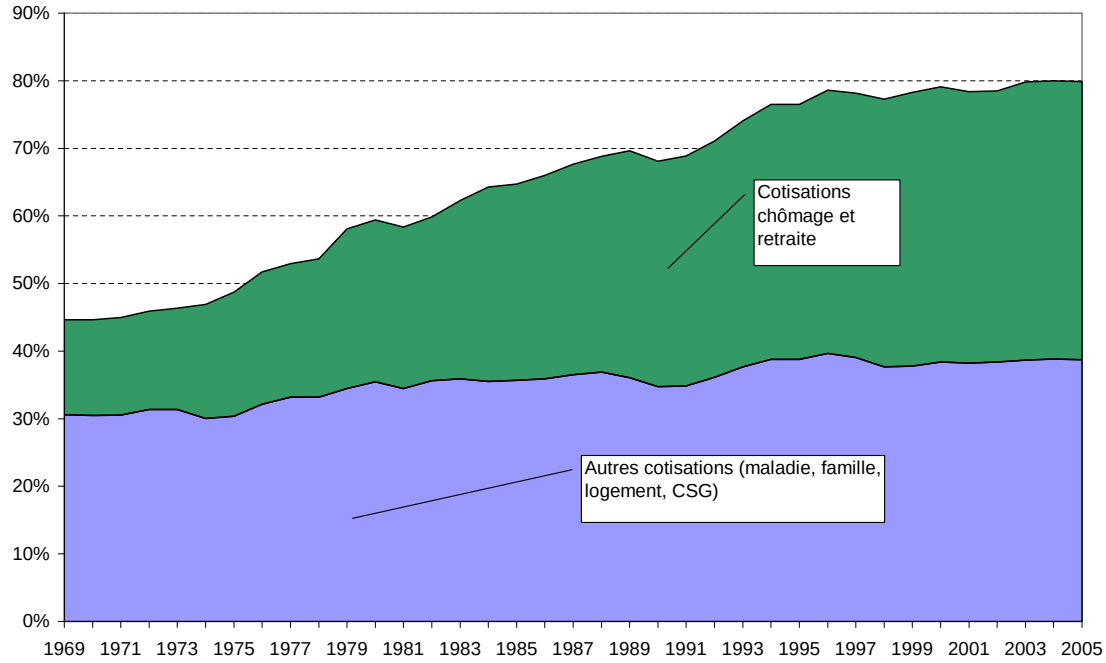
Contrairement aux hypothèses des modèles macroéconomiques précédemment cités, l'analyse sur longue série du financement des régimes de protection sociale indique que la politique de cessation d'activité a largement été financée par une augmentation des cotisations sociales, à la fois patronales (pesant directement sur le coût du travail) et salariales (pesant indirectement, par le biais des augmentations de Smic nécessaires pour maintenir un revenu minimum net identique). La plupart des dispositifs de préretraite a été financée par l'Unedic (et dans une moindre mesure par l'État). Les dispenses de recherche d'emploi bénéficiant en partie aux allocataires du régime d'assurance chômage ont aussi été financées par des augmentations de cotisations chômage. Enfin le coût de l'abaissement de l'âge de la retraite a été entièrement financé par des augmentations des cotisations d'assurance vieillesse pour le régime général et par la cotisation ASF-AGFF pour les régimes complémentaires.[20]

Le fait connu est l'augmentation constante du salaire minimum depuis de 1968. À la figure 5.5, on reprend le coût du Smic en Euros constants en distinguant l'augmentation du salaire minimum qui correspond à une augmentation des cotisations sociales et celle qui correspond à une augmentation du salaire minimum net. Entre 1973 et 1993, le Smic net augmente de 55 % en Euros constant, mais le coût du Smic augmente de près de 80 %. Pendant cette période les cotisations sociales augmentent donc de près de 35 points du salaire minimum net, passant de 45 % du Smic net à près de 80 % (figure 5.6).

Au sein des multiples cotisations, on peut isoler d'abord les régimes qui financent la cessation d'activité, c'est-à-dire les régimes de retraite, de retraite complémentaire et l'Unedic. À la figure 5.6, on s'aperçoit que l'essentiel de la hausse au niveau du Smic des cotisations vient de ces régimes. Ce résultat empirique peut paraître sur-

[20] L'Association pour la structure financière (ASF) a été créée en 1983 pour financer le surcoût pour les régimes complémentaires Agirc-Arrco de l'abaissement de l'âge de la retraite. Au début, l'ASF est financée par deux points de cotisation chômage, puis ces cotisations sont séparées des cotisations chômage et prélevées par l'Unedic jusqu'en 2001. À partir de cette date, la cotisation ASF est supprimée et remplacée par la cotisation AGFF (Association pour la gestion du fonds de financement Agirc-Arrco) perçue directement par les régimes complémentaires.

Fig. 5.6 – Répartition des cotisations en pourcentage du salaire net (1969-2004)



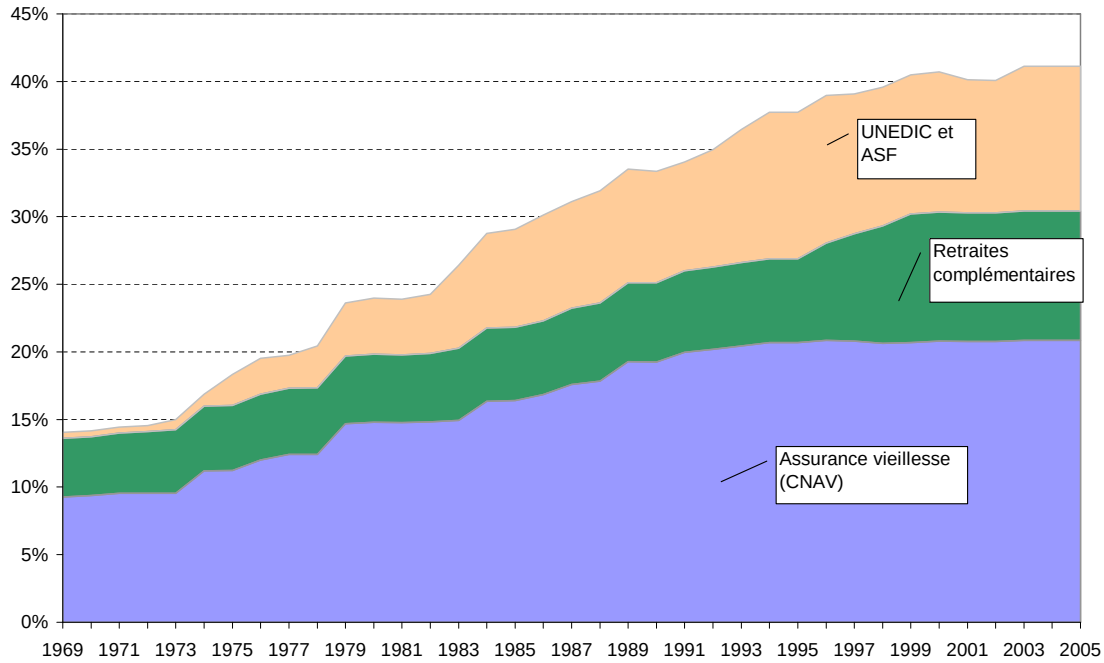
Note : Il s'agit des cotisations pour un salaire en-dessous du plafond de la Sécurité sociale. La CSG est inclue avec les cotisations maladie.

Source : *Séries longues sur les salaires* Insee résultat (2001)

prenant connaissant la hausse constante des dépenses d'assurance maladie. Celles-ci ont augmenté mais leur hausse a été compensée par la baisse de la part de la branche famille et le déplafonnement de l'assiette de la branche maladie.

Il est possible de poursuivre la décomposition des cotisations en regardant spécifiquement les cotisations des régimes de retraite et du chômage (figure 5.7). C'est l'Unedic qui a vu la plus forte hausse de ses cotisations suivi par la hausse du régime général d'assurance vieillesse. À première vue, l'intuition générale veut que la hausse des cotisations soit la conséquence du vieillissement de la population (retraite) et de la crise économique (chômage) qui a mis sous pression les systèmes protection sociale. Un regard plus précis sur les dépenses de ces régimes met en évidence l'importance du financement des politiques d'incitation au retrait d'activité. La Dares a effectué un patient travail de comptabilité des dépenses de l'emploi en répartissant les dépenses de l'État et l'Unedic selon différentes composantes (incitation au retrait d'activité, indemnisation du chômage, formation...). Ces *Comptes de l'emploi* excluent les systèmes de retraite (donc l'abaissement de l'âge de la retraite) et les

FIG. 5.7 – Répartition des cotisations chômage et retraite par régime en pourcentage du salaire net (1969-2004)



NOTE : Il s'agit des cotisations pour un salaire en-dessous du plafond de la Sécurité sociale.

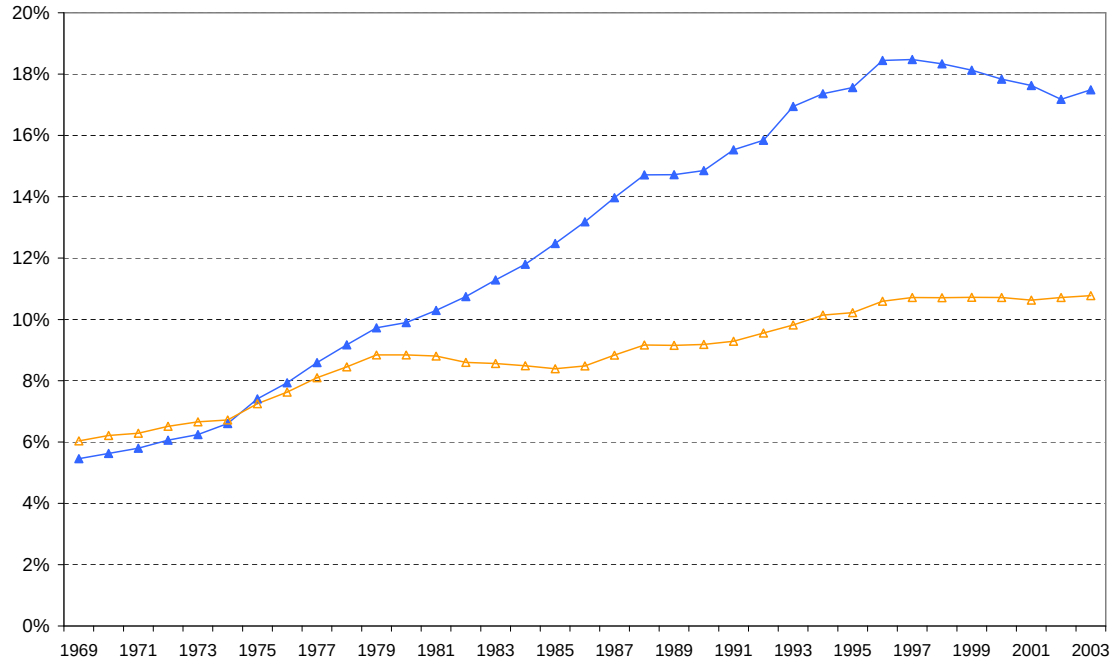
SOURCES : Les taux de cotisation de la Cnav sont reproduits au tableau A.6 (page 341), ceux des régimes complémentaires aux tableaux A.15 à A.18 (page 347) et ceux de l'Unedic au tableau D.4 (page 372).

dispensés de recherche d'emploi sont comptabilisés au sein de la catégorie « indemnisation du chômage ». Nous avons ainsi procédé séparément à l'estimation de ces deux montants en utilisant respectivement les données de la Cnav et les données de l'Unedic. En ajoutant les montants estimés par la Dares pour le coût des préretraites, nous parvenons à proposer un bilan rétrospectif du financement des politiques de cessation d'activité.[21]

Pour estimer le coût de l'abaissement de l'âge de la retraite en terme de hausse de cotisation, il est nécessaire de prendre en compte à la fois le coût des revalorisations des pensions et le coût lié à la démographie à proprement dite (vieillissement et baisse de la fécondité). Dans un système par répartition on peut décomposer classiquement le taux de cotisation comme le produit du taux de remplacement et du ratio de dépendance économique, qui lui même est le produit du ratio de dépendance

[21] L'annexe D détaille les données utilisées et les séries obtenues.

Fig. 5.8 – Taux de cotisation du régime général selon l'âge de la retraite (1969-2004)



Légende : △ avec âge de la retraite à 65 ans ▲ avec abaissement de l'âge de la retraite

Source : On applique l'équation (5.1). Les hypothèses et l'ensemble des calculs sont présentés au tableau D.5, à la page 373.

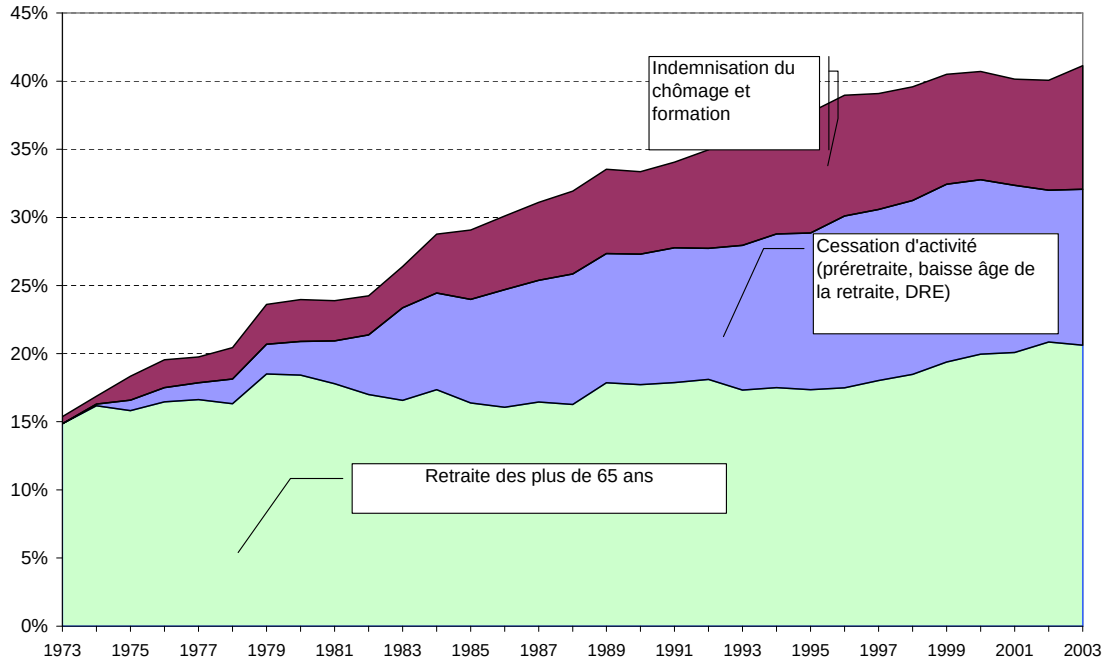
démographique et d'un effet de taux d'activité.

$$\text{taux de cot.} = \frac{\text{pension moyenne}}{\text{revenu moyen}} \times \frac{\text{pop. en âge de retraite } P_r}{\text{pop. en âge de travailler } P_t} \times \frac{1 - \text{taux d'act. } P_r}{\text{taux d'emploi } P_t} \qquad (5.1)$$

Il est ainsi possible d'estimer assez précisément l'augmentation du taux de cotisation des régimes de retraite qui correspond à la baisse de l'âge de la retraite, celle qui correspond à la démographie (part des plus de 65 ans sur les 15-64 ans) et celle qui correspond à une hausse du taux de remplacement. Contrairement à une idée largement reçue, le ratio démographique ne s'est pas détérioré au cours de la période : il a même baissé entre 1980 et 1985 sous l'effet de l'arrivée à la retraite des classes creuses. De plus le taux d'activité des femmes n'a cessé d'augmenter entraînant une hausse constante des cotisants qui rendait les conditions financières des régimes de retraite très solides et aurait pu les induire à constituer des réserves ou à baisser les taux de cotisation. À la figure 5.8, nous mettons en évidence le fait que la plus grande partie de la croissance des taux de cotisation retraite vient de l'abaissement de l'âge de la retraite et non des améliorations du taux de remplacement ou des effets

démographiques. Le taux de cotisation contre-factuel d'un maintien de l'âge de la retraite à 65 ans impose de faire une conjecture sur le taux d'emploi des 15-64 ans dans ce cas là. Comme les paiements des cotisations des préretraités et des chômeurs sont comptabilisés par les régimes d'assurance chômage ou de préretraite, nous avons choisi de prendre le taux d'emploi des 15-55 ans comme approximation, afin d'éviter les double comptes[22] et surtout de prendre en compte l'augmentation du chômage.

FIG. 5.9 – Répartition des cotisations chômage et retraite par dépense en pourcentage du salaire net (1969-2004)



SOURCES : Le coût des préretraites est estimé par les Comptes de l'emploi (Dares), le coût des dispenses de recherche d'emploi par des données de l'Unedic (voir tableau D.2 page 370) et le coût de l'abaissement de l'âge de la retraite est estimé au tableau D.5 (page 373). L'ensemble des données et des calculs de ce graphique sont présentés au tableau D.6, à la page 374.

Ensuite, il est nécessaire de prendre en compte le coût propre des Dispensés de recherche d'emploi, dont on a vu que le statut ne variait que peu des préretraités. Pour ce faire nous avons utilisé les données des Assedic concernant les dépenses et les effectifs de chaque allocation chômage. En supposant que la part des dispensés de recherche d'emploi en terme d'effectif au sein de chaque type d'allocation (régime d'assurance chômage, ASS et AER) correspond à la part de la dépense totale, on

[22]Le coût des préretraites correspond au coût de l'allocation versée aux préretraités et aux cotisations versées aux régimes de retraite.

peut proposer une estimation cohérente (voir en annexe le tableau D.2). Il faut noter ici que les allocations du régime de solidarité ne sont pas financées par des cotisations Unedic mais par l'État.

À la figure 5.9, nous avons décomposé les hausses de cotisation au niveau du Smic selon les dépenses mises en œuvre à partir des Comptes de l'emploi de la Dares et de nos propres estimations sur les régimes de retraite et les dispensés de recherche d'emploi. Ainsi, le coût des retraites des plus de 65 ans n'augmente que marginalement sous l'effet des revalorisation des pensions (3 points de cotisation). L'essentiel de la hausse de ces régimes provient en fait des cessations d'activité (préretraites et surtout abaissement de l'âge de la retraite) et aussi des coûts de l'indemnisation du chômage. À la fin de la période près de 12 % du salaire net est consacré à financer les cessations d'activité. Ces montants excluent encore la grande partie des préretraites financées par l'État dont il est extrêmement difficile de retrouver le mode ultime de financement.

Ce bilan empirique descriptif souligne l'importance du financement des politiques de cessation d'activité par des hausses des cotisations. Le modèle que ce chapitre développe cherche à réévaluer ces politiques en prenant en compte l'effet négatif sur l'emploi que ce financement a pu faire peser.

5.3 Modéliser les politiques de cessation d'activité

Nous proposons ainsi un modèle complet des politiques de cessation d'activité en nous inspirant d'un modèle d'équilibre général de long terme.[23] Cette maquette est évidemment très fruste pour aborder la complexité de l'économie française mais l'exercice auquel nous souhaitons nous livrer ici nécessite une mise en évidence nette des mécanismes à l'œuvre. La possibilité de résoudre analytiquement le modèle proposé permet ainsi de souligner les hypothèses qui sont faites et de tester, de façon transparente, la sensibilité des résultats aux paramètres de la maquette.

[23] Ce modèle s'inspire de la maquette du marché du travail développée par Salanié (2000)

5.3.1 Un modèle d'équilibre général

Le modèle propose d'agréger le capital K et le travail qualifié L_q en un facteur composite A en supposant que ces facteurs sont en fait complémentaires (on suppose ainsi que $A = L_q = \gamma K$). Cet agrégat et le travail non-qualifié L_{nq} forment une fonction de production CES à élasticité de substitution σ et à rendements d'échelle constants :

$$Y = \left(aA^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + bL_{nq}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \tag{5.2}$$

On note c_q, c_{nq}, c_k et c_A le coût des trois facteurs de production et de l'agrégat. On peut écrire le coût de l'agrégat travail qualifié-capital comme :

$$c_A = c_q + \frac{c_k}{\gamma} \tag{5.3}$$

Pour obtenir la demande des facteurs on minimise la fonction de coûts $c_A A + c_{nq} L_{nq}$ sous la contrainte de la fonction de production citée plus haut. On obtient ainsi les équations de demande de facteurs :

$$\begin{cases} A = Y \left(\frac{a}{c_A} \right)^{\sigma} \left(a^{\sigma} c_A^{1-\sigma} + b^{\sigma} c_{nq}^{1-\sigma} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \\ L_{nq} = Y \left(\frac{b}{c_{nq}} \right)^{\sigma} \left(a^{\sigma} c_A^{1-\sigma} + b^{\sigma} c_{nq}^{1-\sigma} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \end{cases} \tag{5.4}$$

Si on se place en situation de concurrence pure et parfaite, alors à long terme les profits doivent être nuls :

$$Y = c_A A + c_{nq} L_{nq} \tag{5.5}$$

On a en outre le coût des facteurs égal à leur productivité marginale :

$$\begin{cases} c_A = a \left(\frac{Y}{A} \right)^{\frac{1}{\sigma}} \\ c_{nq} = b \left(\frac{Y}{L_{nq}} \right)^{\frac{1}{\sigma}} \end{cases} \tag{5.6}$$

Ce qui permet d'écrire naturellement la frontière des prix des facteurs :

$$a^{\sigma} c_A^{1-\sigma} + b^{\sigma} c_{nq}^{1-\sigma} = 1 \tag{5.7}$$

et de simplifier les équations de demande de facteur :

$$\begin{cases} A = Y\left(\frac{a}{c_A}\right)^{\sigma} \\ L_{nq} = Y\left(\frac{b}{c_{nq}}\right)^{\sigma} \end{cases} \tag{5.8}$$

Par ailleurs, on fait dépendre le coût du travail non qualifié du Smic net $\bar{w}$ et du taux de cotisation t ($c_{nq} = (1+t)\bar{w}$). Contrairement à Salanié (2000), nous ne retiendrons pas de distinction entre le taux de cotisation des non qualifiés et des qualifiés. La variation du taux de cotisation des qualifié ne change en effet pas le coût du travail qualifié dans ce modèle, mais simplement le salaire net des qualifiés (l'offre de travail est parfaitement inélastique).

On suppose pour boucler le modèle qu'à long terme le marché du travail qualifié est équilibré ($L_q = L_q^S$) et que le chômage de long-terme U ne s'attaque qu'aux non-qualifiés. Le terme de non-qualifié désigne au sens large les personnes faiblement productives : ce peut être évidemment les non-qualifiés, mais aussi des jeunes (qualifiés au sens de diplômés) mais qui sont encore peu productifs pour leur premier emploi.

$$U = L_{nq}^S - L_{nq} \tag{5.9}$$

Comme le souligne Salanié, cette maquette n'étudie que l'amplitude du chômage structurel de non-qualifiés du à un coût du travail minimum trop élevé.

5.3.2 L'analyse de la politique de cessation d'activité

Pour Salanié, comme les mesures de retrait d'activité n'ont aucun effet sur le coût des facteurs, leur effet sur le chômage ne dépend que du ciblage sur les non-qualifiés (susceptibles d'être au chômage). Ainsi on peut écrire le taux de chômage u_{nq} :

$$u_{nq} = \frac{L_{nq}^S - L_{nq}}{L_{nq}^S} = 1 - \frac{L_{nq}}{L_q^S} \frac{L_q^S}{L_{nq}^S} \tag{5.10}$$

Or avec les équations de demande de travail on a :

$$\frac{L_q}{L_{nq}} = \left(\frac{ac_{nq}}{bc_A}\right)^{\sigma} \tag{5.11}$$

Par définition, on a $L_q = L_q^S$. On obtient ainsi une expression du chômage des non qualifiés qui dépend du rapport de l'offre de travail des qualifiés sur celle des non qualifiés :

$$u_{nq} = \frac{L_{nq}^S - L_{nq}}{L_{nq}^S} = 1 - \frac{L_q^S}{L_{nq}^S}\left(\frac{bc_A}{ac_{nq}}\right)^{\sigma} \tag{5.12}$$

Salanié en conclut alors que les politiques de réduction de l'offre de travail peuvent avoir des effets positifs sur le chômage (baisse du nombre de non-qualifiés susceptibles d'être au chômage) et des effets négatifs (baisse du nombre de qualifiés entraînant la diminution du PIB et donc *in fine* la demande de travail non-qualifié).

Deux remarques peuvent être faites à propos d'une telle modélisation (qui correspond à la vision standard sur ces politiques). D'abord, il faut souligner que faire l'hypothèse que retirer du marché du travail un non-qualifié âgé va automatiquement permettre à un jeune non-qualifié de trouver du travail, implique que les travailleurs non-qualifiés sont entièrement substituables. Cette vision est d'une certaine façon encore empreinte d'une conception malthusienne du marché du travail. L'économie du travail moderne insiste au contraire sur l'équilibre de flux d'entrée et de sortie de l'emploi qui va déterminer le taux de chômage. Retirer une personne du marché du travail ne va véritablement faire baisser le chômage que si cette personne est déjà au chômage et qu'elle n'a aucune chance d'en sortir.

Le deuxième point sur lequel notre travail insiste particulièrement est le fait que les coûts des facteurs sont modifiés par ces politiques. Comme on l'a vu en détail dans la section précédente, il est faux de croire que le coût du travail non qualifié n'est pas influencé par une baisse imposée de l'offre de travail. Pour financer ces retraits d'activité, les régimes d'assurance chômage et de retraite augmentent les cotisations qui pèsent alors sur le coût du travail, d'autant plus fortement que ces cotisations sont plafonnées.

Nous proposons ici de boucler le modèle en introduisant la contrainte budgétaire

des régimes de retraite et d'assurance chômage dont on a vu qu'ils ont largement financé les politiques de cessation d'activité. La façon la plus simple de le faire est de reprendre la définition du coût du travail des non qualifiés c_{nq} qui dépend du taux de cotisation t qui lui même dépend de l'offre de travail (L^S) par le biais de l'équilibre budgétaire des régimes sociaux. Si on écrit ainsi la dérivée totale du taux de chômage, on obtient l'équation suivante :

$$du_{nq} = -\frac{1}{L^S_{nq}}\left(\frac{bc_A}{ac_{nq}}\right)^{\sigma} dL^S_q + \frac{L^S_q}{(L^S_{nq})^2}\left(\frac{bc_A}{ac_{nq}}\right)^{\sigma} dL^S_{nq} + \sigma\frac{L^S_q}{L^S_{nq}}\left(\frac{bc_A}{ac_{nq}}\right)^{\sigma}\frac{1}{1+t}\frac{1}{R_A}(dt + d\bar{w}) \tag{5.13}$$

avec R_A la part de l'agrégat dans le revenu total, c'est-à-dire $R_A = a^{\sigma}c_A^{1-\sigma}$. Le chômage dépend donc positivement du nombre de qualifiés qui vont être incité à se retirer du marché du travail, mais négativement du nombre de non-qualifiés. Enfin le dernier terme met en évidence l'effet d'une hausse des cotisations sur le coût du travail et dépend de façon déterminante de l'élasticité de substitution agrégat travail non qualifié σ. Le même effet peut venir d'une hausse du Smic net $\bar{w}$ (effet que l'on omettra par la suite pour simplifier l'analyse). Il ne reste qu'à introduire la contrainte budgétaire des régimes de cessations d'activité :

$$t_r L^S = \bar{p_r}(\bar{L} - L^S) \tag{5.14}$$

On note ici $L^S = L^S_{nq} + L^S_q$ l'offre de travail totale, en pourcentage de la population totale ; la population totale de plus de 15 ans est notée par $\bar{L}$ et $\bar{p_r}$ est le taux de remplacement des préretraités et retraités. On introduira par la suite l'effet de l'indemnisation du chômage. Le fait d'écrire de façon similaire le taux de remplacement pour des préretraités et des retraités correspond à la volonté d'identifier les effets similaires des politiques de cessation d'activité.[24] Dans notre modèle, la seule chose qui distingue l'abaissement de l'âge de la retraite et les incitations au retrait d'activité tient dans le ciblage de ces politiques sur les non qualifiés.

[24]Pour le cas français, les taux de remplacement, quoique similaires, pouvaient varier d'un système à l'autre. Les garanties de ressources en particulier étaient plus avantageuses que les retraites du régime général. Ce qui a entraîné un certain mécontentement au moment de l'abaissement de l'âge de la retraite.

Le taux de cotisation s'écrit alors en fonction de l'offre de travail globale :

$$t_r = \bar{p_r}\left(\frac{\bar{L} - L^S}{L^S}\right) = \text{taux de remplacement} \times \frac{\text{retraités}}{\text{cotisants}} \tag{5.15}$$

Le taux de cotisation doit être plus élevé si le taux de remplacement est plus élevé et si l'offre de travail baisse (c'est-à-dire si le nombre de cotisant baisse tandis que les inactifs sont plus nombreux).

À partir de la contrainte budgétaire des régimes de retraite (au sens large), on obtient une relation entre les retraits d'activité ($dL^S < 0$) et l'augmentation des taux de cotisation dt_r :

$$dt_r = \frac{\bar{p_r}}{L^S} d\bar{L} - \frac{\bar{p_r}\bar{L}}{(L^S)^2} dL^S \tag{5.16}$$

Si on note λ la part des retraits d'activité qui correspondent à des non-qualifiés, on a ainsi $dL^S_{nq} = \lambda dL^S$ et $dL^S_q = (1-\lambda)dL^S$. En supposant dans un premier temps que la population de plus de 15 ans ne varie pas ($d\bar{L} = 0$), on peut ainsi réécrire la variation du taux de chômage comme :

$$du_{nq} = \frac{L^S_q}{L^S_{nq}}\left(\frac{bc_A}{ac_{nq}}\right)^{\sigma}\left[-\frac{1-\lambda}{L^S_q} + \frac{\lambda}{L^S_{nq}} - \sigma\frac{1}{1+t_r}\frac{1}{R_A}\frac{\bar{p_r}\bar{L}}{(L^S)^2}\right]dL^S \tag{5.17}$$

Cette formule est très intuitive : λ représente en fait le ciblage des politiques de retrait d'activité. Lorsque $\lambda = 1$, cela veut dire que tous les retraits d'activité concernent des travailleurs non-qualifiés (soumis dans ce modèle au risque chômage). Dans la version de Salanié de la maquette, ce cas extrême entraînait une baisse du chômage maximale. En prenant en compte le bouclage macroéconomique du modèle, la baisse du chômage va dépendre de différents paramètres et en particulier de l'élasticité de substitution σ.

Trois effets sont donc à distinguer : le premier terme de la parenthèse correspond à l'augmentation du chômage du à la réduction de l'offre de travail des qualifiés. Le PIB s'en trouve réduit et donc la demande de travail des non-qualifiés est plus faible. Le second terme correspond à l'effet positif sur le chômage de la réduction de l'offre

de travail des non-qualifiés. C'est un effet malthusien du modèle qui suppose implicitement que lorsqu'on réduit l'offre de travail des non-qualifiés les jeunes chômeurs non qualifiés vont automatiquement prendre l'emploi de ceux qui partent en préretraite ou en retraite. Cette vision est tout à fait contestable en ce sens que le retrait d'activité des personnes en emploi n'induit pas forcément des créations d'emploi (cela ne joue pas sur les flux de création d'emploi). La seule façon de justifier une baisse du chômage est si le retrait concerne des personnes au chômage dont la probabilité de retrouver un emploi est très faible. Nous proposons d'ajouter un paramètre μ à notre modèle qui détermine l'effet de substitution entre jeunes et vieux non-qualifiés. Les paramètres λ et μ correspondent donc au ciblage et à la relative efficacité des politiques de retrait d'activité.

$$du_{nq} = \frac{L_q^S}{L_{nq}^S}\left(\frac{bc_A}{ac_{nq}}\right)^{\sigma}\left[-\frac{1-\lambda}{L_q^S} + \frac{\lambda\mu}{L_{nq}^S} - \sigma\frac{1}{1+t_r}\frac{1}{R_A}\frac{\bar{p_r}\bar{L}}{(L^S)^2}\right]dL^S \tag{5.18}$$

Si le ciblage est moins bon (si par exemple on transforme des préretraites en retraites en abaissant pour tout le monde l'âge de la retraite) alors l'effet positif sur l'emploi des retraits d'activité est diminué.

Il faut ici remarquer qu'il existe vraisemblablement un délais entre les deux effets : l'effet positif est plus sensible à court terme (retraits immédiats), tandis que la hausse des taux de cotisation peut être décalée dans le temps suivant les conditions de l'équilibre budgétaire.

Au total, ce modèle permet de rendre compte de tous les effets sur l'emploi des politiques de cessation d'activité. Bien évidemment, l'application empirique de cette analyse théorique va dépendre des paramètres cruciaux que sont l'élasticité de substitution et l'ampleur du ciblage. Dans la section suivante, nous allons proposer une calibration des effets possibles de ces politiques en s'efforçant de présenter des simulations alternatives selon les estimations basses ou hautes des paramètres du modèle.

5.3.3 Les réformes des retraites et le vieillissement

Ce modèle théorique est aussi pertinent pour pouvoir analyser les réformes des retraites à venir. En effet, le choix politique dans le cadre d'un régime par répartition consiste à combler l'augmentation de l'espérance de vie ($d\bar{L} > 0$) soit par l'augmentation de l'âge de la retraite ($dL^S > 0$), soit par la baisse du taux de remplacement ($d\bar{p_r} < 0$) ou par l'augmentation des cotisations pour équilibrer les régimes de retraite. Si on suppose, comme à l'équation (5.16) que le taux de remplacement doit rester constant, alors la seule façon de ne pas augmenter le taux de cotisation ($dt = 0$) consiste à augmenter l'âge de la retraite de façon à augmenter la population active :

$$dL^S = \frac{L^S}{\bar{L}} d\bar{L} \tag{5.19}$$

Cette augmentation doit être proportionnelle au ratio des actifs sur la population totale. En d'autres termes, partager le gain d'espérance de vie entre vie active et retraite neutralise totalement les effets du vieillissement.

Il est souvent avancé que le départ à la retraite des actifs du baby-boom va contribuer à baisser le chômage et que le plein emploi en France n'est qu'une question de patience pourvu qu'on ne prenne pas de mesures néfastes visant à augmenter l'âge de la retraite.

Si on reprend l'expression du taux de chômage avec l'hypothèse d'un vieillissement de la population, on obtient l'expression :

$$du_{nq} = \frac{L_q^S}{L_{nq}^S}\left(\frac{bc_A}{ac_{nq}}\right)^{\sigma}\left[\left(-\frac{1-\lambda}{L_q^S}+\frac{\lambda\mu}{L_{nq}^S}\right)dL^S+\sigma\frac{1}{1+t_r}\frac{1}{R_A}\frac{\bar{p_r}}{L^S}\left(d\bar{L}-\frac{\bar{L}}{L^S}dL^S\right)\right] \tag{5.20}$$

Si on ne compense pas l'augmentation de l'espérance de vie par une augmentation proportionnelle de l'âge de la retraite, le chômage des non-qualifiés va augmenter et non diminuer avec le départ massif à la retraite des baby-boomers. Ce résultat est bien connu et avait déjà été souligné par Blanchet (2001). L'adéquation ou non de ce modèle (de chômage classique) à la situation de l'économie française est, on le voit, au cœur des enjeux de politique économique. Une erreur d'analyse pourrait être très

coûteuse en terme de hausse du chômage.

Une dernière extension de ce modèle est nécessaire pour prendre en compte l'effet du financement de l'assurance chômage.

5.3.4 Le financement de l'assurance chômage

L'assurance chômage est financée par les cotisations des assurés et l'indemnisation des chômeurs de longue durée dans le cadre du régime de solidarité est pris en charge par l'État. Une hausse du taux de chômage structurel se traduit donc par une hausse des cotisations versées à l'Unedic. On peut ainsi inclure cet effet en retour sur les cotisations en notant t_c le taux de cotisation qui finance l'assurance chômage et $\bar{p_c}$ le taux de remplacement des chômeurs. Comme l'assurance chômage doit cotiser aux régimes de retraite, il faut inclure le taux de cotisation pour la retraite t_r aux dépenses de l'assurance chômage. L'équilibre budgétaire de l'Unédic impose ainsi :

$$t_c L = \bar{p_c}(1+t_r)U_{nq} \tag{5.21}$$

Ce qui peut se réécrire sous la forme :

$$t_c = \bar{p_c}(1+t_r)\frac{U_{nq}}{L} = \bar{p_c}(1+t_r)\frac{u_{nq}}{\frac{L^S}{L^S_{nq}} - u_{nq}} \tag{5.22}$$

En dérivant et après quelques manipulations, on obtient :[25]

$$dt_c = \frac{\bar{p_c}(1+t_r)}{(\frac{L^S}{L^S_{nq}} - u_{nq})^2}\frac{L^S_q}{L^S_{nq}}\left[\frac{L^S}{L^S_q}du_{nq} + u_{nq}\Big(-\frac{1-\lambda}{L^S_q} + \frac{\lambda}{L^S_{nq}}\Big)dL^S\right] + \bar{p_c}\frac{U_{nq}}{L}dt_r \tag{5.23}$$

Une augmentation du taux de chômage a donc bien l'effet attendu d'augmenter les cotisations au régime d'assurance chômage. Les retraits d'activité ont l'effet de baisse des taux de cotisation d'assurance chômage en soi si ces retraits concernent bien des salariés susceptibles d'être au chômage (dépend du ciblage λ). On retrouve

[25] On suppose constant le taux de remplacement des chômeurs dont la variation au cours de ces trente dernières années ne semble pas être importante, même si le niveau de ces taux de remplacement a suscité beaucoup de débat sur les incitations à reprendre du travail.

ici l'effet qui a motivé la mise en place de l'abaissement de l'âge de la retraite : il est possible de retirer des seniors du marché du travail pour soulager les comptes de l'Unedic. Le coût évident correspond à l'augmentation nécessaire des cotisations des régimes de retraite.

Si on écrit le taux de cotisation total t payé par les actifs en emploi comme la somme du taux de cotisation des cessations d'activité t_r et du taux de cotisation à l'assurance chômage t_c, on peut alors écrire la variation du taux de cotisation total comme :

$$dt = dt_r + dt_c \tag{5.24}$$

On utilise l'équation (5.16) :

$$dt = (1+\chi)\bar{p_r}\left(\frac{1}{L^S}d\bar{L} - \frac{\bar{L}}{(L^S)^2}dL^S\right) + \bar{p_c}(1+t_r)A\frac{L^S}{L_q^S}du_{nq} + \bar{p_c}(1+t_r)Au_{nq}\left(-\frac{1-\lambda}{L_q^S} + \frac{\lambda}{L_{nq}^S}\right)dL^S \tag{5.25}$$

avec $A = \frac{1}{(\frac{L^S}{L_{nq}^S} - u_{nq})^2}\frac{L_q^S}{L_{nq}^S}$ et $\chi = \bar{p_c}\frac{U_{nq}}{L}$

On remplace dt obtenu dans l'équation (5.13) pour obtenir l'effet des politiques de retrait d'activité sur le taux de chômage comme :

$$\begin{aligned} du_{nq} = B\left[\left(-\frac{1-\lambda}{L_q^S} + \frac{\lambda\mu}{L_{nq}^S}\right)\left(1 + \sigma\frac{\bar{p_c}u_{nq}A}{R_A}\right)\right]dL^S \\ +\sigma\frac{B}{R_A}\frac{\bar{p_r}(1+\chi)}{1+t_r}\left(\frac{1}{L^S}d\bar{L} - \frac{\bar{L}}{(L^S)^2}dL^S\right) + \left[\sigma\bar{p_c}u_{nq}\frac{AB}{R_A}\frac{L^S}{L_q^S}\right]du_{nq} \end{aligned} \tag{5.26}$$

avec $B = \frac{L_q^S}{L_{nq}^S}\left(\frac{bc_A}{ac_{nq}}\right)^\sigma = 1 - u_{nq}$

Plusieurs commentaires s'imposent. D'abord le dernier terme de l'équation (5.26) met en évidence le rôle amplificateur du financement de l'assurance chômage. Toute hausse du chômage, due à un choc macroéconomique ou à des politiques structurelles défavorables à l'emploi, va nécessairement entraîner une hausse des cotisations d'assurance chômage néfaste à l'emploi. Cette propriété est peu souvent mise en avant

par les macroéconomistes qui se penchent sur la question du chômage européen. Elle semble pourtant très importante pour expliquer l'hystérèse du chômage dans les pays d'Europe continentale (Guillemard 2002). Un simple examen de la figure 5.9 montre bien qu'outre les dépenses consacrées à la cessation d'activité, c'est l'indemnisation du chômage qui est le second responsable de la hausse des cotisations au cours de ces trente dernières années. Cet effet amplificateur dépend bien sûr de l'élasticité de substitution σ, du taux de remplacement des chômeurs $\bar{p_c}$ et du niveau du chômage.

Le second point plus spécifique à notre analyse des politiques de retrait d'activité concerne le premier terme de l'équation (5.26). Le fait d'introduire le financement de l'assurance chômage permet de mettre en avant l'effet positif sur le chômage des retraits d'activité lorsqu'ils sont bien ciblés sur les non-qualifiés. Le cas extrême du ciblage parfait $\lambda = 1$ donne un effet positif à ces politiques, effet qui va être renforcé par les économies du régime d'assurance chômage. Dans ce cas, on peut réécrire l'équation (5.26) de la façon suivante :

$$du_{nq} = \frac{B}{1-C}\frac{\mu}{L^S_{nq}}\left(1+\sigma\frac{\bar{p_c}u_{nq}A}{R_A}\right)dL^S + \sigma\frac{B}{1-C}\frac{\bar{p_r}(1+\chi)}{R_A(1+t_r)}\left(\frac{1}{L^S}d\bar{L} - \frac{\bar{L}}{(L^S)^2}dL^S\right) \tag{5.27}$$

avec $C = \sigma\bar{p_c}u_{nq}A\frac{1}{R_A}B\frac{L^S}{L^S_q}$

On modélise là le cœur du raisonnement à la base des politiques de cessation d'activité : comme transformer un chômeur en préretraité ne coûte que la différence entre le taux de remplacement au chômage $\bar{p_c}$ et le taux de remplacement en retraite $\bar{p_1}$, le coût net de ces politiques est faible et donc la hausse des cotisations subséquente sera faible aussi, permettant de profiter à plein de la baisse du taux de chômage issu du retrait d'activité des seniors non-qualifiés. Si on croît à une version malthusienne du marché du travail $\mu = 1$ et il est probable que l'effet des retraits d'activité permette de baisser le taux de chômage (selon les paramètres de σ) et que l'effet en retour du financement de l'assurance chômage fasse baisser constamment le taux de chômage structurel, dans un cercle vertueux.

Ce scénario vertueux oublie le second terme de l'équation (5.26) qui met en avant

l'effet de hausse des cotisations retraite lors des politiques de cessation d'activité. Cette hausse des charges sur les bas salaires va raréfier la demande de travail non qualifié et les jeunes non-qualifiés vont alors se retrouver au chômage. L'effet net de ces politiques dépend in fine de l'élasticité de substitution σ, du ciblage des politiques de retrait d'activité λ et du caractère plus ou moins malthusien du marché du travail (μ). Dans une version non-malthusienne du marché du travail, même un bon ciblage sur les non-qualifiés ne permet pas de baisser sensiblement le taux de chômage, puisque les vieux écartés du marchés du travail ne libèrent pas des emplois pour les jeunes (ils libèrent des emplois qui seraient détruits de toute façon).

Si on décide d'abaisser l'âge de la retraite, λ va baisser (il y aura des salariés qualifiés qui vont partir plus tôt en retraite), contribuant ainsi à augmenter les taux de cotisations et le cercle vicieux de la hausse du chômage apparaîtra vite comme insurmontable.

5.4 Calibration et estimations

La calibration d'un modèle d'équilibre général sur longue période est un exercice difficile, particulièrement lorsque la modélisation est, comme c'est le cas ici, très stylisée. Les estimations que nous allons présenter dans cette section ont vocation à illustrer les effets possibles des politiques de cessation d'activité, au vu des ordres de grandeur de l'économie française.

Nous proposons d'appliquer l'équation (5.26) à l'économie française depuis 1973. On suppose que le taux de chômage en 1973 est exogène, résultat du choc pétrolier. Une autre date pourrait être choisie, comme 1979, date à laquelle le second choc pétrolier vient incontestablement nourrir le chômage européen.

Pour les variations de la population active, on reprend les vraies valeurs annuelles pour le secteur privé, telles qu'on peut les mesurer d'après les enquêtes Emploi de l'Insee. La population totale en âge de travailler est la population active et la somme des préretraités, dispensés de recherche d'emploi et retraités. Les taux de cotisations sont ceux générés par les équations (5.15) et (5.22). Les taux de remplacement sont estimés à 80 % pour les régimes de retraite et à 70 % pour l'assurance chômage.

On fait ici le choix de ne pas reproduire les variations annuelles des taux moyens de remplacement.

Trois paramètres vont se trouver décisifs pour expliquer les différentes simulations. Il s'agit d'abord de l'élasticité de substitution capital travail σ. Sa mesure a fait l'objet d'un intense débat tant en France (Dormont 1997) qu'à l'étranger (Hamermesh 1993). Nous proposons de rester agnostique et d'utiliser les bornes inférieures et supérieures des estimations de B. Dormont, soit 1,25 et 2. Le second paramètre d'importance est λ, la part des non-qualifiés dans la variation de la population active, qui représente le ciblage des politiques d'incitation au retrait vers les non-qualifiés. Il s'agit d'un paramètre crucial tant l'effet de retirer des non-qualifiés ou des qualifiés du marché du travail a un effet différent dans notre modèle. Nous allons proposer plusieurs versions de l'estimation de ce paramètre qui prend des valeurs élevées pour les préretraites, et dont la valeur baisse lorsque les retraits d'activité concernent tous les plus de 60 ans. Enfin, le paramètre de μ mesure la substitution entre les salariés jeunes et vieux. Une vision totalement malthusienne correspond à un paramètre proche de 1. Nous proposerons des simulations avec $\mu = 1$ et $\mu = 0,5$ pour voir la sensibilité de nos résultats à l'hypothèse malthusienne.

Tab. 5.1 – Simulation des effets du retrait d'activité de 100 000 salariés âgés

λ	1	1	0,5
μ	1	0,5	1
σ			
0,7	83 550	14 765	-54 020
1,25	41 984	-27 540	-92 368
2,5	- 54 436	-125 675	-159 957

Lecture : Avec une élasticité capital travail de 0,7, une substitution parfaite des vieux et des jeunes salariés ($\mu = 1$) et un ciblage parfait ($\lambda = 1$), une politique d'incitation au retrait d'activité visant 100 000 salariés âgés permet de « libérer » 83 550 emplois pour des jeunes chômeurs.

Note : On applique l'équation (5.26) aux paramètres de l'économie française, le taux de remplacement des allocations chômage est supposé constant à 60 %, celui des pensions de retraite à 70 % et le chômage des non-qualifiés est de 5 % dans l'état initial de l'économie.

On présente au tableau 5.1 les résultats d'une simulation d'un retrait de 100 000 salariés âgés du marché du travail selon les paramètres clés du modèle. L'efficacité des politiques d'incitation au retrait d'activité repose sur une triple hypothèse : l'élasticité de la demande de travail à son coût est faible, les politiques ciblent bien les salariés

non-qualifiés et la substitution est parfaite. Si ces trois conditions sont réunies alors ces politiques sont susceptibles d'être très efficaces pour réduire le chômage. Si ces hypothèses étaient largement partagées au moment de la mise en place de ces politiques, on comprend mieux l'espoir qu'elles ont pu susciter : le retrait d'activité de plus d'un million de salariés âgés entre 1977 et 1985 permettait d'entrevoir la disparition du chômage.

Mais si ces hypothèses ne sont pas réunies, alors l'effet net de long terme de ces politiques est susceptible d'être négatif. Si l'on retire des salariés qualifiés du marché du travail, cela ne permet pas aux non-qualifiés de trouver un emploi, donc il ne reste que l'effet négatif sur l'emploi du financement de la mesure.[26] De la même façon, si la substitution entre jeunes et vieux salariés n'est pas parfaite, alors l'effet est nettement amoindri. Le paramètre décisif pour estimer les effets négatifs de ces politiques est σ. On voit là que le débat économétrique sur l'estimation de l'élasticité de substitution capital travail vient au cœur du débat politique sur les sources du chômage. Croire que financer des retraits d'activité par des hausses de cotisation ne peut avoir que des effets positifs sur l'emploi revient à croire que σ est très faible, voir nul comme dans le cas des simulations de l'OFCE. Si par contre σ est bien estimé par les travaux empiriques récents, alors il est possible que les politiques d'incitation au retrait d'activité ait aggravé le chômage en France sur le long terme.

Ces simulations ne prétendent pas réécrire objectivement l'histoire du taux de chômage en France, mais soulignent combien il est difficile de maintenir la vision courante de l'efficacité de ces politiques. Il n'est même pas exclu que ces politiques, par leur ampleur et par leur financement essentiellement par des hausses de cotisations, aient engendré un chômage de masse persistant, en France et dans les pays d'Europe continentale qui ont suivi des politiques similaires.

[26]Il est évident qu'il existe aussi du chômage parmi les salariés qualifiés, mais notre modèle capture plus généralement le fait qu'il existe des qualifications spécifiques à certains emplois qui rendent la substitution impossible.

5.5 Conclusion

Ce chapitre explore les liens entre chômage et retraite dans le cadre institutionnel français. Depuis 1973, la France a consacré une part considérable de sa richesse à financer des cessations anticipées d'activité avec l'espoir d'enrayer la progression inéluctable du chômage. Si personne aujourd'hui ne conteste l'échec de ces politiques, la conception malthusienne du marché du travail qui les fonde est loin d'avoir disparue du débat politique. L'évaluation de ces politiques se limitait à souligner leur caractère moins efficace à long terme vis-à-vis de la lutte contre le chômage (efficacité diminuée de moitié).

Partant du constat empirique que ces politiques ont été financées par une hausse massive des cotisations sous plafond, nous mettons en évidence le cercle vicieux que ces politiques ont pu générer : pour baisser l'offre de travail des vieux travailleurs, les préretraites puis l'abaissement de l'âge de la retraite ont mené à l'augmentation des cotisations des jeunes travailleurs, donc à l'augmentation du coût du travail de ceux-ci qui ont *de facto* eu plus de mal à trouver un emploi. Ces jeunes non-qualifiés ont vu leur taux de chômage augmenter, ce qui a ensuite peser sur les comptes de l'Unedic, obligé d'augmenter en retour ses taux de cotisations pour faire face à ces chômeurs supplémentaires.

Nos simulations soulignent les conditions nécessaires à l'efficacité de ces politiques : faible élasticité de la demande de travail à son coût et substitution parfaite des salariés. Mais si nous modifions ces hypothèses, ces politiques ne sont plus des panacées et peuvent même devenir une source supplémentaire du chômage des jeunes non-qualifiés. Notre modèle souligne également que ces politiques peuvent être plus ou moins efficaces selon le ciblage réalisé. Ainsi les préretraites visant des non-qualifiés au chômage ou sur le point de l'être sont plus efficaces (ou moins néfaste selon les paramètres) que l'abaissement de l'âge de la retraite qui a incité au retrait les salariés les plus qualifiés.

Quant aux conclusions de politique économique, nous retenons quatre enseignements de ce travail : Tout d'abord, la conception malthusienne du marché du travail a amené les responsables politiques à réduire de façon considérable l'offre de travail

des vieux travailleurs en France avec l'objectif de réduire le chômage. L'effet net sur l'emploi dépend de paramètres empiriques et il est loin d'être acquis que ceux-ci entraînent un effet définitivement positif. La second leçon à tirer de cet exercice concerne le financement de la protection sociale en France. Notre évaluation négative de ces politiques vient en grande partie du financement par les cotisations sociales qui pèsent largement sur les faibles salaires. Financer des politiques de l'emploi par une hausse des cotisations (ce qui est le cas largement pour les cessations d'activité, pour l'indemnisation du chômage et la formation) se révèle un obstacle structurel des institutions françaises de protection sociale. Le simple fait qu'une augmentation du chômage se traduise par une augmentation des cotisations d'assurance chômage laisse perplexe quant à la véritable possibilité d'une politique de stabilisation macroéconomique. L'Unedic ne semble pas en état de soutenir de long déficit et le cercle vicieux du chômage est inscrit dans ce financement peu efficace.

De la même façon, le fait que les cotisations retraite soient plafonnées explique largement que le coût de l'abaissement de l'âge de la retraite se soit transmis entièrement aux faibles salaires sous-plafond, contrairement à la hausse des prélèvements de l'assurance maladie qui ont pu être atténués par l'élargissement de l'assiette.

Enfin, la dernière conclusion de politique économique concerne les réformes à venir des systèmes de retraite. Choisir de faire porter le coût du vieillissement de la population uniquement aux actifs en augmentant les cotisations sous plafond, c'est clairement risquer une augmentation du chômage des non-qualifiés et des jeunes. L'espoir que les départs à la retraite massifs de la génération du baby-boom entraînera une baisse naturelle du chômage pourrait bien se révéler un mirage, au goût amer.

Ces conclusions restent limitées tant le résultat dépend de paramètres qui ne font pas forcément consensus parmi les économistes. Ce chapitre invite à considérer d'autres perspectives de recherche afin de faire progresser nos connaissance sur ce sujet crucial : modéliser correctement le marché du travail conduit à envisager un modèle de chômage d'équilibre qui prenne en compte plus précisément une vision non-malthusienne du marché du travail ainsi que d'autres aspects des politiques de retraite ou de cessation d'activité (comme la durée de la relation salariée). Il apparaîtrait aussi naturel de procéder à une modélisation macroéconomique plus fine des interactions

qui sont ici en jeu afin de préciser les estimations encore grossières que nous avons présentées ici. Comparer le financement des politiques de cessation d'activité dans les autres pays européens (Belgique, Pays-Bas, Allemagne, Finlande..) qui y ont eu recours est aussi une piste intéressante.

Enfin, il reste une interrogation sur les causes profondes qui ont mené certains pays à embrasser avec enthousiasme les politiques malthusiennes, quand d'autres ont consacré leur richesse à inciter au maintien dans l'emploi des salariés menacés par la montée du chômage.

Chapitre 6

Peut-on mesurer l'effet des retraites anticipées sur le chômage des jeunes ?

> « (...), tout le monde s'accorde pour jeter les plus âgés hors du radeau : débarrassez le plancher ! Et pourquoi ? Pour libérer des emplois ! Autre sujet de stupeur ! Ne nous avait-on pas indéfiniment répété qu'il ne pouvait exister aucune corrélation entre le nombre de départs en retraite et le volume des emplois disponibles pour les candidats au travail ? Eh bien ! c'est changé. On commence à penser qu'il existerait peut-être une corrélation... »[1]

Ce chapitre[2] vise à mettre en place une stratégie d'identification pour estimer l'effet de substitution (ou son absence) entre les salariés âgés que l'on retire du marché du travail et les jeunes chômeurs susceptibles de bénéficier de ces emplois libérés. On a vu au chapitre précédent que l'effet net d'équilibre général des politiques de retrait d'activité des travailleurs âgés dépend de façon cruciale de ce paramètre de substitution.

[1] Jean-Jacques Dupeyroux, « Les étrangetés de la lutte contre le chômage », *Le Monde*, 31 juillet 1977.

[2] Ce chapitre est une première version française d'un travail réalisé avec Melika Ben Salem, Didier Blanchet et Muriel Roger dans le cadre du projet NBER International Social Security (phase V) sous la direction de David Wise et Johnathan Gruber. Les limites et erreurs de cette version sont bien entendu sous ma seule responsabilité.

La question est capitale en ce sens qu'elle détermine à bien des égards la stratégie de réforme pour le système de retraite. Faut-il attendre que le chômage se résorbe naturellement par le départ en retraite des baby-boomers ? Ou doit-on au contraire procéder au plus vite aux modifications des règles de départ en retraite dans le but de prolonger l'activité des salariés âgés et d'améliorer leur condition d'emploi ?

L'évaluation empirique de ces politiques publiques est un défi pour l'économètre. En effet, les quatre plus grandes difficultés rencontrées par les méthodes d'évaluation modernes se trouvent présentes dans le cadre de ces politiques. Premièrement le soupçon d'endogénéité est indiscutable. On a vu au chapitre précédent que les politiques de préretraite et la réforme des retraites de 1982 doivent s'analyser, en partie, en réaction à l'augmentation du chômage en France. Régresser le taux de chômage des jeunes salariés sur une mesure des retraits d'activité va vraisemblablement faire apparaître une corrélation positive entre la mise en place de ces politiques et l'augmentation du chômage. Cette corrélation ne permet pas d'en déduire une quelconque causalité au vu de la simultanéité de ces variables. Deuxièmement les mécanismes en jeu sont intimement liés à des effets d'équilibre général. On a vu au chapitre précédent que le financement de ces politiques est susceptible de jouer sur la demande de travail des plus jeunes. Contrôler dans une régression classique l'effet du cycle conjoncturel par l'introduction d'une variable représentant l'évolution du PIB risque de biaiser aussi l'estimation dès lors qu'on attend un effet négatif de ces politiques sur le PIB. Troisièmement, les délais dans l'impact de ces politiques sont particulièrement difficiles à mesurer. Si à court terme, on peut attendre un effet plus fort de la substitution, à long terme les effets d'équilibre général sont susceptibles de dominer. Lorsque ce problème est mis en relation avec la simultanéité du taux de chômage et de ces politiques, la question de l'identification de l'effet net est particulièrement hasardeuse. Enfin, dernier point, l'impact de ces politiques est vraisemblablement hétérogène selon les individus. Les salariés qualifiés qui se retirent du marché du travail ont peu de chance d'être remplacés par des chômeurs non qualifiés. Les méthodes d'évaluation des politiques publiques se concentrent généralement sur l'effet moyen des politiques. Dans le cas présent, cet effet moyen risque de masquer une hétérogénéité forte des différents effets.

Dans quelle mesure est-il possible d'isoler l'effet pur du retrait d'activité des salariés âgés de l'effet lié à l'augmentation du chômage ? Le pari de ce travail est de mettre en avant des variations dans la politique de retrait d'activité qui ne sont pas toujours liées à une variation du taux de chômage et de proposer une instrumentation de ces retraits d'activité par les variables d'incitation au départ.

Nous allons d'abord discuter la littérature empirique sur ce sujet et en particulier les arguments issus des études en coupe internationale, avant de présenter quelques faits stylisés sur l'évolution des taux d'emploi des jeunes et des salariés âgés en France (partie 6.1). Puis nous détaillerons la stratégie d'identification utilisée dans cette étude, c'est-à-dire la construction d'une variable instrumentale (partie 6.2). On présente ensuite la construction des indicateurs d'incitation au départ en retraite qui doivent servir d'instruments (partie 6.3) avant de présenter les résultats sur des modèles de transition et probit. La dernière partie propose une analyse en terme de série temporelle afin de tester la causalité à la Granger (partie 6.4).

6.1 Contexte

6.1.1 Revue de littérature

La littérature empirique sur le lien entre réforme des retraites et chômage des travailleurs plus jeunes est assez ténue. Les travaux les plus proches se rassemblent dans la littérature du *cohort crowding* qui tente de mettre en évidence un lien entre la taille de différentes générations et leur condition d'entrée sur le marché du travail. Les résultats de ces études sont en partie contradictoires.

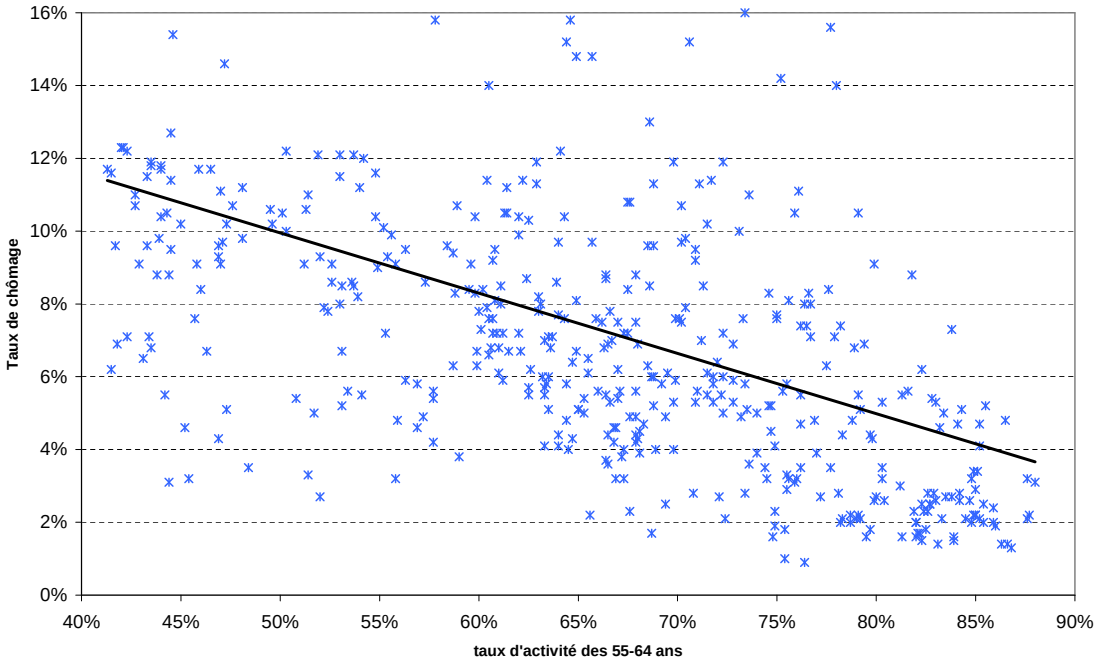
Les travaux de Sanders Korenman et David Neumark (2000) mettent en évidence un effet positif de la taille des générations arrivant sur le marché du travail sur le chômage des jeunes. Une augmentation de 1 % de la taille d'une cohorte impliquerait une augmentation de 0,5 à 0,6 % du chômage des jeunes. Les auteurs procèdent à une estimation avec un panel de quinze pays en régressant le taux de chômage des jeunes (16-24 ans) sur la part de la population jeune (instrumentée par les taux de natalité retardés) et avec comme contrôle le taux de chômage des salariés d'âge

moyen (25-54 ans). Comme le fait remarquer Robert Shimer (2001) cette estimation est biaisée vers le haut si la part des jeunes dans la population a aussi un effet sur le chômage des salariés d'âge moyen. Un effet négatif sur le chômage de toutes les classes d'âge pourrait ainsi être masqué. C'est la thèse que défend Shimer, mettant en évidence qu'une hausse de 1 % du nombre de jeunes entraîne une réduction du taux de chômage de 1,5 % pour les jeunes et de près de 2 % pour les salariés d'âge moyen. Cet auteur utilise des données de panel américaines en profitant des différences de taux de natalité exogènes selon les différents États. Ces derniers résultats sont incohérents avec une vision standard du marché du travail qui prédit plutôt la relation inverse ou l'absence de toute relation. Shimer montre en revanche qu'ils sont cohérents avec les modèles d'appariement du marché du travail.

Nonobstant le faible consensus qui entoure ces études, on a de fortes raisons de penser que l'effet de l'entrée sur le marché du travail de générations nombreuses n'est pas forcément symétrique à l'effet du retrait de salariés âgés sur le chômage des jeunes. Les questions de productivités relatives, de substituabilité rendent la comparaison limitée. De même l'analogie avec la littérature concernant la baisse du temps de travail hebdomadaire n'est pas forcément justifiée, même si elle peut mener à des réflexions intéressantes sur la stratégie d'identification. En effet ces politiques de « partage du temps de travail » sont toutes liées à une augmentation du chômage qui rend plus pressant pour les gouvernements d'agir, et rend la corrélation entre le taux de chômage et les taux d'activité fortement endogène.

Les études empiriques concentrées sur le retrait des travailleurs âgés sont plutôt rares. La littérature se réfère surtout aux comparaisons internationales pour mettre en doute la validité de cette relation. L'ouvrage de référence de Layard, Nickell et Jackman (1991) met ainsi en avant la corrélation positive entre les baisses du taux de participation et les hausses du taux de chômage sur les pays de l'OCDE entre 1975 et 1989. Les auteurs reconnaissent que cette corrélation ne dit rien du sens de la causalité, mais y voient un argument assez fort pour laisser « la charge de la preuve à ceux qui pensent que les retraites anticipées sont une solution au chômage ». On peut retrouver une corrélation similaire pour la période 1972 à 2003 pour les pays de l'OCDE (voir la figure 6.1). Le sens de la causalité est incertain : si il est évident

FIG. 6.1 – Taux de chômage versus taux d'activité des 55-64 ans - OCDE (1972-2003)



que l'augmentation du chômage a suscité ces politiques malthusiennes, leur efficacité relative aurait pu le faire baisser en retour.

Kapteyn, Kalwij et Zaidi (2000, 2004) proposent d'utiliser des données macroéconomiques agrégées sur longue période de 16 pays de l'OCDE pour tester la réduction d'heures de travail sur le chômage. Les auteurs défendent l'idée que l'effet est similaire pour les politiques d'incitation au retrait des salariés âgés. L'idée est d'utiliser les variables retardées comme instruments afin de traiter le problème de simultanéité. Leurs résultats mettent en avant un effet direct positif sur l'emploi de la réduction des heures hebdomadaires travaillées qui disparaît progressivement avec l'augmentation des salaires. Ces travaux sont intéressants en ce sens qu'ils prennent partie pour une analyse globale macroéconomique de ces politiques : les effets en retour de l'augmentation des salaires et de la réduction de la production totale rendent illusoires, selon ces auteurs, la possibilité d'études locales de ces politiques qui resteront des estimations partielles des effets de ces politiques.

Les études spécifiques sur les dispositifs français de départ anticipé des travailleurs âgés sont assez rares. Jean-Pierre Jallade (1991) effectue un bilan des mesures de partage du temps de travail en soulignant que ceux-ci ont permis de freiner la hausse

du chômage due à l'augmentation de la participation féminine. L'auteur discute dans quelle mesure la baisse des taux d'activité est un phénomène séculaire ou une réaction directe de la législation. Il souligne ainsi que les variations de la durée hebdomadaire du travail n'ont pas toujours été en relation exacte avec les modifications de la législation. Les analyses sur des dispositifs spécifiques datent essentiellement du début des années quatre-vingt. Elles restent très optimistes sur le succès de ces politiques quant à la réduction du chômage.[3] En outre, ces analyses ne reposent pas sur des méthodes d'évaluation robustes, encore peu développées à l'époque, ce qui rend leurs résultats fragiles.

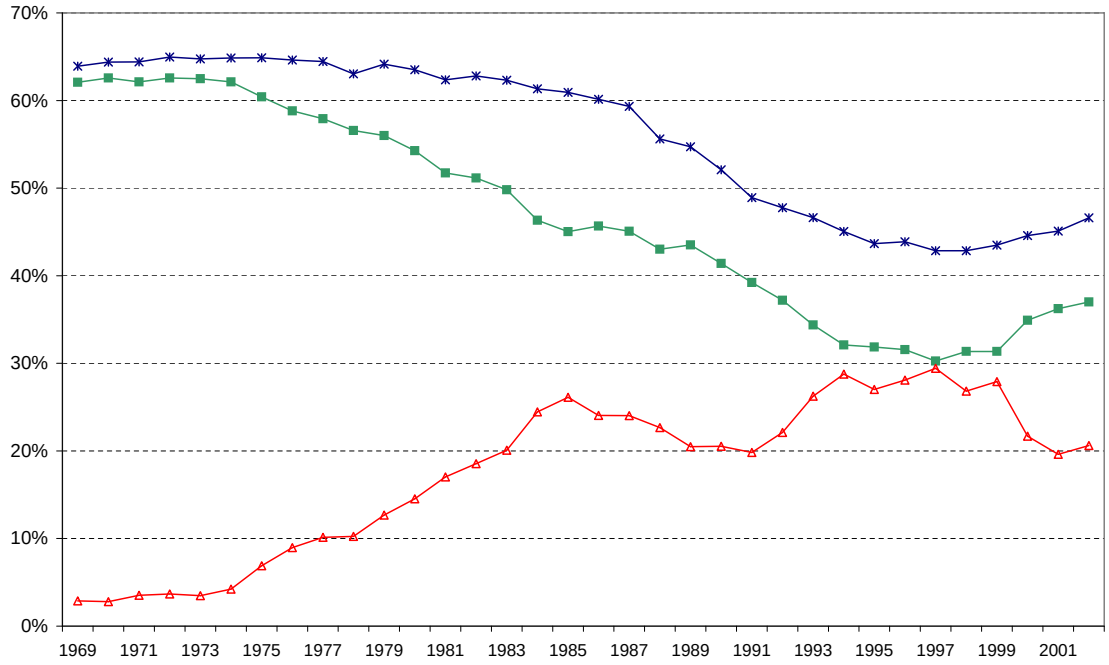
Un exemple de ces évaluations est l'étude de la mise en place des contrats de solidarité préretraite démission (CS-PRD) (Frank, Hara, Magnier et Villey 1982, Galland, Gaudin et Vrain 1984). L'analyse repose sur des monographies de 45 entreprises qui ont mis en place des CS-PRD. Ces entreprises étaient en bonne santé financièrement, en expansion et ont réalisé une plus forte croissance de leurs effectifs que la moyenne du secteur privé (4,6 % de croissance des effectifs contre -0,6 % pour le secteur privé dans son ensemble). Les auteurs concluent facilement de ces estimations que les contrats de solidarité ont été très efficaces pour réduire le chômage. Il est évident qu'un lecteur contemporain ne pourrait se satisfaire de ces différences simples : un effet de sélection biaise cette comparaison. Si les entreprises qui utilisent les contrats de solidarité sont des entreprises en expansion, prévoyant d'embaucher (ce qui semble avoir été le cas), alors il est possible que les 200 000 embauches via les CS-PRD ne puisse être créditées à ce dispositif. Les entreprises en expansion peuvent avoir profité du dispositif pour rajeunir leur main d'oeuvre à très faible coût sans pour autant embaucher plus qu'en l'absence du dispositif. À l'inverse, ces travaux insistent sur la possible « perdition d'embauche » (les délais d'embauche et les modifications de la structure d'emploi, embauche de nouveaux entrants sur le marché du travail) par rapport à l'objectif fixé par le législateur d'un remplacement un pour un. Jallade (1991) estime la part des nouveaux postes venant du chômage entre 50 % et 70 % et l'auteur de conclure que l'effet net sur le chômage est amoindri par l'augmentation

[3]On peut se reporter par exemple au Bilan de l'emploi 1983 et en particulier à l'article de Lacroix et Guergoat, « Le succès des préretraites a permis de stabiliser le chômage » (1984).

de l'offre de travail. Là encore, ces estimations ne permettent pas de mesurer la part de ce dispositif dans les incitations à entrer sur le marché du travail.

Ces travaux sont aujourd'hui peu convaincants de l'effet net de ces politiques en terme d'emploi. Il faut reconnaître que l'on ne disposait à l'époque que de peu d'expérience dans l'évaluation des politiques publiques. Peut-on pour autant se faire une idée de l'impact de ces politiques à partir des données françaises de longue période ?

FIG. 6.2 – Activité et chômage des 18-25 ans - INSEE *Enquête Emploi* 1969-2002

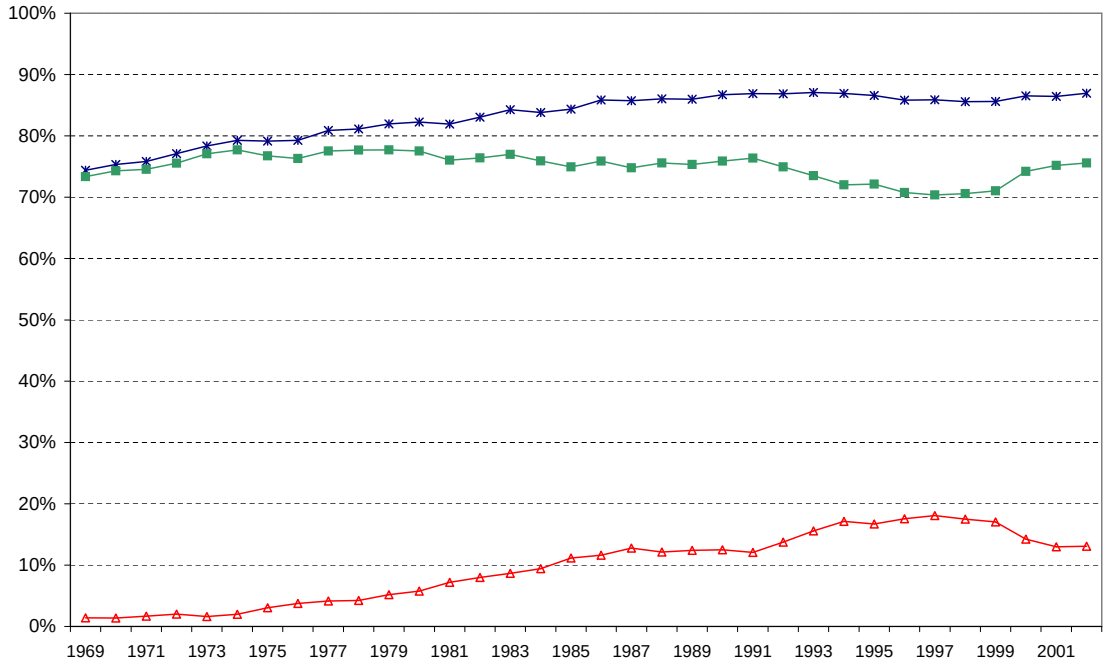


LÉGENDE : – ✳ – Taux de participation ■ Taux d'emploi △ Taux de chômage

6.1.2 Les faits stylisés pour la France

Les faits stylisés pour la France sont largement connus. Deux sont particulièrement saisissants : premièrement le chômage a augmenté en France pour toutes les catégories d'âge depuis le milieu des années soixante-dix jusqu'au milieu des années quatre-vingt-dix. Deuxièmement les taux de participation ont baissé aux extrémités de la vie active, pour les plus jeunes et les plus âgés. On présente aux figures 6.2 à 6.5 les taux d'activité, d'emploi et de chômage pour différentes classes d'âge. Les données

Fig. 6.3 – Activité et chômage des 25-29 ans - INSEE *Enquête Emploi* 1969-2002



Légende : – ✳ – Taux de participation ■ Taux d'emploi △ Taux de chômage

sont issues des séries annuelles des enquêtes Emploi de l'Insee de 1969 à 2002.[4]

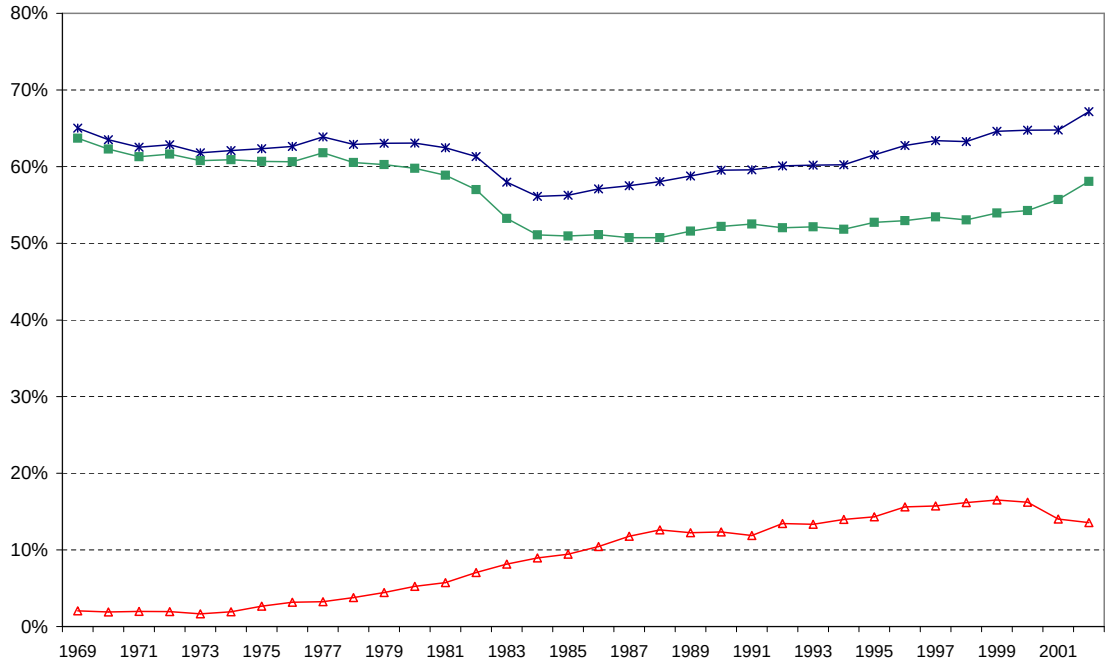
La graphique 6.2 sur les jeunes âgés de 18 à 25 ans mérite quelques commentaires. De 1973 à 1985, le chômage de ces jeunes entrants sur le marché du travail explose, passant de 3,5 % à 26,1 %, soit une augmentation de 700 %. Pendant cette période le taux d'activité de ce groupe d'âge baisse à peine de 3 points de pourcentage, soulignant que l'augmentation du taux de chômage n'est pas un artefact statistique dû à la diminution de l'offre de travail des jeunes. En revanche, à partir de 1987, le taux de participation baisse fortement : les effets de la démocratisation de l'enseignement supérieur se font sentir et de plus en plus de jeunes reportent leur entrée sur le marché du travail. Cette baisse du taux de participation ne se traduit pas par une réduction du taux de chômage qui reste jusqu'à la fin de la période à un niveau très élevé, entre 20 % et 30 %. Le taux d'emploi continue sa baisse pour finir par se stabiliser autour de 30-35 %.

Les données sur le groupe d'âge des 25-29 ans sont rappelées à la figure 6.3. L'emploi de ces jeunes, plus avancés dans leur carrière, est plus proche de l'évolution

[4]On utilise l'âge au 31 décembre afin de maintenir une cohérence sur l'ensemble des enquêtes de la période.

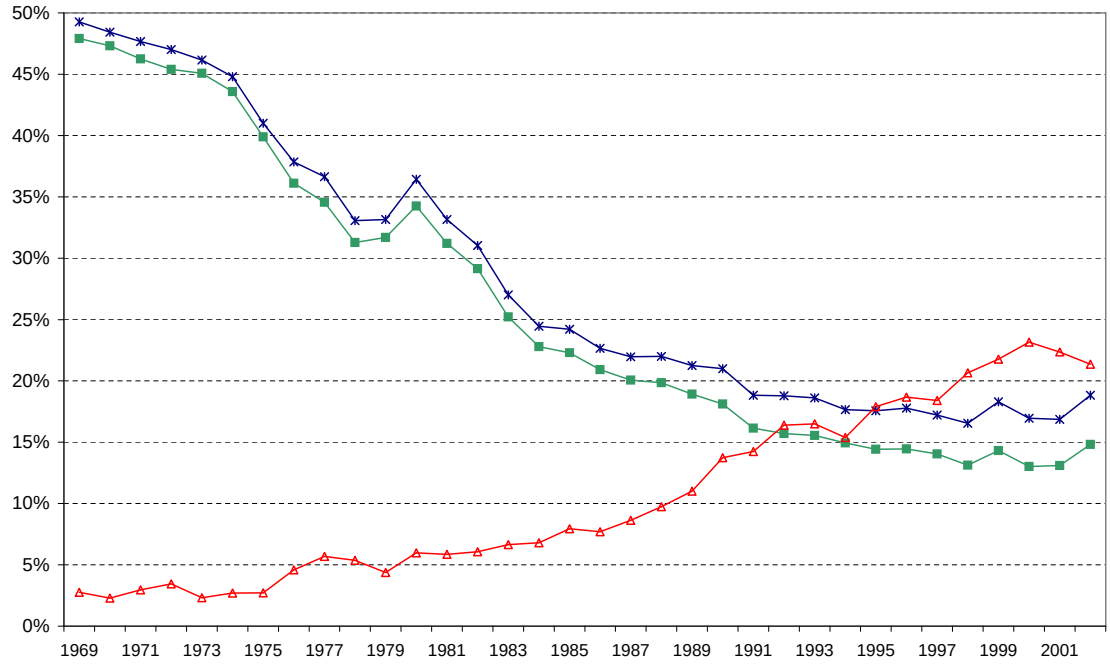
de l'ensemble de la population. Le taux de participation augmente continûment sur toute la période sous l'effet de l'augmentation de la participation féminine tandis que le chômage progresse sans interruption. Même la période de forte croissance autour de 1988 ne se traduit pas par une baisse notable du taux de chômage de ce groupe d'âge. Le choix de présenter séparément plusieurs groupes de jeunes vient de la nécessité de s'extraire des interactions probables entre l'offre des jeunes sur le marché du travail et l'expansion des politiques d'éducation, très importante sur toute la période.

FIG. 6.4 – Activité et chômage des 55-59 ans - INSEE *Enquête Emploi* 1969-2002



LÉGENDE : – ✳ – Taux de participation ■ Taux d'emploi △ Taux de chômage

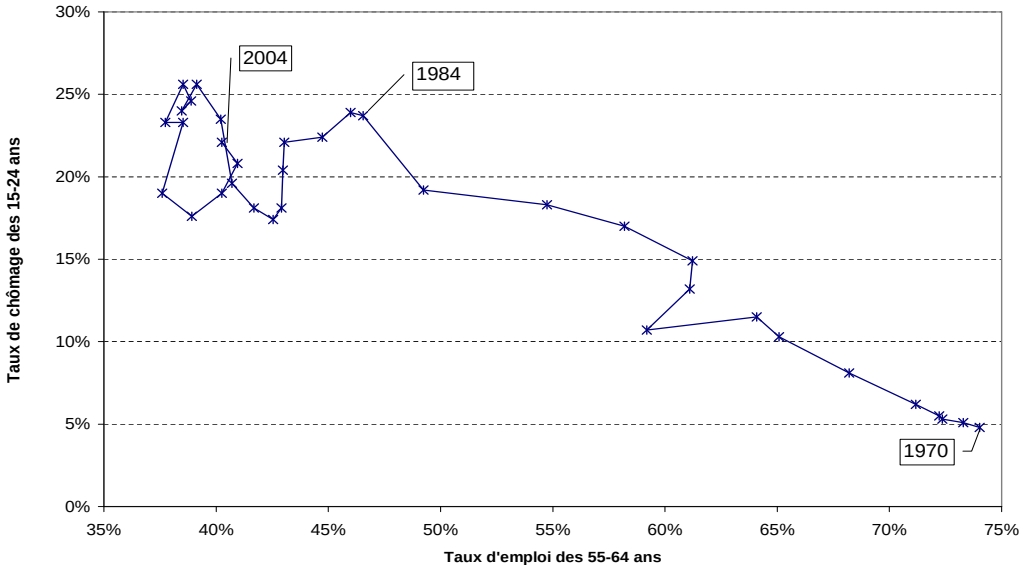
Fig. 6.5 – Activité et chômage des 60-64 ans - INSEE *Enquête Emploi* 1969-2002



Légende : – ✳ – Taux de participation ■ Taux d'emploi △ Taux de chômage

En ce qui concerne l'activité des salariés âgés, on retrouve les caractéristiques évoquées au chapitre 5 sur la baisse des taux d'activité. La figure 6.4 décrit l'évolution de l'emploi des 55-59 ans. Le taux de participation baisse entre 1980 et 1984 sous l'effet de l'élargissement des préretraites aux moins de 60 ans, passant de 63 % à 56 %. Le taux de chômage quant à lui continue une lente progression pour culminer en 1999 à près de 16,5 %. À part l'épisode du début des années quatre-vingt, la participation et l'emploi des 55-59 ans progressent régulièrement sur la période. Une grande partie de cet effet correspond à la participation féminine accrue et, pour la fin de la période, à l'amélioration de la situation de l'emploi. L'évolution de l'activité des 60-64 ans, présentée à la figure 6.5, est mieux connue : la baisse du taux d'activité est massive depuis 1973 jusqu'à la fin des années quatre-vingt et atteint finalement son point plancher en 1998 avec 16,5 % de cette classe d'âge en emploi. La bosse autour de l'année 1980 correspond à l'effet des classes creuses, les générations nées pendant la première guerre mondiale étant moins nombreuses. Si le taux de chômage augmente fortement pendant toute la période, c'est surtout parce que le dénominateur s'effondre massivement.

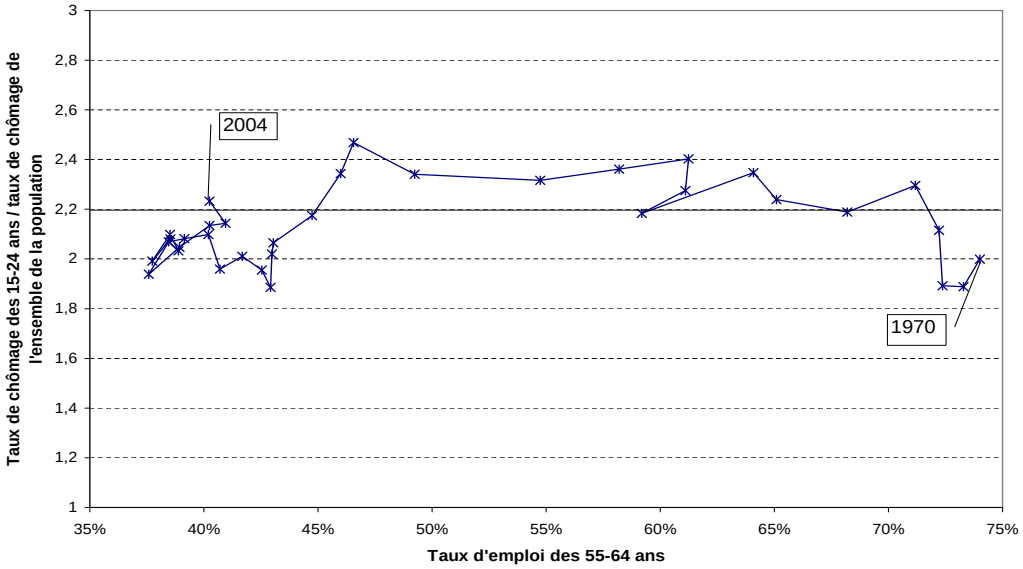
FIG. 6.6 – Taux de chômage des 15-24 ans et taux d'emploi des 55-65 ans - INSEE *Enquête Emploi* 1970-2004



LECTURE : Les points sont reliés dans l'ordre chronologique.

Les autres faits stylisés viennent des corrélations que l'on peut établir entre le taux

Fig. 6.7 – Chômage relatif des 15-24 ans et taux d'emploi des 55-65 ans - INSEE *Enquête Emploi* 1970-2004



Note : Le chômage relatif est le ratio du chômage des 15-24 ans sur le chômage de l'ensemble de la population.
Lecture : Les points sont reliés dans l'ordre chronologique.

de chômage des jeunes et l'importance des retraits d'activité. La simple corrélation met en évidence, comme en coupe internationale, la concommittance de la mise en place des politiques de cessation d'activité avec l'augmentation générale du chômage. On peut essayer de s'en extraire en exhibant le rapport du taux de chômage des jeunes au chômage de la population prise dans son ensemble pour essayer de détecter au moins une corrélation avec les retraits d'activité des salariés âgés. Les graphiques 6.6 et 6.7 présentent ces corrélations pour la période 1970 à 2004. Jusqu'en 1984 le retrait d'activité des salariés âgés est corrélé avec une hausse du taux de chômage des jeunes. Après cette date, la baisse du taux d'emploi des 55-64 ans ralentit et toute corrélation disparaît. À la figure 6.7, on met en évidence l'absence totale de corrélation entre le taux de chômage relatif des jeunes et le taux d'emploi des seniors. Pendant toute la période le taux de chômage des jeunes reste le double du taux de chômage moyen, quelque soit le taux d'emploi des salariés âgés. On tombe bien sûr dans la critique de Shimer : si les retraits d'activité ont une influence sur l'emploi des jeunes et des salariés d'âge moyen, ces ratios ne permettent pas d'en déduire un quelconque lien de causalité (ou une absence de causalité pour le cas précis). Si

par exemple les politiques d'incitation au retrait d'activité conduisent à baisser le chômage de l'ensemble de la population, jeunes et moins jeunes, alors le chômage relatif des jeunes peut rester constant (l'inverse est aussi vrai).

Ces quelques faits stylisés illustrent le caractère endogène des politiques de cessation d'activité avec l'augmentation du taux de chômage. Le sens de la causalité de la causalité apparaît donc largement indéterminé.

6.2 La stratégie d'identification

6.2.1 Une variable instrumentale

La stratégie d'identification[5] que nous proposons de mettre en place dans cette partie repose sur l'idée suivante : les taux de participation des salariés âgés sont endogènes à l'augmentation du taux de chômage en partie parce que ce dernier peut inciter les salariés âgés à se retirer du marché du travail. À système de retraite donné, on pourrait vraisemblablement obtenir une corrélation négative entre le taux de participation des salariés âgés et le taux de chômage des jeunes sans que cela soit pour autant une relation causale. L'effet de « chômeurs découragés » ou effet de flexion, a été mis en évidence sur la baisse des taux d'activité aux âges élevés (Givord 2002).

L'idée est donc d'instrumenter le taux de participation des salariés âgés par les modifications des incitations à partir en retraite. Pour ce faire, il faut construire des indicateurs solides d'incitation au retrait d'activité en prenant en compte à la fois le système de retraite standard et les multiples systèmes de préretraite ou de dispenses de recherche d'emploi. La première étape consiste donc à tester si ces indicateurs sont d'abord de bons prédicteurs des départs en retraite effectifs. Puis dans une seconde étape, nous pourrons régresser le taux de chômage des plus jeunes sur ces instruments.

L'hypothèse cruciale d'une telle stratégie est que les instruments (nos indicateurs d'incitations) soient non corrélés avec le taux de chômage en général afin de ne pas faire réapparaître un problème d'endogénéité. Si les décisions politiques menant aux modifications des incitations à partir en retraite sont totalement endogènes à la hausse

[5]Elle a été élaborée dans le cadre du projet NBER International Social Security V par David Wise et Johnathan Gruber et reste en cours discussion dans le cadre de ce projet.

du chômage, cette stratégie d'identification est vouée à l'échec. Le cas français est particulièrement délicat. Si on a pu mettre en évidence une volonté réelle de modifier les systèmes de cessation d'activité en réaction à l'augmentation du chômage, ces politiques ont néanmoins été très concentrées dans le temps, laissant penser qu'elles sont en partie exogènes à la montée du chômage.

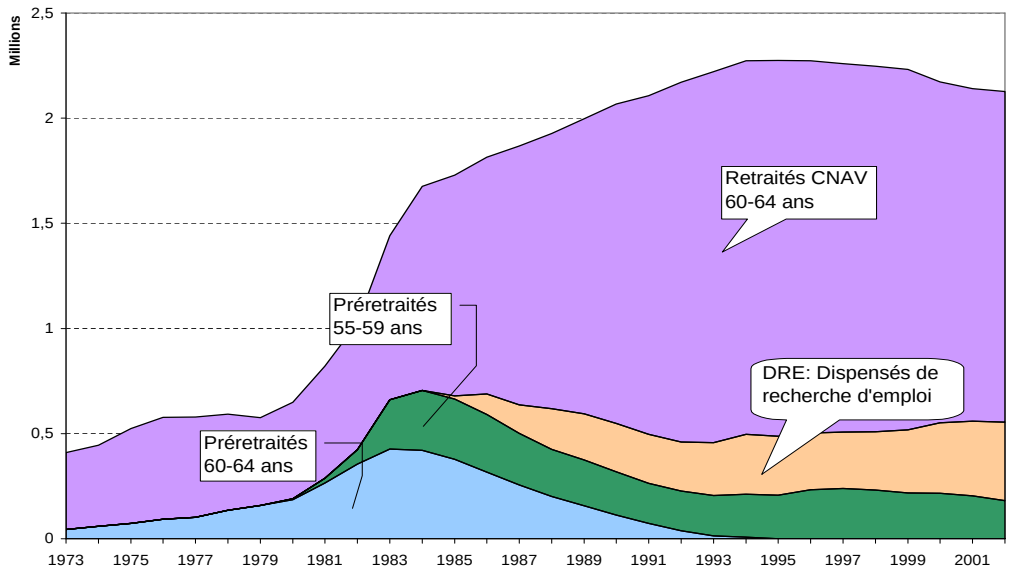
Trois remarques doivent être apportées à ce stade. D'abord, au vu de la difficulté à s'extraire du problème d'endogénéité, il apparaît difficile de faire mieux que saisir les effets à court terme de ces politiques. On a vu au chapitre 5 que les effets positifs sur l'emploi de ces politiques (l'effet substitution) devraient être à leur maximum à court terme, alors que les effets négatifs (effet en retour du financement et bouclage macroéconomique) devraient être plus sensibles à moyen terme. Pour saisir ces effets de moyen terme il est nécessaire d'utiliser des variables avec plusieurs retards, qui ne permettront plus de s'extraire du problème d'endogénéité.[6] Ce constat rend donc douteux qu'il soit possible d'estimer réellement les effets nets (à court et moyen terme) de ces politiques. Cela ne dispense pas pour autant de l'analyse si une borne supérieure de court terme pouvait être déterminée par nos instruments. La seconde remarque tient à la difficulté de contrôler pour l'évolution macroéconomique conjoncturelle. Celle-ci est bien entendu d'importance considérable pour expliquer le taux de chômage des jeunes, mais l'évolution du PIB est censé aussi refléter la baisse de la participation des salariés âgés : la critique la plus profonde des politiques de retrait d'activité vient justement que leurs défenseurs raisonnent à production donnée. La troisième remarque concerne l'évolution des taux de participation des jeunes. Ceux-ci ont considérablement baissé sous l'effet de l'expansion des études supérieures. Il serait parfaitement possible d'ajouter les effectifs scolarisés en variable de contrôle, mais ceux-ci ont de fortes chances d'être aussi endogènes à l'augmentation du chômage. Par ailleurs, de nombreuses politiques du marché du travail ont ciblé les jeunes au cours de cette période. Il est évident que contrôler tous ces facteurs reviendrait à proposer une explication du taux d'emploi des jeunes, un tout autre programme d'étude en soi.

[6]Une variable retardée est censée saisir un effet plus lent des modifications de ces politiques. Néanmoins, les variables retardées sont aussi susceptibles d'identifier des effets du cycle économique beaucoup plus que la modification des systèmes de retraite.

Le parti pris de cette étude a été de choisir de contraster les résultats selon plusieurs spécifications et de prendre comme référence le taux d'emploi des 25-29 ans, peu touché par les modifications des politiques scolaires et néanmoins susceptible d'être influencé par les « libérations d'emploi » permises par le retrait des travailleurs âgés.

6.2.2 Incitations au retrait d'activité ou contraintes ?

FIG. 6.8 – Effectifs des départs anticipés dans le secteur privé en France (1973-2002)



NOTE : Les effectifs sont en millions. Les données Cnav correspondent aux stocks au 31 décembre ; les données Unedic sont des moyennes annuelles. De ce fait le pic de 1983 est probablement surestimé.

SOURCES : Pour les préretraites jusqu'en 1994, Dares *40 ans de politique de l'emploi* (p. 120), issues des données Unedic ; puis Dares Premières Synthèses (2000,2003) ; Cnav série des *Recueil statistique* de 1975 à 2002 (60-64 ans ensemble des droits directs).

Nous renvoyons le lecteur au chapitre 5 de cette thèse pour un historique des politiques d'incitation au retrait d'activité mises en place en France.[7]

On présente au graphique 6.8 l'expansion de l'ensemble de ces dispositifs en terme d'effectifs concernés. C'est bien la période de 1979 à 1986 qui voit croître massivement ces dispositifs. Entre ces deux dates, le nombre de personnes de 55 à 64 ans en retraite ou préretraite passe de 575 000 à 1,8 million. Ce sont d'abord les préretraites des plus

[7]La partie 5.1 à la page 189 décrit cet historique et la partie 2.3 au chapitre 2 (page 72) décrit le détail législatif de ces mesures.

de 60 ans qui ont lancé la tendance suivis en 1980 par les préretraites des 55-59 ans. L'abaissement de l'âge de la retraite en 1983 fait plus que remplacer les départs en préretraite, eux-même en partie compensés par la mise en place des dispensés de recherche d'emploi.

Pour mener à bien notre stratégie d'identification, il reste à définir les programmes de cessation d'activité qui doivent entrer dans l'analyse. Si les dispositifs de retrait d'activité ne traduisent pas le choix des salariés mais sont le résultat de la contrainte du chômage, les dispositifs perdent en partie leur caractère exogène. La question de savoir si les départs anticipés ont été le résultat du choix des salariés ou ont été effectués sous la contrainte a été largement débattue (Heller 1986). Autant les modifications du système de retraite ou la mise en place de préretraites sur la base de départ volontaire rentrent tout à fait dans le cadre de modifications exogènes des incitations au départ, autant certains dispositifs palliatifs à la montée du chômage ou les dispenses de recherche d'emploi sont susceptibles d'être liés à la variation du chômage en général. La difficulté tient au fait que légalement tous ces dispositifs reposent sur la base du volontariat. Ils sont incitatifs en ce sens qu'ils incitent à ne plus chercher un emploi, mais en pratique la faible demande de travail des salariés âgés rend ce choix impossible.

6.3 Construction des indicateurs

Plusieurs indicateurs d'incitation au départ en retraite ont été utilisés dans la littérature. On reprend ici ceux définis par Gruber et Wise (1999) dans la première phase du projet NBER *Social Security Around the World*. La grande différence par rapport aux versions précédentes de ces mesures tient au fait que nous avons calculé ici ces indicateurs par âge et par génération, c'est-à-dire avec une dimension temporelle qui rend compte de l'ensemble de l'évolution sur la période de 1969 à 2002. De plus, ces indicateurs cherchent à rendre compte non seulement des variations du système de retraite mais aussi des modifications des régimes de préretraites et de dispenses de recherche d'emploi.

6.3.1 Définition des indicateurs

Pour un individu né l'année i et qui part en retraite à l'âge n on définit la richesse de retraite actualisée (*Social Security Wealth*) à l'âge a, noté $RRA_{i,n,a}$ comme :

$$RRA_{i,n,a} = \sum_{t=n}^{T} \beta^{t-a} \pi(t/a) P_t(n)$$

avec $P_t(n)$ la pension en t suivant un départ à l'âge n, $\pi(t/a)$ la probabilité de survie en t conditionnellement à la survie en a et T l'âge maximal d'espérance de vie.

À partir de cet indicateur on peut définir deux mesures d'incitations : l'*Accrual* se définit comme la variation de richesse de retraite liée au report d'un an du départ en retraite. Il ne s'agit donc pas de la variation de richesse de retraite entre deux dates, mais de la variation de richesse anticipée à la date du choix :

$$Accrual_{i,n,t} = RRA_{i,n+1,t} - RRA_{i,n,t}$$

avec $RRA_{i,n+1,t}$ la richesse de retraite actualisée pour un départ à l'âge $n+1$, mais selon la législation valable à la date $t = i + n$.

On peut aussi calculer une autre mesure à partir de l'*Accrual*, la « taxe implicite » au prolongement d'activité. Une mesure négative de l'*Accrual* implique en effet une taxation implicite de la richesse de retraite. Cet indicateur est calculé comme l'opposé de l'*accrual* rapporté à l'espérance du salaire ($E_n w_{n+1}$) :

$$Taxe\ implicite_n = -\frac{Accrual}{E_n w_{n+1}}$$

Ces définitions s'appliquent facilement à un seul système de retraite mais pour rendre compte des véritables incitations au départ anticipé en France, il est nécessaire d'introduire les dispositifs de préretraite et de dispense de recherche d'emploi. L'ambiguïté réside alors dans le choix d'indicateurs qui supposent un libre choix des individus : si l'incitation à partir est suffisamment forte, le salarié met fin à sa carrière de façon anticipée. Néanmoins, la demande de travail des salariés âgés est devenue, de façon concomitante à la baisse des taux d'activité, beaucoup plus faible. Certains dispositifs reflètent clairement un choix (les préretraites démission en sont un exemple),

d'autres se rapprochent plus d'une indemnisation préférentielle du chômage. La frontière est parfois ténue : ainsi les dispenses de recherche d'emploi des plus de 56 ans sont largement contraintes (situation de chômage, souvent de longue durée), même si légalement elles doivent être le résultat d'une demande explicite de l'assuré.

Pour rendre compte de ces dispositifs supplémentaires au régime de retraite, nous avons calculé trois types de richesse de retraite selon trois parcours types : RRA1 pour un individu qui est passé directement de l'emploi à la retraite, RRA2 pour un passage du chômage à la retraite et RRA3 pour un passage par les préretraites. Nous avons choisi ainsi de calculer RRA1, RRA2 et RRA3 à partir de 55 ans :

$$RRA1_{i,n} = \sum_{t=55}^{99} \beta^{t-55} \pi(t/55) P_t(n)$$

$$RRA2_{i,n} = \sum_{t=55}^{59} \beta^{t-55} \pi(t/55) AC_t(n) + \sum_{t=60}^{99} \beta^{t-55} \pi(t/55) P_t(n)$$

$$RRA3_{i,n} = \sum_{t=55}^{59} \beta^{t-55} \pi(t/55) AP_t(n) + \sum_{t=60}^{99} \beta^{t-55} \pi(t/55) P_t(n)$$

avec $AC_t(n)$ les allocations chômage des dispensés de recherche d'emploi et $AP_t(n)$ les allocations de préretraites. L'idée est ainsi de créer un indicateur agrégé RRA qui soit une moyenne pondérée de ces trois indicateurs.

Cette agrégation pose de nombreux problèmes, à la fois techniques et méthodologiques. Techniquement le calcul de ces indicateurs est aussi complexe que l'est la législation des différents dispositifs. Pour les indicateurs d'incitation (*accrual* et *taxe implicite*) il est nécessaire de simuler non seulement les pensions par âge de départ et par génération pour tous les âges (de 55 à 99 ans), mais aussi pour tous les âges de départ potentiels. Lorsqu'un individu se pose la question de repousser ou pas son départ d'un an (ce que mesure *l'accrual*), il doit le faire à la législation connue à la date de la mesure. Ainsi, *l'accrual* à 60 ans pour un salarié né en 1930 demande de calculer la série des pensions entre 60 et 99 ans selon la législation en vigueur en 1990 puis selon un départ à 61 selon cette même législation. Cette dernière série pourra être différente de la richesse de retraite pour un départ à 61 selon la législation de

1991.

Comme ces mesures sont réalisées pour chaque cas-type (statut, sexe, secteur public ou privé) et pour chaque parcours-type, cela donne une idée de la complexité de ces simulations. Pour autant nos simulations ne sont pas le reflet exact des incitations à chaque date. En effet, s'il est facile de supposer que les modifications des formules de calcul des pensions ne sont pas anticipées par les salariés, estimer à chaque date l'évolution probable de la revalorisation des pensions, de l'évolution du salaire de référence ou de la valeur du point dans les régimes complémentaires est chose moins aisée. Nous avons donc simulé les pensions en prenant les valeurs effectives *ex post* de ces paramètres.[8]

Ceci est renforcé par l'extrême variété des dispositifs. En lieu et place d'un seul indicateur $RRA3$, on aurait dû idéalement calculer un indicateur par type de dispositif emprunté. Pour simplifier l'analyse nous avons choisi chaque année le dispositif prépondérant. Ensuite si nos indicateurs révèlent une seule incitation, il y a en fait passage d'un dispositif à l'autre selon le choix de l'individu et les avantages relatifs des allocations ou pensions offertes. En réalité la valeur de la richesse de retraite actualisée dépend pour chaque individu de plusieurs décisions d'optimisation.[9] Nous avons choisi de rendre compte dès que possible de ces arbitrages mais l'élément décisif dans le calcul de cet indicateur a été l'âge de cessation d'activité et la législation en vigueur à cette date (même si une décision ultérieure avec une législation modifiée aurait amené à une richesse *ex post* différente).[10]

[8] C'est une limitation de nos simulations qui supposent implicitement une anticipation parfaite de ces paramètres. Pour autant le cas idéal n'est pas facilement réalisable : il aurait fallu simuler selon les « vraies » anticipations des agents. Si les salariés anticipent que le système n'est pas viable et que des corrections vont avoir lieu, ils peuvent modifier leur comportement en conséquence. Comme ces anticipations ne sont pas connues, on en est réduit à effectuer des suppositions. Une autre solution aurait été de faire l'hypothèse d'anticipation adaptatrices, c'est-à-dire que les salariés anticipent la prolongation des tendances à l'œuvre dans les années qui précèdent leur choix de départ en retraite.

[9] Par exemple, un individu qui part en préretraite en 1980 ne doit pas bénéficier pour sa richesse de retraite à cette date de l'abaissement de l'âge de la retraite qui va avoir lieu après sa décision de cesser son activité.

[10] Par exemple, le cas des garanties de ressources est particulièrement complexe à gérer puisque à tout moment entre 60 et 65 ans, l'allocataire peut décider de liquider sa pension de retraite. Il le fera en comparant la valeur de son allocation avec la retraite qu'il peut liquider.

6.3.2 Les données

Il n'existe pas en France d'enquêtes contenant des informations à la fois sur les salaires passés, la durée de contribution et l'offre de travail. Pour pallier ce manque nous avons utilisé conjointement trois bases principales de données pour simuler les pensions de retraite du secteur privé : les Déclarations annuelles de données sociales (DADS, Insee) pour les carrières salariales ; l'Échantillon interrégime de retraités (EIR, Drees) pour la durée de cotisation et l'âge de départ en retraite ; et enfin les enquêtes Emploi (Insee) pour les taux de participation et les taux de sortie des salariés âgés.

Les DADS permettent de retrouver les salaires bruts de 1967 à 2000 pour un panel d'individus des générations de 1904 à 1980.[11] Comme l'extraction réalisée par l'Insee ne présente qu'une année sur deux et qu'une génération sur quatre, nous avons simulé par interpolation les carrières de l'ensemble des générations pour chaque année. Pour les générations les plus anciennes ces simulations sont susceptibles d'être fortement entachées d'erreur puisque on ne dispose que des salaires aux âges déjà avancés.[12] Comme pour ces premières générations les systèmes de retraite sont très peu dépendants des premiers salaires (les régimes complémentaires ne sont pas encore en place et le salaire de référence du régime général ne concerne que les dernières années), ces approximations ne doivent pas influencer véritablement les simulations des pensions de retraite.

L'EIR utilise les informations administratives des différentes caisses de retraite pour détailler les conditions de liquidation des pensionnés de leur régime. Plusieurs vagues ont été réalisées, en 1988, 1993, 1997 et 2001. Les premières ne contiennent des informations que sur quelques générations (1906, 1912, 1918 et 1922), et les autres vagues ont ajouté des informations concernant de nombreuses autres générations (une sur deux jusqu'en 1944). Cette base nous permet donc de calculer par sexe et par statut (cadre ; non-cadre) les durées de cotisations moyennes à 60 ans par génération. Nous avons utilisé l'ensemble des quatres vagues afin de limiter au maximum l'effet de la mortalité différentielle sur les durées de cotisation observées des générations

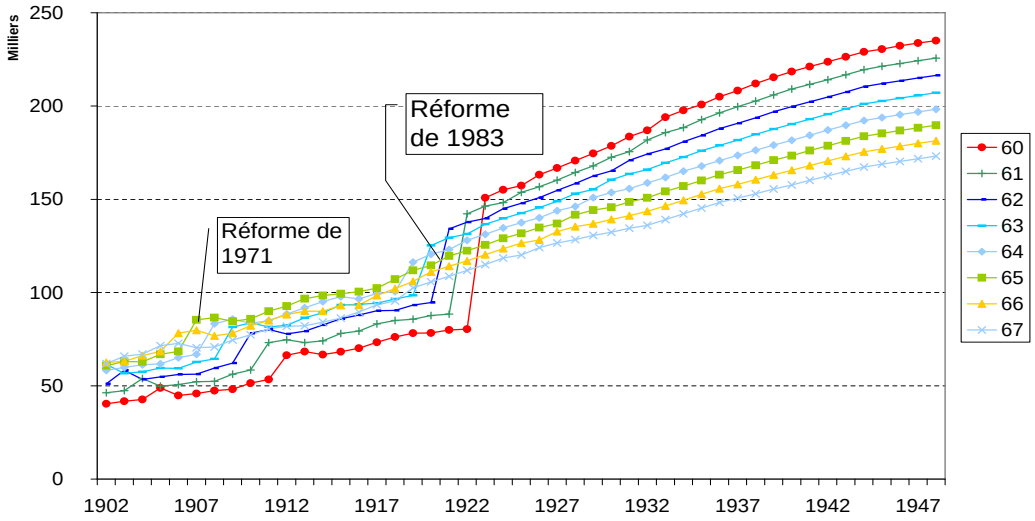
[11] Voir le travail de Malik Koubi (2002).

[12] Par exemple pour la génération 1904, on ne dispose que des salaires après 60 ans.

anciennes.[13]

Par ailleurs, nous avons utilisé les quotients de mortalité par âge et par génération calculés par Vallin et Meslé (2001) et les données de la Dares et de l'Unedic pour déterminer des coefficients de pondération des différents dispositifs de retraite et de préretraite.

FIG. 6.9 – Richesse de retraite actualisée pour les hommes non-cadres du secteur privé partant directement en retraite (RRA1)



LECTURE : Un homme non-cadre né en 1922 bénéficiera en moyenne de 80 000 € de richesse de retraite actualisée s'il prend sa retraite à 60 ans. La génération suivante bénéficiera au même âge de 151 000 € de richesse de retraite actualisée.

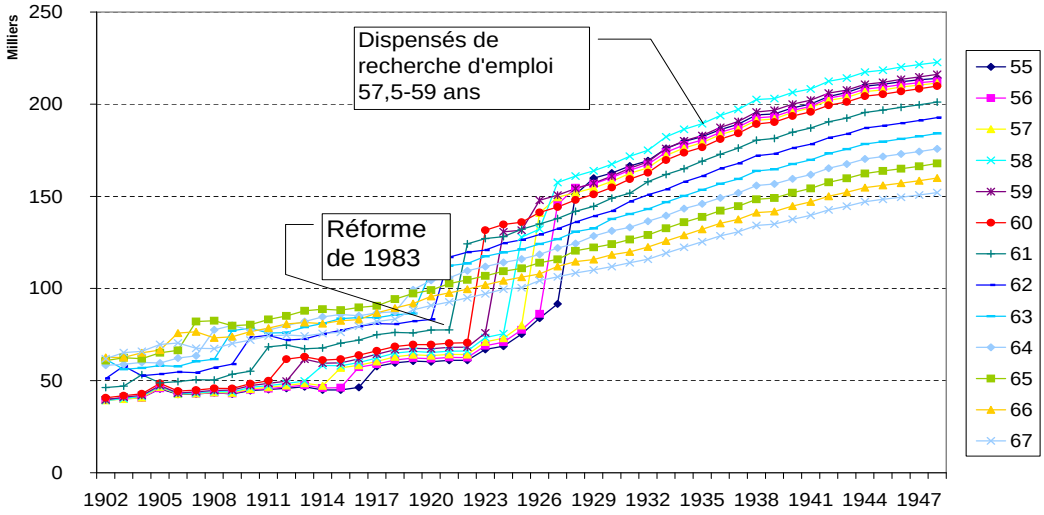
NOTE : La richesse de retraite est calculée en milliers d'Euros 2005.

6.3.3 Les indicateurs

Chaque indicateur a été calculé par sexe et par statut (cadre/non-cadre) pour les générations de 1902 à 1948. Avant de procéder au travail économétrique à proprement parler, il est intéressant de commenter l'évolution de ces indicateurs et en particulier la richesse de retraite actualisée. Cette mesure reflète en fait l'ensemble des évolutions du système de cessation d'activité français depuis la fin des années soixante.

[13]La mortalité différentielle dans les différentes vagues de l'EIR a été analysée par Bommier et alii (2006).

Fig. 6.10 – Richesse de retraite actualisée pour les hommes non-cadres du secteur privé partant en retraite via le chômage (RRA2)



Note : La richesse de retraite est calculée en milliers d'Euros 2005.

Les figures 6.9 à 6.11 représentent le cas particulier[14] des hommes non-cadres du secteur privé. La richesse de retraite est actualisée à 55 ans pour chaque génération en utilisant un taux d'actualisation de 3 %.

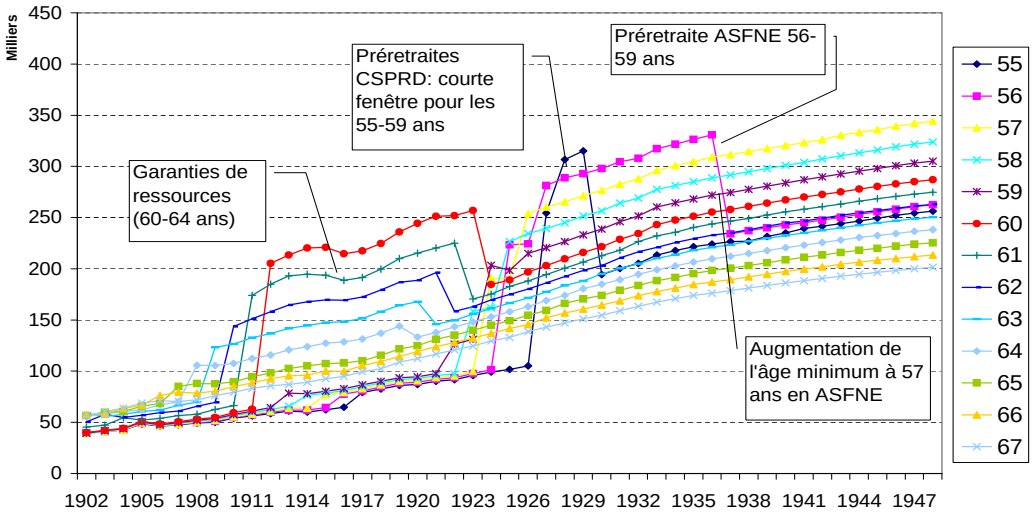
La figure 6.9 correspond aux individus qui sont partis en retraite de façon classique, c'est-à-dire en partant en retraite directement par le biais des systèmes d'assurance vieillesse (régime général et régime complémentaire Arrco). Les réformes de 1971 et de 1983 sont tout à fait visibles et présentent deux caractéristiques bien nettes. Elles ont toutes les deux augmenté la richesse de retraite en procédant à une augmentation des taux de remplacement, mais elles ont aussi modifié les incitations au départ en retraite. Ainsi, la réforme de 1983 modifie les incitations au départ selon l'âge : un départ à 60 ans devient plus avantageux que repousser son départ. Le croisement des courbes correspond à cette inversion des incitations qui caractérise l'abaissement de l'âge de la retraite.

La figure 6.10 correspond aux individus qui sont partis en retraite via une dispense de recherche d'emploi, c'est-à-dire par un passage par les dispositifs de l'assurance chômage. L'évolution de la richesse de retraite actualisée est assez proche du cas de

[14]Il reflète bien les modifications introduites par les réformes pour une carrière complète avec un salaire moyen.

passage direct en retraite du fait du taux de remplacement assez faible des allocations de chômage. La majorité de ces allocations correspond en fait à l'allocation spécifique de solidarité (ASS).

FIG. 6.11 – Richesse de retraite actualisée pour les hommes non-cadres du secteur privé partant en retraite via les préretraites (RRA3)

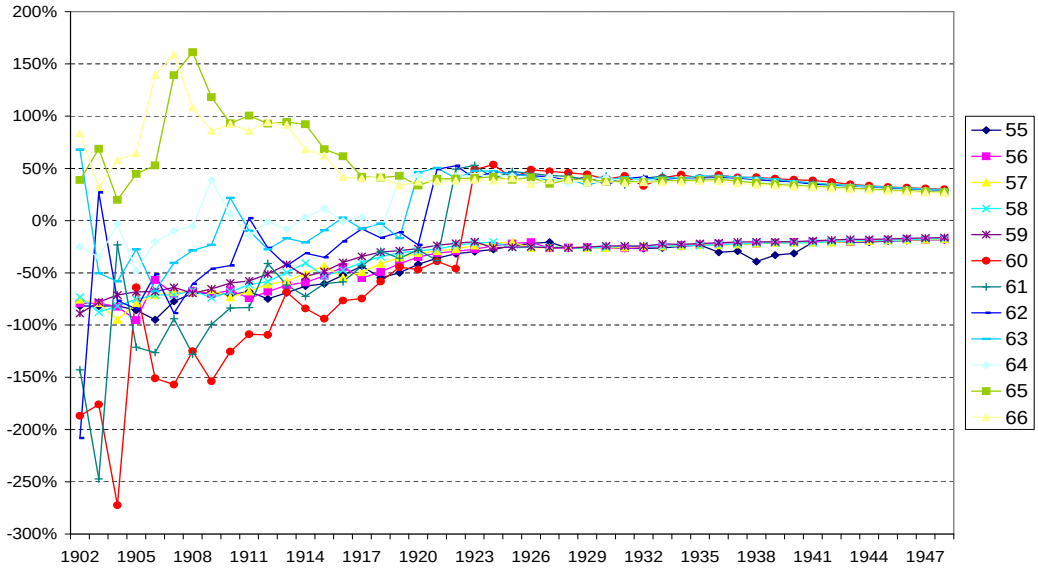


NOTE : La richesse de retraite est calculée en milliers d'Euros de 2005.

La figure 6.11 correspond aux individus qui sont partis en retraite via un des dispositifs de préretraite. Les changements importants qui ont touché ces dispositifs au cours de la période ont eu de forts impacts sur les incitations à cesser l'activité. Les garanties de ressources, plus généreuses que les retraites, ont profité à une partie des générations nées entre 1912 et 1923. La réforme de 1983 se traduit donc pour ces individus par une légère baisse de l'incitation à partir entre 60 et 63 ans, baisse qui est compensée par l'apparition des préretraites concernant les 55-59 ans. Les contrats de solidarité ont offert une courte fenêtre pour les départs dès 55 ans et ce sont surtout les préretraites du Fonds national pour l'emploi (FNE) qui ont pris le relais pour les départs anticipés des générations 1927 à 1936. On peut noter les restrictions sur les conditions d'âge en 1994 qui conduisent à une remontée de l'âge où les incitations sont maximales à 57 ans.

La figure 6.12 correspond à la taxation implicite pour les hommes cadres (à titre illustratif). Ce graphique traduit les incitations à repousser d'un an son départ en

Fig. 6.12 – Taxe implicite pour les hommes cadres partant directement en retraite



retraite. Il y a peu d'incitation à poursuivre son activité après 65 ans. La réforme Boulin de 1971, réduit encore cette incitation (augmentation du taux de taxation implicite). À l'inverse jusqu'en 1983, le report d'activité entre 60 et 64 est encouragé (taxation négative). L'abaissement de l'âge de la retraite fait disparaître ces incitations à poursuivre son activité après 60 ans.

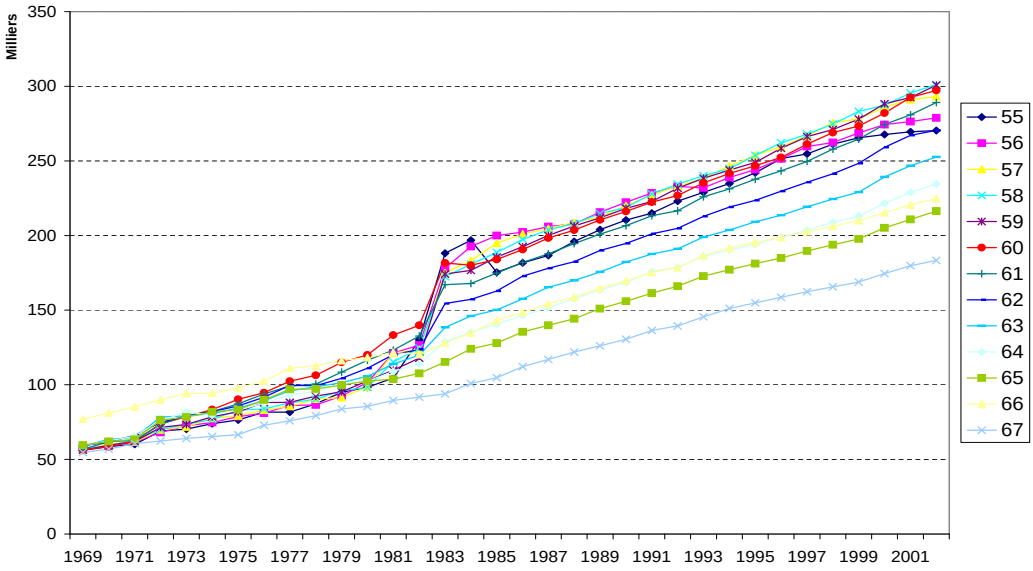
6.3.4 Les indicateurs pondérés

Les indicateurs présentés précédemment ayant été construits par type de parcours et par statut, il est nécessaire d'utiliser des pondérations afin de produire des indicateurs globaux, susceptibles d'être utilisés dans notre stratégie d'estimation.

Idéalement, nous aimerions disposer de la distribution par génération, statut, sexe, secteur de l'âge de cessation d'activité selon les différents parcours. De telles données n'existent pas de façon complète. Nous avons ainsi rassemblé l'information provenant de la distribution des départs en préretraite, tels que répertoriés par l'Unedic par le biais du fichier national des Assedic (FNA), de la distribution de départ en retraite par EIR, et des poids des différents statuts tels que constatés dans les séries d'enquêtes Emploi (1969-2002).

À la figure 6.13, on décrit la richesse de retraite actualisée selon l'âge de départ au

FIG. 6.13 – Richesse de retraite actualisée par âge pondérée



NOTE : La richesse de retraite est calculée en milliers d'Euros de 2005.

cours de la période, pondérée par cas-type. Par rapport aux graphiques précédents, on s'aperçoit que les modifications des différents systèmes sont gommées par la pondération.[15] L'incitation au départ à 60 ans augmente progressivement, entre 1973 et 1984, avec la montée en charge des garanties de ressource et puis avec l'abaissement de l'âge de la retraite. Au final, l'essentiel des modifications a lieu entre 1979 et 1984.

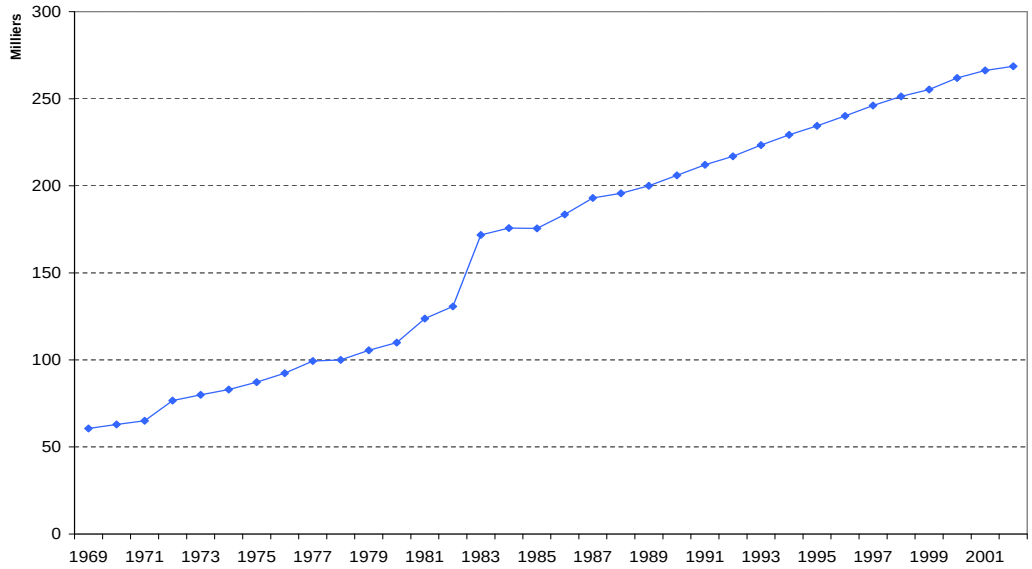
Ensuite, il faut encore pondérer cet indicateur par âge selon la distribution des âges de départ en retraite afin d'obtenir l'indicateur global. La figure 6.14 correspond à ce calcul : seul le saut de 1983 est visible. L'indicateur pondéré fait disparaître une grande partie des variations d'incitation que l'on pouvait repérer dans le détail des dispositifs.

Du point de vue méthodologique, l'agrégation de ces cas-types revient à prendre la moyenne des incitations et donc à diluer les variations que l'on souhaite utiliser par la suite. De plus la question des pondérations est importante. Utiliser les pondérations des effectifs de chaque dispositif chaque année revient à réintroduire une part d'endogénéité puisque ces pondérations reflètent au moins en partie l'influence du chômage sur l'usage de ces dispositifs.

Si cette agrégation est en partie décevante dans l'optique du travail économétrique

[15] Ce graphique décrit la richesse de retraite par année et non plus par génération.

Fig. 6.14 – Richesse de retraite actualisée pondérée



qui va suivre, il faut comparer ces mesures à l'évolution des taux d'activité des salariés âgés. On a vu ainsi à la figure 6.5 (page 232) que la baisse du taux d'activité des 60-64 ans a été très progressive, à l'instar de l'évolution de l'indicateur de la richesse de retraite actualisée.

6.4 Résultats

6.4.1 Prédiction des taux de départ des seniors

La première étape de notre stratégie d'identification consiste à vérifier que les instruments (les indicateurs d'incitation) que nous avons construits permettent de prédire les comportements de départ en retraite des salariés âgés. Pour ce faire nous allons utiliser les indicateurs calculés par âge de départ afin de profiter de l'information détaillée par âge et par année. La spécification de ces estimations est classique. Il s'agit de régresser une mesure de taux de cessation d'activité par âge et par année sur les indicateurs d'incitation au départ en contrôlant par des variables muettes d'âge et d'année.

$$\text{taux de transition} = \alpha + \beta RRA + \gamma Accrual + \sum_{i=1970}^{2002} \zeta_i \text{Année}_i + \sum_{j=56}^{67} \eta_j Age_j + \epsilon$$

Pour calculer les taux de transition de l'activité vers l'inactivité, on utilise la série des enquêtes Emploi panélisée entre 1969 et 2002. Nous avons homogénéisé les variables d'activité et d'âge sur l'ensemble des vagues de l'enquête ainsi que créé un pseudo-panel en utilisant le fait que les enquêtes interrogent trois années de suite les mêmes individus avec un renouvellement d'un tiers chaque année. Nous avons restreint l'échantillon aux 55-67 ans, ce qui correspond aux âges de départ en retraite pour lesquels nous avons construit les indicateurs.[16]

On réalise deux types d'estimation, soit par les moindres carrés linéaires en utilisant les taux de transition moyen calculés par âge et par année, soit par un probit en prenant en compte le taux de transition individuelle d'une enquête sur l'autre. On présente ces régressions au tableau 6.1.

Les résultats sont relativement attendus au vu des éléments descriptifs que l'on a présentés auparavant. Le coefficient de la richesse de retraite actualisée est positif, correspondant à un effet richesse assez standard : lorsque les droits à la retraite (taux de remplacement) augmentent, les incitations à la cessation d'activité s'en trouvent accrues. Le coefficient de l'*accrual*, qui désigne une variation de la richesse de retraite actualisée lors d'un report d'un an du départ en retraite, prend au contraire un signe négatif. Plus l'incitation à reporter son départ en retraite est forte, moins les individus sont susceptibles de passer de l'activité à la retraite. Le coefficient de la taxe implicite a le signe inverse de celui de l'accrual, par définition.

Cette analyse, si elle n'est pas surprenante, a le mérite de rendre plus convaincants nos indicateurs d'incitation. Ils remplissent bien la première condition d'un bon instrument, c'est-à-dire d'expliquer la variable que l'on souhaite instrumenter. Il reste maintenant à déterminer dans quelle mesure il est possible de s'en servir pour

[16]Il existe en réalité des départs en retraite avant et après cet intervalle, mais il s'agit de comportements minoritaires et très spécifiques (militaires, agents roulant de la SNCF ou de la RATP, préretraites de la sidérurgie ou fonctions libérales) que nous n'avons pas inclus dans la construction de nos indicateurs.

Tab. 6.1 – Effets des incitations au départ sur les taux de transition des seniors vers l'inactivité

	MCO		**Probit**	
	(1)	**(2)**	**(3)**	**(4)**
	Coeff.	Coeff.	Coeff.	Coeff.
	(Écart-type)	(Écart-type)	(Écart-type)	(Écart-type)
RRA	0,007***	-0,002	0,045***	0,021***
	(0,002)	(0,002)	(0,002)	(0,002)
Accrual	-0,069***		-0,188***	
	(0,010)		(0,011)	
Taxe implicite		0,037***		0,110***
		(0,013)		(0,014)
Effets années	oui	oui	oui	oui
Effets âges	oui	oui	oui	oui
N	374	374	251014	251014
R^2	0,89	0,88	0,11	0,11
$F_{(45,328)}$	61,14	53,81		
Degré de significativité :	$*$: 10%	$**$: 5%	$***$: 1%	

Note : Les variables dépendantes sont les taux de sortie vers l'inactivité, calculés par âge et par année dans le cadre des estimations MCO et sous la forme d'une variable muette dans les estimations probit. Les variables d'incitation sont en unité de 10000 Euros. RRA est la richesse de retraite actualisée, *Accrual* la variation de cette richesse lors d'un report d'un an du départ et la taxe implicite l'opposé de l'*accrual* rapporté au salaire (voir définitions page 239).

expliquer les taux de chômage des plus jeunes, sur séries temporelles.

6.4.2 Analyse en série temporelle

6.4.2.1 Modèle empirique

Nous disposons, entre 1969 et 2002, de données annuelles sur les taux d'activité, d'emploi et de chômage par classe d'âge ainsi que de trois indicateurs d'incitation au départ à la retraite (RRA, *accrual* et taxe implicite). À partir de ces données, il est possible d'estimer des modèles VAR bivariés du type :

$$y_t = c + \Phi_1 y_{t-1} + ... + \Phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t \tag{6.1}$$

avec y_t un vecteur dont la première composante est donnée par le taux activité, d'emploi ou de chômage d'une classe d'âge et la seconde par un des indicateurs d'incitation au départ à la retraite.

Avec les séries temporelles dont nous disposons, il est possible de tester l'impact des modifications des systèmes de pension sur le taux de chômage des jeunes en utilisant le concept de causalité au sens de Granger. Pour Granger, la raison pour proposer une telle définition de la causalité est le fait que si un événement Y est la cause d'un événement X, alors l'événement Y doit précéder l'événement X . Le fait qu'un événement en cause un autre au sens de Granger ne donne pas nécessairement d'information sur la vraie causalité des processus, mais définit l'exogénéité des séries au sens des séries temporelles. Dès lors que nous ne disposons pas de groupes de contrôle pour lesquels la substitution entre salariés âgés et salariés plus jeunes est impossible de façon structurelle, seules les variations en série temporelle restent à notre disposition.

Les tests économétriques permettant de tester si une série y cause au sens de Granger une série x peuvent être mis en pratique de façon assez simple. Supposons que l'on ait :

$$x_t = c_1 + \alpha_1 x_{t-1} + ... + \alpha_p x_{t-p} + \beta y_{t-1} + ... + \beta_p y_{t-p} + u_t \tag{6.2}$$

On estime cette équation par MCO et on teste l'hypothèse nulle : $\beta_1 = ... = \beta_p = 0$. On garde à l'esprit que, dans les processus qui lient système de retraite et taux d'activité, d'emploi ou de chômage sur le marché du travail, deux mécanismes sont possibles : ces systèmes permettent de modifier la pyramide des âges sur le marché du travail ; des taux de chômage élevés induisent ces politiques. Il faut tester les modèles dans les deux sens, c'est-à-dire la série x_t correspond successivement aux différents taux, régressés sur les indicateurs du système de pension et aux indicateurs régressés sur les taux.

Dans la partie empirique, nous testons donc les différents modèles, sans *a priori* sur le sens de la causalité. Ceci nous amène à tester la nature de nos séries car le test de causalité au sens de Granger présénté ci-dessus est valable uniquement sur des séries

stationnaires. Nous testerons donc l'hypothèse d'existence d'une racine unitaire pour toutes nos séries. Si cette hypothèse n'est pas rejetée, nous travaillerons sur les séries en différences. Dans ce cadre, les modèles n'expliquent plus, par exemple, l'impact des systèmes de retraite sur les taux, mais l'impact d'une variation du système sur les variations des taux. Cette question reste totalement pertinente dans notre contexte.

6.4.2.2 Tests de racine unitaire

Nous avons, pour les trois indicateurs, testé la présence de racine unitaire. Pour ces séries et dans la suite, nous avons systématiquement pratiqué trois tests différents : test de Dickey et Fuller (1981), test de Phillips et Perron (1988) et test de Elliott, Rothenberg et Stock (1996).

Compte tenu de la pente croissante de l'indicateur Richesse de retraite actualisée, les tests ont été effectués, pour RRA, en considérant ou non une tendance. Tous aboutissent à une conclusion analogue : il n'est pas possible de rejeter l'hypothèse de racine unitaire à partir des données dont nous disposons pour cet indicateur. On peut sans doute discuter la pertinence théorique d'un tel résultat à l'infini au regard de ce que l'on sait des systèmes de pension, mais nous considérerons ici que le meilleur processus décrivant notre échantillon de données est un processus à racine unitaire. Les tests de causalité au sens de Granger étant des tests sur séries stationnaires, nous travaillerons par la suite, pour cet indicateur, sur la différence des logs.

L'*accrual* et la taxe implicite étant déjà en quelque sorte des indicateurs en différence de la Richesse Sécurité Sociale, les tests pratiqués rejettent sans suprise l'hypothèse de racine unitaire pour ces deux indicateurs.

Comme le montre l'article récent de Camarero, Corrion-I-Silvestre et Tamarit (2006), la question de l'existence ou non d'une racine unitaire dans les séries de chômage a fait l'objet de nombreux débats et est toujours d'actualité. L'objectif de cet article n'étant pas de répondre à cette question, nous retiendrons de l'hypothèse I(0) ou I(1) celle qui semble le mieux représenter les processus observables dans nos données.

Tous les tests ont été effectués sous des hypothèses alternatives avec et sans ten-

dance.[17] Hormis pour le taux d'activité des 25-29 ans, les tests ne nous permettent dans aucun cas de rejeter l'hypothèse de racine unitaire.

Dans un premier temps, les tests de causalité au sens de Granger seront donc effectués, sauf pour le taux d'activité des 25-29 ans, sur les différences des logs des séries.

6.4.2.3 Résultats

La spécification testée correspondant à l'équation (6.2) avec un seul retard, est la suivante :

$$x_t = c_1 + \alpha_1 x_{t-1} + \beta_1 y_{t-1} + u_t \tag{6.3}$$

et comme test d'hypothèse :$\beta_1 = 0$

On reporte aux tableaux 6.2 et 6.3 les tests pratiqués sur les taux d'activité et d'emploi des salariés âgés. Les variations de l'indicateur de richesse de retraite actualisée (RRA) et de l'*accrual* jouent sur les variations des taux d'activité et d'emploi des 60-64 ans. Par contre, il ne semble pas exister de causalité inverse. Ces résultats sont cohérents avec l'analyse menée plus haut, à savoir que les politiques d'incitation au retrait des salariés âgés ont conduit à la baisse du taux d'activité. Il est intéressant de noter qu'il ne semble pas que ces taux d'activité aient baissé avant la mise en place de ces politiques.

Les résultats sur le groupe d'âge des 55-59, présentés au tableau 6.3, sont plus contrastés. On observe là clairement la simultanéité des relations. Si les taux d'activité semblent bien déterminés par les modifications des incitations au retrait d'activité, on note un effet semblable du taux de chômage et du taux d'emploi sur ces mêmes indicateurs (colonnes 4 et 5 du tableau 6.3).

Le fait que les indicateurs des 55-59 ans soient plus susceptibles d'endogénéité que ceux des 60-64 ans n'est pas forcément une surprise. On avait remarqué plus haut que les dispositifs propres aux 55-59 ans ont été largement palliatifs à la montée du chômage : les dispenses de recherche d'emploi et les dispositifs ASFNE sont ainsi largement une réponse à la montée du chômage alors que l'abaissement de l'âge de

[17] Il nous semble toutefois, au vu des tests empiriques, que l'option avec tendance est préférable pour les 18-25 et 60-64 ans et l'option sans tendance préférable pour les deux autres classes d'âge.

Tab. 6.2 – Causalité à la Granger : cas des 60-64 ans

Variable	(1) **tx. act.** Coeff. (Écart-type)	(2) **tx. act.** Coeff. (Écart-type)	(3) **tx. empl.** Coeff. (Écart-type)	(4) **RRA** Coeff. (Écart-type)	(5) **Accrual** Coeff. (Écart-type)
Tx activité retardé	-0,123	0,057		0,040	-5,45
	(0,213)	(0,191)		(0,201)	(4,84)
Tx emploi retardé			0,106		
			(0,197)		
RRA retardée	-0,356			0,051	
	(0,212)			(0,201)	
Accrual retardé		-0,016**	-0,016**		0,137
		(0,007)	(0,007)		(0,179)
N	32	32	32	32	32
R^2	0,08	0,08	0,09	0,003	0,05
$F_{(2,29)}$	1,4	2,64	2,59	0,04	0,84
Prob > F	0,26	0,08	0,09	0,96	0,44

Degré de significativité : $*$: 10% $**$: 5% $***$: 1%

Note : RRA est la richesse de retraite actualisée, *Accrual* la variation de cette richesse lors d'un report d'un an du départ. « tx. act. » est le taux d'activité de ce groupe d'âge et « tx. empl. » le taux d'emploi.

la retraite ou les garanties de ressources démission ont été basés sur une politique volontariste.

Le tableau 6.4 correspond à l'étape finale de notre stratégie d'identification : tester nos indicateurs sur les taux de chômage des jeunes, âgés de 25 à 29 ans. Nous ne présentons les résultats que sur cette classe d'âge car elle est vraisemblablement moins touchée par les modifications du système éducatif.

Aucun effet de nos indicateurs d'incitation au départ des salariés âgés n'est significatif sur le taux de chômage des plus jeunes. Les résultats pour les 18-25 ans sont identiques. L'endogénéité du taux de chômage des jeunes sur les indicateurs n'est pas non plus mis en évidence.[18]

Est-ce qu'il est possible d'interpréter ces coefficients comme une preuve de l'inef-

[18]On obtient un effet du taux d'activité sur nos indicateurs, mais il est difficile d'en tirer des conclusions générales.

TAB. 6.3 – Causalité à la Granger : cas des 55-59 ans

Variable	**(1)** **tx. act.** Coeff. (Écart-type)	**(2)** **tx. act.** Coeff. (Écart-type)	**(3)** **tx. empl.** Coeff. (Écart-type)	**(4)** **RRA** Coeff. (Écart-type)	**(5)** **Accrual** Coeff. (Écart-type)
Tx activité retardé	0,226	0,379**		-0,875	
	(0,179)	(0,173)		(0,658)	
Tx emploi retardé			0,406**		-30,58**
			(0,180)		(15,08)
RRA retardée	-0,151**		-0,134**	-0,106	
	(0,057)		(0,065)	(0,210)	
Accrual retardé		-0,0034			0,005
		(0,002)			(0,178)
N	32	32	32	32	32
R^2	0,36	0,27	0,39	0,06	0,14
$F_{(2,29)}$	8,01	5,39	9,57	0,91	2,29
Prob > F	0,002	0,01	0,0006	0,42	0,12

Degré de significativité : $*$: 10% $**$: 5% $***$: 1%

NOTE : RRA est la richesse de retraite actualisée, *Accrual* la variation de cette richesse lors d'un report d'un an du départ. « tx. act. » est le taux d'activité de ce groupe d'âge et « tx. empl. » le taux d'emploi.

ficacité des politiques d'incitation au retrait d'activité ? La réponse est probablement négative. Même si la construction des indicateurs et la relative exogénéité des variations vis-à-vis du taux d'activité des 60-64 ans jouent en faveur de la confiance que l'on peut mettre dans ces estimations, il n'est pas certain que tout le biais d'endogénéité ait été retiré. De plus, du fait de l'estimation en série temporelle, sur une trentaine de points, la précision des coefficient obtenu est extrêmement faible, ne permettant pas de mesurer un effet significatif s'il est suffisamment faible.

6.5 Conclusion

Ce chapitre a consacré des efforts importants à la mise en évidence empirique des effets des politiques d'incitation au retrait d'activité sur le chômage des jeunes salariés. Nous avons construit des indicateurs d'incitation au retrait par génération,

Tab. 6.4 – Causalité à la Granger : cas des 25-29 ans

Variable	(1) **tx. ch.** Coeff. (Écart-type)	(2) **tx. ch.** Coeff. (Écart-type)	(3) **tx. ch.** Coeff. (Écart-type)	(4) **RRA** Coeff. (Écart-type)	(5) **Accrual** Coeff. (Écart-type)
Tx chômage retardé	0,32*	0,25	0,28	0,125	3,04
	(0,18)	(0,19)	(0,18)	(0,076)	(2,07)
RRA retardée	-0,42			0,076	
	(0,43)			(0,184)	
Accrual retardé		0,009			0,02
		(0,016)			(0,186)
Taxe implicite retardée			-0,006		
			(0,14)		
N	32	32	32	32	32
R^2	0,11	0,09	0,08	0,08	0,08
$F_{(2,29)}$	1,8	1,48	1,31	1,38	1,29
Prob > F	0,18	0,24	0,28	0,26	0,28

Degré de significativité : $*$: 10% $**$: 5% $***$: 1%

Note : RRA est la richesse de retraite actualisée, *Accrual* la variation de cette richesse lors d'un report d'un an du départ. « tx. act. » est le taux d'activité de ce groupe d'âge, « tx. empl. » le taux d'emploi et « tx. ch. » le taux de chômage.

par âge, sexe, statut et selon les parcours types de départ en retraite. Deux types d'indicateur ont été utilisés, l'un mesurant l'effet richesse qu'offrent les régimes de retraite et de préretraite (la richesse de retraite actualisée), le second mesurant l'incitation à repousser d'un an son départ (l'*accrual* ou la taxe implicite). Ces deux types d'indicateur ont un fort pouvoir prédictif sur les départs en retraite en France. Ce travail met ainsi clairement en évidence l'impact majeur des politiques d'incitation au retrait sur le taux d'activité effectif des salariés âgés français. Ce résultat n'est pas tout à fait surprenant et de nombreuses études avaient déjà souligné la forte vraisemblance de cette causalité. Néanmoins, comme la baisse du taux d'activité a été très progressive en France, d'aucuns pouvaient avoir des doutes légitimes sur la part dans cette baisse d'une tendance séculaire. Nos travaux semblent indiquer que la baisse des taux d'activité en France ne peut pas être entièrement attribuée à un effet richesse favorable à la consommation de loisir, mais a été déterminée dans son ampleur par les politiques d'incitation au retrait d'activité.

L'objectif principal de cette étude était de chercher à mesurer l'effet de ces politiques sur le chômage des jeunes salariés. Les résultats sont à ce titre mixtes. D'une part, le fait de ne pas arriver à mettre en évidence le moindre effet de ces politiques, même à court terme, semble indiquer qu'elles n'ont pas eu l'effet escompté. D'autre part, notre stratégie empirique ne permet pas d'écarter de façon définitive le problème de l'endogénéité de ces politiques. Si ces dispositifs n'ont pas eu pour conséquence de baisser le chômage, le contrefactuel d'une absence de ces politiques n'est pas établi pour autant.

La possibilité d'estimer précisément les effets à court terme de ces politiques devrait reposer sur des variations explicites des retraits d'activité. On imagine volontiers estimer sur données individuelles les effets d'un programme comme les « contrats de solidarité » (CSPRD) en utilisant des méthodes d'évaluation modernes. Ces données individuelles n'existent malheureusement pas pour ces programmes aujourd'hui disparus.

Quatrième partie

Rendement des retraites et épargne

Le chapitre 4 de cette thèse a discuté du système optimal de retraite sous l'hypothèse d'absence totale de marchés financiers et de comportements d'épargne. C'est une hypothèse très forte et nous considérons dans cette dernière partie comment les réformes des retraites sont susceptibles d'influencer d'une part le rendement des retraites et les comportements d'épargne.

Le chapitre 7 propose une analyse du rendement des systèmes de retraite dans une perspective historique. Nous calculons des séries de taux de rendement et de transferts nets par génération pour les salariés français nés entre 1902 et 1948. Plusieurs points originaux sont mis en avant par cette étude : si le taux de rendement interne baisse fortement au fur et à mesure que les régimes de retraite montent en charge, l'évolution dépend largement des réformes mises en place. La réforme de 1982 permet d'augmenter temporairement le rendement des retraites pour les premières générations qui profitent de la baisse de l'âge de la retraite. En prenant en compte les systèmes de préretraite, l'impression générale est modifiée et la réforme de 1982 n'apparaît plus comme une modification brutale du rendement intergénérationnel. Nous calculons par ailleurs les transferts nets par génération selon différentes mesures du taux d'actualisation : le système par répartition a permis de réaliser de formidables transferts positifs en faveur des générations ruinées par l'inflation. Aucun actif financier n'aurait permis d'offrir des pensions d'un même niveau à ces générations. Par ailleurs ces transferts ne sont pas uniquement le résultat de la montée en charge du régime par répartition mais bien la conséquence de l'avantage de la répartition sur la capitalisation lorsque les rendements réels des marchés financiers sont négatifs. Ces estimations permettent de replacer dans son contexte historique le faible rendement des générations récentes. Celui-ci est la conséquence de la dette implicite du régime de retraite qui ne pourra pas être effacée par un changement du mode de financement. Cette étude invite enfin à considérer le choix du mode de financement de l'augmentation de l'espérance de vie.

Le chapitre 8 estime l'effet de la réforme des retraites de 1993 sur le comportement d'épargne des ménages. Contrairement à des résultats positifs pour d'autres pays (Royaume-Uni et Italie), nous ne mettons en évidence aucun effet d'une modification des droits à la retraite sur le comportement d'épargne des Français sur les données de

l'enquête Budget des familles. Plusieurs explications peuvent être apportées à un tel résultat. La première est qu'il existe de fait une faible substitution en France entre le patrimoine financier et la richesse de retraite. La seconde est que peu de salariés français ont compris au moment de la mise en place de la réforme de 1993 qu'elle allait réduire sensiblement le niveau des pensions : le mécanisme de modification du calcul du salaire de référence n'est pas particulièrement limpide. Il est enfin possible qu'une telle réforme ait été anticipée et n'ait donné lieu à aucune modification des comportements d'épargne.

Chapitre 7

Les réformes et le rendement des retraites : une approche historique

Ce chapitre[1] vise à présenter de nouvelles séries historiques du rendement des retraites en France. La question est d'importance au vu des inquiétudes qui animent parfois le débat public. Devant les choix qu'implique toute réforme des retraites, d'aucuns ont parlé de « conflit de générations »[2] pour désigner la répartition de la richesse nationale entre actifs et retraités. Certains salariés sont convaincus qu'ils ne récupéreront pas les cotisations qu'ils ont versées et d'autres comparent les rendements des marchés financiers au rendement nettement plus faible qu'ils pensent retirer de leurs cotisations retraite. En utilisant une approche historique, nous proposons de présenter plusieurs estimations de la rentabilité des systèmes de retraite du secteur privé. Ces séries effectuent des bilans synthétiques des cotisations versées et des pensions reçues de la part des générations nées entre 1902 et 1948, retraçant ainsi l'histoire des retraites en France depuis les années trente jusqu'à aujourd'hui.

Étudier la rentabilité des retraites revêt en fait un double objectif. Il s'agit à la fois de mesurer l'évolution de la redistribution inter et intragénérationnelle, mais aussi d'alimenter la question du mode de financement des systèmes de retraite, par

[1]Je remercie Didier Blanchet, Muriel Roger et Gabrielle Fack pour leurs conseils et commentaires. Les résultats présentés ici s'appuient en partie sur les simulations des pensions réalisées au chapitre 6.

[2]Le numéro 35 de la revue de la Cnav *Retraite et société* (2002) s'intitule ainsi « Conflit de générations ? », tandis que l'expression « lutte des âges » remplace parfois la lutte des classes dans les blogs ou les éditoriaux.

répartition ou par capitalisation. En effet, le premier but de ce travail est d'évaluer pour chaque génération l'équivalent d'un rendement financier des cotisations retraite. Ce rendement peut servir à des comparaisons entre les générations dans le cadre de l'étude de l'équité intergénérationnelle ou bien être comparé à d'autres actifs financiers comme les obligations ou les actions.

Le vieux débat capitalisation répartition, s'il n'est plus à l'affiche du débat public français (Blanchet et Villeneuve 1997), reste une question stimulante du point de vue académique. On n'entend ici par l'opposition capitalisation/répartition uniquement la question du financement et non pas le mode privé ou public de financement des retraites.[3] En régime stationnaire, un système par répartition offre un rendement égal à la somme des taux de croissance des salaires et de la population active (Samuelson 1958). Lors de sa mise en place il génère « un repas gratuit », c'est-à-dire qu'il permet d'offrir des pensions à des générations qui n'ont pas ou peu cotisé au système. Cette propriété des régimes par répartition est la raison essentielle de leur mise en place après la seconde guerre mondiale. Seule la répartition permettait alors d'offrir des pensions aux générations qui avaient vu leur épargne réduite à néant par l'inflation. Pour ces premières générations, le rendement est plus élevé qu'en régime stationnaire et il décroît au fur et à mesure que les générations touchées ont cotisé plus longtemps. Une fois que le système est monté en charge, le rendement des générations suivantes risque de se trouver inférieur au rendement de marché - le taux de croissance de l'économie est en général supposé inférieur au taux d'intérêt.[4] Estimer quelles générations ont profité de ces forts rendements et lesquelles ont obtenus des rendements proches du taux de croissance de l'économie est ainsi le premier objectif de ce chapitre. Il s'agit aussi de mieux penser les réformes dans le cadre d'une étude de la redistribution intergénérationnelle. Les pensions versées aux premières générations constituent une dette implicite que les générations suivantes doivent fi-

[3]Un système de retraite public et collectif peut être financé par capitalisation si les cotisations alimentent un fonds de réserve, placé sur les marchés financiers. À l'inverse, un régime public financé par répartition peut prendre la forme de comptes individuels, à l'instar du système de comptes notionnels suédois.

[4]Cette hypothèse est faite généralement par les économistes car elle est nécessaire pour obtenir une économie dynamiquement efficiente. Si le taux d'intérêt est inférieur au taux de croissance de l'économie, tous les agents doivent emprunter à l'infini. Il faut pourtant remarquer que pour une grande partie du XX$^{\text{ème}}$ siècle, les taux d'intérêt réel ont été inférieurs au taux de croissance de l'économie.

nancer : comment penser les réformes dans la gestion de cette dette implicite ?

Effectuer des bilans actualisés des flux de cotisations et de pensions permet aussi de procéder à une évaluation de la redistribution intragénérationnelle : le système de retraite français permet-il de réduire les inégalités ou a-t-il des éléments anti-redistributifs ? Surtout, comment cette redistribution a-t-elle évolué au cours du temps ? Répondre à ces questions de façon exhaustive dépasse largement l'ambition de ce chapitre. Il s'agit plutôt de présenter des comparaisons de plusieurs cas types selon le sexe, le statut ou le parcours professionnel en distinguant l'effet de l'hétérogénéité des espérances de vie des effets propres aux règles du régime. En particulier ce travail étend l'analyse aux régimes de préretraites qui ont permis aussi une redistribution par le biais des cessations anticipées d'activité.

On rappelle dans une première partie les travaux similaires déjà réalisés à l'étranger ou en France, ainsi que les différents indicateurs utilisés pour mesurer le rendement des retraites. Par rapport à ces études antérieures, notre travail innove en utilisant des données directes de salaires, de durée de cotisation et en présentant un historique fidèle de la législation depuis les années 1930 non seulement des régimes de retraites mais aussi des régimes de préretraite et de dispense de recherche d'emploi.[5] Il s'agit de présenter des bilans actualisés pour les générations 1902 à 1948, retraçant près de soixante-quinze ans du système de retraite français.[6] L'autre innovation sur données françaises est de calculer sur la période d'autres indicateurs que le taux de rendement interne, privilégié jusqu'alors dans la littérature française. En particulier nous présentons des estimations des transferts net par génération en utilisant différents taux d'actualisation. Si le choix du taux d'actualisation fait débat, la présentation critique de ces estimations est une source stimulante de réflexion sur l'évaluation de la redistribution intergénérationnelle (partie 7.2). Les limites de ce travail restent le caractère d'analyse de cas-type, qui est particulièrement sensible dans l'évaluation de la redistribution intragénérationnelle. Il est ainsi particulièrement difficile d'évaluer avec nos simulations la redistribution pour aléas de carrière réalisé par le système

[5]On utilise ainsi le détail législatif présenté au chapitre 2 ainsi que l'estimation du financement des préretraites du chapitre 5.

[6]Le système de retraite commence véritablement en 1946, même si les premières cotisations validées datent des assurances sociales de 1930.

de retraite. Malgré ces limitations, nous parvenons à mettre en évidence des effets nets des réformes sur la redistribution au sein d'une génération. Nous réalisons ainsi des estimations cohérentes des différents modes de départs en retraite (directement, préretraite ou chômage) et la façon dont les différents dispositifs peuvent jouer dans l'évaluation de la redistribution intragénérationnelle (partie 7.3).

7.1 Les mesures du rendement des retraites

7.1.1 Littérature

Mesurer le rendement des systèmes de retraite nécessite de nombreuses données et de faire un certain nombre d'hypothèses (Legros 1994, Legros 1996). Pour faire des bilans redistributifs des systèmes de retraite, il faut ainsi simuler les carrières des individus, appliquer pour chaque année la législation, procéder à des simulations prospectives pour les individus qui ne sont pas encore décédés et à la limite utiliser un modèle macroéconomique afin de choisir un taux d'actualisation dépendant d'un taux d'intérêt endogène. Dans un cas idéal on disposerait de données sur un panel représentatif de la population décrivant l'historique de leur carrière (salaires, durée de cotisation, période de chômage...), leur statut familial (statut marital, enfants...) avec des informations démographiques sur leur âge au décès, l'âge de leur veuve (veufs) à son décès. Ces informations ne sont malheureusement pas disponibles sous cette forme et une grande partie du travail consiste à simuler une partie de ces données. Leimer (1995) et Geanakoplos, Mitchell et Zeldes (1999) discutent des choix à opérer pour réaliser ces bilans. Deux types d'approche sont en fait possibles : soit simuler des carrières historiques et futures à partir d'informations individuelles dans le cadre d'un modèle de microsimulation, soit utiliser des cas-types aussi précis que possibles pour lesquels il est possible d'utiliser l'information de séries historiques. Le cas idéal correspond simplement à obtenir des séries historiques sur données individuelles. Les deux méthodes ont des désavantages qui peuvent être plus ou moins sévères selon la qualité des données utilisées. La première est dépendante des données sources qui servent à la simulation des carrières. La seconde est elle dépendante de la précision

des cas-types, les trajectoires moyennes masquant souvent une forte hétérogénéité.

Ces bilans redistributifs sont régulièrement cités dans le débat public, en particulier aux États-Unis où ils font partie des publications officielles de l'administration du régime de retraite. Les économistes discutent largement de l'estimation de la dette implicite et de ses implications pour les réformes du système. La mise en évidence de la baisse des taux de rendement du système de retraite public a favorisé la proposition de privatiser le régime de retraite. À l'inverse des économistes comme Peter Diamond (2004) et Peter Orszag (Diamond et Orszag 2005) ont mis en avant ces estimations pour souligner que ces rendements plus faibles sont la contre-partie d'une dette implicite passée qu'il est impossible de répudier. Leimer (1994, 2003, 2004) a procédé, en pionnier, à une évaluation du rendement du système de retraite public américain, à la fois pour sa partie assurance vieillesse (*Old Age Insurance program*) et pour l'assurance invalidité (*Disability Insurance program*). L'auteur utilise les données administratives du régime pour calculer plusieurs mesures du rendement des retraites (le taux de rendement interne, le ratio des pensions accumulées sur les cotisations versées, les transferts nets) par générations et par types d'individus (sexe et origine ethnique). Le taux de rendement interne est très élevé pour les générations les plus anciennes (près de 30 % pour les générations nées avant 1885) et baisse continûment avec la montée en charge du régime (12 % pour les générations 1895-1903 et 8,8 % pour les générations 1904-1910) pour finir à des taux relativement bas pour les jeunes générations (2,5 % pour les générations 1923-1927). En utilisant le taux d'intérêt d'actifs sans risque, cet auteur met en évidence que de larges transferts nets ont été réalisés au profit des générations nées avant 1940. Ces générations ont reçu plus par le biais du régime d'assurance vieillesse que si elles avaient placé leur cotisation au taux d'intérêt sans risque. Les générations nées après 1940, au contraire, vont bénéficier de rendements inférieurs au rendement du marché et donc recevoir des transferts nets négatifs.

La littérature sur données françaises compte de nombreuses études par cas-type dont l'objet est souvent très spécifique et limité à une ou deux générations. Ainsi Colin, Legros et Mahieu (1999) ont comparé les rendements des systèmes de retraite du secteur privé et public. Cette étude se base sur la génération 1946 et s'attaque

surtout à la difficile question de la comparaison avec le régime du secteur public où il n'existe pas à proprement parler de cotisations patronales pouvant être prises en compte dans l'effort contributif. Ils utilisent alors un indicateur de taux de cotisation fictif. Les auteurs présentent des simulations sur la distribution des taux de rendement interne selon le salaire. Ceux-ci sont décroissants en fonction du salaire indiquant par là un système redistributif. Dans le même esprit, les travaux de Assous, Bonnet et Colin (2001) sur la comparaison des taux de rendement interne des cadres et des non-cadres du secteur privé, invitent à considérer la redistribution intragénérationnelle du système français. L'étude se base sur les cas-types du modèle OSCARIE[7] à partir de trois générations (1935, 1948 et 1960). Les auteurs concluent qu'à espérances de vie égales et à carrière identique, le taux de rendement interne des cadres et des non-cadres sont très proches. Ce résultat est intéressant à contraster avec nos propres simulations que l'on présentera à la partie 3 de ce chapitre. Outre que nos simulations concernent l'ensemble des générations de 1902 à 1948, nous utilisons les carrières effectives, différenciées pour les cadres et les non-cadres. On peut ainsi mettre en évidence les réformes des retraites sur la redistribution selon les différents profils de carrière observés. Dans sa thèse, Claire El Moudden (2000) présente aussi une analyse par cas type sur les différents régimes du secteur privé tout en discutant précisément les interactions entre les modifications des barèmes et les résultats des indicateurs de rendement.

Les études du rendement des retraites par des modèles de microsimulation sont plus rares et se basent toutes sur le modèle DESTINIE de l'Insee. Deux méritent d'être ici décrites. La première concerne la redistribution intergénérationnelle (Bonnet et Mahieu 2000) et la seconde la redistribution intragénérationnelle (Walraet et Vincent 2003).

Les travaux de Carole Bonnet et Ronan Mahieu (2000) sont les plus proches de ce que nous proposons de réaliser dans ce chapitre. Ils estiment sur longue période le taux de rendement interne par génération. Les auteurs utilisent le modèle de micro-

[7]Le modèle OSCARIE (Outil de simulation par cas-types appliqués aux retraites) a été mis en place à la Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (Drees) du ministère de la santé. Il s'agit de simulations par cas-type (selon la forme de la carrière et le salaire) des pensions de retraite, selon la législation des systèmes de retraite.

simulation DESTINIE afin de calculer par génération cet indicateur. L'avantage d'un modèle comme DESTINIE est de permettre la prise en compte des avantages familiaux et des pensions de réversion. Selon cette étude le système de retraite français présente ainsi des taux de rendement nettement plus élevés, à générations données, que le système de retraite américain.[8] Ainsi les générations françaises 1920 à 1924 obtiennent un taux de rendement interne entre 8 et 9 % (contre 4,5 % pour les générations américaines 1917-1922). Il faut attendre les générations 1940 pour voir cet indicateur chuter à près de 4 %. Il semble ensuite, d'après ces estimations, se stabiliser à plus de 3 % pour les générations 1950 à 1970. Une des conclusions importantes de ce travail est que même pour les jeunes générations (nées dans les années soixante-dix) le taux de rendement interne semble rester élevé (3,3 %), conséquence selon les auteurs de l'allongement de l'espérance de vie. Le modèle DESTINIE permet en outre de réaliser des simulations différentes selon différents scénarii de réformes : une hausse des cotisations se traduit par une hausse du rendement interne pour les générations qui en profitent ; une hausse de l'âge de la retraite permet de baisser les cotisations mais baisse le rendement pour les premières générations touchées.

Walraet et Vincent (2003) utilisent aussi le modèle de microsimulation DESTINIE pour évaluer la redistribution intragénérationnelle à l'aide de calculs du taux de rendement interne. Ils réalisent ces estimations sur les générations nées de 1948 à 1960. Les auteurs mettent en évidence une forte redistribution du système, en particulier vis-à-vis des femmes à bas salaires et vers les couples ayant élevé des enfants. Le minimum contributif apparaît comme un mécanisme essentiel de cette redistribution vers les bas salaires féminins tandis que les différentiels de mortalité ne semblent pas conduire à des transferts anti-redistributifs, même au sein des hommes.

Les résultats que nous présentons dans ce chapitre reposent d'abord sur de nouvelles estimations du taux de rendement interne des systèmes de retraite du secteur privé et sur le calcul d'autres indicateurs du rendement des retraites très utilisés dans

[8]Le système de retraite américain date du Social Security Act de 1935 mais le régime a tout de suite fonctionné en répartition. En France, les Assurances sociales mises en place en 1930 ont fonctionné en capitalisation jusqu'à la seconde guerre mondiale. Tout dépend de la façon de prendre en compte la période d'avant-guerre. Bonnet et Mahieu (2000) n'ont pris en compte dans leurs estimations que les cotisations réalisée après 1945, tandis que nous avons fait le choix d'inclure les cotisations payées depuis 1930.

la littérature internationale, c'est-à-dire les transferts nets par génération et la rentabilité financière actualisée. Ce travail diffère de celui de Bonnet et Mahieu (2000) sur au moins trois points : les générations concernées sont plus anciennes (il s'agit plus d'un exercice rétrospectif que de projection) permettant de mettre en évidence les effets des réformes de 1971 et 1982 ; les avantages familiaux et les pensions de réversion ne sont pas inclus, ce qui explique une estimation du taux de rendement généralement plus faible ; enfin nous présentons ces estimations en incluant les dispositifs de cessation anticipé d'activité.

La troisième partie propose de comparer certains cas-types au cours du temps pour évaluer la redistribution intragénérationnelle. L'analyse n'est pas aussi fine que dans l'étude de Walraet et Vincent (2003), mais notre étude apporte la dimension historique en estimant l'évolution des différentiels cadre-non-cadres sur les générations de 1902 à 1948. Par ailleurs la prise en compte des dispositifs de préretraite permet de réfléchir à la redistribution selon les trajectoires de carrières et à son évolution au cours du temps.

7.1.2 Définitions des indicateurs

Leimer (1995) et Vernière (1998*a*) présentent et discutent les différents indicateurs utilisés dans la littérature. On se limitera à trois d'entre eux : le taux de rendement interne (TRI), le transfert net par génération et la rentabilité financière actualisée (RFA).

Le taux de rendement interne se définit très simplement comme la valeur du taux d'actualisation qui annule la somme des prestations et des cotisations sur l'ensemble du cycle de vie. Si on note FN_t les flux nets à la date t en Euros 2005, $\pi(t/a)$ la probabilité de survie en t conditionnellement à la survie en a, T l'espérance de vie maximale et ρ le taux de rendement interne, on a la définition suivante :

$$\sum_{t=0}^{T} \frac{\pi(t/t-1)FN_t}{(1+\rho)^t} = 0 \tag{7.1}$$

Cet indicateur s'interprète facilement comme le rendement des cotisations tout au long du cycle de vie. Si ce rendement est supérieur aux rendements que le salarié

aurait pu avoir en plaçant ses cotisations, le système de retraite apporte un gain net à ce salarié. Le problème tient au fait qu'il suppose un rendement constant sur toute la période et ne permet pas vraiment de savoir si les salariés ont bien bénéficié d'une rentabilité supérieure (ou inférieure) aux actifs de marché.[9] L'idée est de pouvoir comparer le rendement du régime avec un cas fictif d'investissement des cotisations dans d'autres actifs financiers. Cet indicateur ne permet pas non plus de distinguer « la quantité investie » dans le régime puisque de faibles cotisations avec de faibles pensions peuvent avoir le même rendement interne que de fortes cotisations associées à de fortes pensions.

C'est pour cette raison que deux autres indicateurs ont été utilisés dans la littérature dans le but de calculer des bilans actualisés des flux de cotisations et de prestations. Le plus cité est le transfert net par génération. Il s'agit de faire la différence entre la somme des cotisations actualisées à un certain taux et la somme des prestations évaluées de la même façon. Si on note $TRANS_i$ cet indicateur pour la génération i, $COT_{t,i}$ les cotisations payées à la date t, $PEN_{t,i}$ les pensions versées à la date t, n la date de départ en retraite et r_t le taux d'intérêt nominal à la date t, on peut écrire :

$$TRANS_i = -\sum_{t=0}^{n-1} \frac{\pi(t-i/t-i-1)COT_t}{\prod_{j=0}^{t}(1+r_j)} + \sum_{t=n}^{T} \frac{\pi(t-i/t-i-1)PENS_t}{\prod_{j=0}^{t}(1+r_j)} \quad (7.2)$$

Pour chaque génération on obtient ainsi une estimation de son solde net à la date du début de carrière. Pour comparer ces transferts nets par génération il faut ensuite les convertir en une unité d'une même année. La littérature ne s'accorde pas sur la bonne façon de convertir ces montants. Utiliser le taux d'inflation pour rendre comparables ces bilans actualisés les rend très dépendants de la date à laquelle ces bilans sont réalisés : plus le bilan est actualisé à une date de début de carrière, plus l'historique de l'inflation va jouer dans la comparaison de ces bilans. D'autres auteurs défendent l'usage du taux de croissance des salaires comme meilleur taux d'escompte entre les générations. Il s'agit en effet de comparer les consommations de plusieurs générations dans le temps. Leimer (1994) utilise le taux d'intérêt nominal, c'est-à-

[9] Ce type d'étude sur la rentabilité des cotisations retraite est dénommé, selon la terminologie anglo-saxonne, *social security money's worth*.

dire qu'il effectue les bilans par génération avec des flux actualisés à la même date. Pour des raisons de cohérence et de comparaison nous allons effectuer ces calculs en actualisant tous les flux à la date de 2006.[10] Nous présenterons différents choix de taux d'actualisation dans ce cadre là.

Un autre indicateur similaire est le ratio de ces pensions actualisées sur la somme des cotisations actualisées, appelé aussi « rentabilité financière actualisée », RFA_i :

$$RFA_i = \frac{\sum_{t=n}^{T} \frac{\pi(t-i/t-i-1)PENS_t}{(1+r_t)^t}}{\sum_{t=0}^{n-1} \frac{\pi(t-i/t-i-1)COT_t}{(1+r_t)^t}} \tag{7.3}$$

Si celle-ci est supérieure à 1, l'individu ou le groupe d'individu est gagnant au système de retraite, et inversement dans un cas inférieur à 1.

Pour ces deux indicateurs, le choix du taux d'actualisation est crucial. Il dépend bien entendu de l'interprétation que l'on veut faire de ce calcul. Leimer (1995) suggère d'utiliser différents taux selon l'objectif de l'étude. Si l'on se place dans une perspective individuelle (ou dans une étude prospective), le taux d'actualisation doit correspondre à un taux de dépréciation du présent, a priori positif et constant au cours du temps. L'avantage de ces estimations à taux constant est de neutraliser l'effet historique de variation des taux d'intérêt pour se concentrer sur l'évolution du système de retraite.[11] À l'inverse, si l'on se place dans une perspective historique, l'utilisation d'une série de taux historiques correspond à l'estimation véritable des transferts *ex post*. Théoriquement le taux d'intérêt de long terme est adapté au système de retraite par répartition car le risque des obligations d'État de long terme peut être comparé au risque d'un système par répartition (qui dépend aussi de la capacité de l'État à prélever les cotisations pour financer le système). Néanmoins pour réaliser des comparaisons avec les rendements du marché financier, il peut être intéressant d'utiliser les rendements d'autres actifs (obligation et action). L'inconvénient de ces comparaisons vient du fait qu'elles ne contrôlent pas pour la différence de risque. Ces différents taux correspondent aux investissements alternatifs que le salarié aurait pu faire et ils sont en fait infinis selon la composition du portefeuille. Dans le cadre des travaux par cas-

[10] La formule du calcul du transfert net de la génération i actualisée en 2006 en présentée à l'annexe E à la page 381.

[11] Nous allons présenter des estimations pour des taux d'actualisation réels de 2 %, 3 % et 4 %.

type, on peut se référer à l'étude de Arbulu et alii (2002) qui simulent les rendements des cotisations de retraite selon diverses hypothèses concernant le portefeuille d'actifs choisis. Les auteurs comparent la rente obtenue alors par le marché financier avec les pensions obtenues grâce aux régimes de retraite. Leurs résultats soulignent qu'un portefeuille uniquement composé d'obligations est inférieur au système de retraite mais que des portefeuilles mixtes (30 % obligations et 70 % actions) sont supérieurs dans tous les scénarios au rendement du système par capitalisation. Le rendement des systèmes de retraites est calculé pour un individu type de salaire moyen et ne prend pas en compte les différences de rendement selon la génération. Pour autant, un véritable « contrefactuel » est particulièrement difficile à estimer : le rendement des marchés financiers, si l'ensemble des cotisations retraite avait été placé sur les marchés financiers, aurait été vraisemblablement différent du rendement réalisé.

Une dernière variante, jamais utilisée dans la littérature à notre connaissance, est d'actualiser ces flux avec le rendement de long terme du système de retraite (c'est-à-dire le taux de croissance de l'économie). Il s'agit là d'évaluer les transferts nets qui sont dus uniquement à la montée en charge du régime ou à l'effet de réformes, et pas forcément à la comparaison avec les rendements des marchés financiers.

Nous allons essayer de montrer que si les résultats sont sensibles à ces choix, les variantes ont toutes un intérêt selon la question qui est posée pour évaluer l'ampleur des transferts intergénérationnels.

7.1.3 Simulations des bilans actualisés

Les simulations des pensions de retraite par génération reprennent ici les travaux réalisés au chapitre 6. Nous avions alors calculé des séries de pensions par génération, selon l'âge de départ en retraite et ce pour différents types d'individus. Pour réaliser un bilan actualisé complet, il reste donc à calculer des séries de cotisations par génération. Pour ce faire, on applique les taux de cotisations[12] des différents régimes aux salaires plafonnés, y-compris les cotisations aux assurances sociales de

[12]Voir en annexe les tableaux A.5 et A.6 (page 341) pour les taux de cotisation du régime général et les tableaux A.15 à A.18 (page 347) pour les taux de cotisation effectifs des régimes complémentaires. L'existence de taux d'appel rend différent les taux effectifs qui servent à calculer l'effort contributif des taux donnant droit à cotisation qui servent au calcul des pensions.

1930 qui ont été validées en 1946 pour les non-cadres et 1948 pour les cadres.[13]

Une question naturelle vient du traitement de l'incidence fiscale. Dans la littérature l'usage est de suggérer qu'il serait possible de ne pas prendre en compte les cotisations patronales dans le bilan actualisé sous prétexte que ces cotisations ne sont pas payées par les salariés. Les auteurs soulignent généralement que l'incidence fiscale ne justifie pas forcément un tel traitement et prônent d'intégrer les cotisations patronales dans les calculs de rendement des retraites. Si nous souscrivons totalement à ce point de vue, il faut pourtant préciser que les cotisations salariées sont aussi sujettes en théorie à l'incidence fiscale que les cotisations patronales. Tout dépend de l'élasticité de l'offre de travail et du lien entre les cotisations et le revenu différé. De fait, ce sont les travaux empiriques sur longue période qui invitent à considérer l'ensemble des cotisations comme étant à la charge des salariés.

Pour les taux d'actualisation, on utilise principalement le taux d'intérêt à long terme des actifs sans risque (obligations du Trésor). Pour la dimension historique de notre travail, il est nécessaire d'obtenir une série de taux d'intérêt depuis le début des années 1920. En effet, la première génération concernée est née en 1902 et a 18 ans (date du début de carrière pour les non cadres) en 1920. On actualise les flux de cotisation et de pension pour chaque génération à l'année de leur 18 ans et puis on convertit ces sommes actualisées en Euros 2005 avec l'indice des prix de l'Insee. On utilise des données de l'OCDE depuis 1960 et une série historique du rendement de la rente perpétuelle[14] établie par l'Insee depuis 1913. Une question connexe vient du traitement de l'imposition des rendements financiers. Une comparaison adéquate devrait ainsi prendre en compte le taux d'intérêt après impôt ainsi que les pensions après impôt. Sachant que la législation a évolué au cours de la période, la différence peut être sensible. Nous n'avons pas pris en compte cette dimension fiscale par soucis de simplicité. Pour le cas particulier d'un taux d'actualisation dépendant du rendement

[13] L'annexe E discute des choix qui ont été faits concernant le calcul des cotisations pour les cadres (non-concernés par les assurances sociales de 1930) et pour l'estimation des cotisations retraite lorsque les risques retraite, maladie et invalidité n'étaient pas encore séparés (avant la réforme de 1967).

[14] La rente perpétuelle correspond exactement au taux d'intérêt permettant d'actualiser les cotisations retraite. Cet outil financier a ainsi été utilisé tout au long du XIX^{ème} siècle pour constituer des rentes servant au versement des pensions. A contrario, les taux des obligations d'État de long terme correspondent à des horizons plus courts (10 à 20 ans) et ne sont pas en soi tout à fait comparables.

des actifs financiers risqués, nous avons utilisé le rendement des actions françaises calculé sur toute la période.[15] Il a été calculé à partir des indices des cours Insee et des séries de dividendes, augmentés de l'avoir fiscal si nécessaire (Bozio 2002).

Nous calculons donc tous les indicateurs cités précédemment pour chaque groupe d'individus et selon l'âge de départ en retraite (de 60 ans à 67 ans). Ensuite afin d'obtenir des indicateurs synthétiques selon les départs effectifs, nous utilisons des pondérations de la distribution réalisée des âges de liquidation, issues des données de l'Échantillon interrégime des retraités (EIR). Cette distribution est calculée par génération et pour chacun des groupes d'individus (par sexe et statut). Pour obtenir des effets moyens sur l'ensemble du secteur privé, on utilise une pondération des différents groupes obtenus à partir de l'enquête emploi. Pour obtenir des effets moyens en considérant les cessation d'activité via le chômage et les préretraites, les pondérations sont obtenues à partir des données Unedic.[16]

Nos simulations sont largement historiques puisque la plupart des générations concernées ont réalisé leur carrière et sont déjà en retraite. Néanmoins pour les générations les plus jeunes (nées entre 1944 et 1948) qui n'ont pas achevé leurs carrières et pour toutes les générations non encore décédées (une large partie de l'échantillon), il nous faut effectuer des hypothèses prospectives. Pour les taux d'intérêt, l'inflation et la revalorisation future des pensions nous prolongeons les chiffres des dernières années connues (inflation à 1,8 %, revalorisation des pensions selon les prix). Les carrières salariales progressent en réel au taux de croissance de la productivité, selon les hypothèses du Conseil d'orientation des retraites, soit 1,8 % annuel.[17] Pour la distribution des départs en retraite la question prospective est plus délicate. La génération 1934 est la dernière génération dont les données sont complètes dans l'EIR 2001 et dont on connaît la distribution du départ en retraite. Supposer que cette distribution reste constante pour les générations suivantes reviendrait à supposer que l'augmentation de la durée de cotisation n'a aucun effet sur l'âge de départ en retraite. Nous avons donc utilisé les résultats du chapitre 3 sur l'élasticité de l'âge

[15] Voir le tableau E.4 pour l'ensemble des taux d'actualisation utilisés.

[16] Voir à l'annexe E le détail de la construction de ces pondérations.

[17] Le troisième rapport du Conseil d'orientation des retraites (2006) discute les hypothèses de productivité à l'horizon 2020-2050 (pp. 71-72).

de la retraite à la durée de cotisation pour simuler l'évolution de la distribution des âges de départ. Néanmoins, au vu de la faible information dont nous disposons sur la distribution des durées de cotisation à 60 ans des générations 1938 à 1948, nous nous sommes reposés sur les estimations de Bardaji, Sedillot et Walraet (2004), issues du modèle DESTINIE.[18]

Concernant l'équilibre du régime nous n'avons pas modifié la législation du système dans le futur autrement que par les réformes déjà mises en place (réformes 1993 et 2003). Cela signifie que les déficits prévus seront entièrement financés par des mesures qui n'entrent pas dans les bilans actualisés des générations de cette étude, mais dans ceux des générations plus jeunes (nées après 1948). C'est une hypothèse qui apparaît crédible du fait qu'aucune réforme supplémentaire n'est prévue avant 2008, date à laquelle la génération 1948 (la plus jeune de notre étude) commencera à partir en retraite.

7.2 Réformes et redistribution intergénérationnelle

Avant de présenter les résultats de nos simulations aux parties 7.2.2 et 7.2.3, nous présentons un modèle simplifié à visée pédagogique décrivant la mise en place d'un système de retraite fonctionnant en capitalisation.

7.2.1 Un modèle par répartition stylisé

L'idée est de calculer les indicateurs de rendement à partir d'un exemple simple afin de rendre ceux-ci plus transparent. Au tableau 7.1 on modélise très schématiquement un système par répartition avec cinq périodes de vie. Au début des temps (périodes 1 à 4) le système de retraite n'existe pas, donc les premières générations ne cotisent pas. À la date 5 on introduit un système fonctionnant par répartition, c'est-à-dire que l'on prélève des cotisations sur les actifs pour financer les pensions des inactifs. Avec un salaire brut de 100, un taux de cotisation de 15 %, on obtient une pension de 60 soit un taux de remplacement de 71 %. On calcule en parallèle les bilans

[18]La distribution des âges à la liquidation que nous simulons dépendent donc de la distribution des durées de cotisation simulées par DESTINIE, de l'augmentation des trimestres de cotisation requis par les réformes et de notre estimation de l'élasticité de l'âge de la retraite à la durée de cotisation.

actualisés de chaque génération, avec un taux d'actualisation nul puis un taux de 2 %. Enfin on calcule les taux de rendement interne par génération (colonne TRI). Les premières générations bénéficient de transferts nets positifs dus à la montée en charge du régime. Parallèlement on observe la décroissance des taux de rendements internes. À la date 14 on décide d'abaisser l'âge de la retraite tout en maintenant constant le taux de remplacement. Pour ce faire le gouvernement décide d'augmenter les cotisations. Les premières générations qui bénéficient de l'abaissement de l'âge de la retraite voient leur taux de rendement interne augmenter et bénéficient de transferts nets positifs. Cette modélisation succincte décrit schématiquement l'évolution du système de retraite français depuis 1945 avec la réforme de 1982.[19] La lecture du taux de rendement interne et les bilans générationnels actualisés au taux d'inflation (nul dans l'exemple) donnent l'impression que le système permet un repas gratuit pour certaines générations sans coût pour les générations suivantes. On retrouve ici l'intuition de Samuelson (1958). Dans un monde sans marchés financiers (l'île de Robinson), le système de retraite par répartition est Pareto optimal. Par contre, dans un monde où les marchés financiers existent et permettent de réaliser un taux d'intérêt réel sans risque alors il faut procéder à des bilans actualisés à ce taux d'intérêt.

Cette caractéristique du système par répartition fait aujourd'hui partie des manuels d'économie de base. On peut néanmoins la rappeler en suivant Feldstein et Liebman (2002). On note τ le taux de remplacement et w_t le salaire de la génération t de taille L_t. Les salaires croissent au taux g de la productivité, la population croît au taux n. On note γ le taux de croissance de l'économie, soit :

$$1 + \gamma = (1 + g)(1 + n) = \frac{w_{t+1} L_{t+1}}{w_t L_t}$$

Lorsque le système par répartition est mis en place, la première génération reçoit un repas gratuit d'un montant de $\tau w_0 L_0$. Chaque génération suivante contribue au système pour $\tau w_t L_t$ et reçoit à la retraite $\tau w_{t+1} L_{t+1}$. Le taux de rendement interne

[19] La principale différence vient du fait que dans notre exemple le taux de rendement de long terme du système par répartition est nul. On a fait cette hypothèse dans un but de clarté afin de simplifier l'exemple chiffré. Le fait que la pension baisse en nominal avec l'abaissement de l'âge de la retraite vient du fait qu'il n'y a pas de croissance des salaires et que toute augmentation de l'inactivité se traduit par une baisse de la consommation. Par ailleurs avec cinq périodes de vie, l'abaissement de l'âge de la retraite est très massif, puisqu'il représente une baisse de près de 15 ans.

Tab. 7.1 – Modélisation stylisée d'un système par répartition

	Age 1	Age 2	Age 3	Age 4	Age 5
date 1	0	0	0	0	0
date 2	0	0	0	0	0
date 3	0	0	0	0	0
date 4	0	0	0	0	0
date 5	-15	-15	-15	-15	60
date 6	-15	-15	-15	-15	60
date 7	-15	-15	-15	-15	60
date 8	-15	-15	-15	-15	60
date 9	-15	-15	-15	-15	60
date 10	-15	-15	-15	-15	60
date 11	-15	-15	-15	-15	60
date 12	-15	-15	-15	-15	60
date 13	-15	-15	-15	-15	60
date 14	-36	-36	-36	48	60
date 15	-32	-32	-32	48	48
date 16	-32	-32	-32	48	48
date 17	-32	-32	-32	48	48
date 18	-32	-32	-32	48	48
date 19	-32	-32	-32	48	48
date 20	-32	-32	-32	48	48
date 21	-32	-32	-32	48	48
date 22	-32	-32	-32	48	48
date 23	-32	-32	-32	48	48
date 24	-32	-32	-32	48	48

salaire 100
tx rempl. 71%

	bilan	**bilan act. à 2 %**	**TRI**
Gén. 1	60	60,0	
Gén. 2	45	44,7	300%
Gén. 3	30	29,1	56%
Gén. 4	15	13,2	15%
Gén. 5	0	-3,1	0%
Gén. 6	0	-3,1	0%
Gén. 7	0	-3,1	0%
Gén. 8	0	-3,1	0%
Gén. 9	0	-3,1	0%
Gén. 10	0	-3,1	0%
Gén. 11	51	49,2	34%
Gén. 12	30	27,4	18%
Gén. 13	13	9,2	7%
Gén. 14	-4	-9,3	-2%
Gén. 15	0	-4,9	0%
Gén. 16	0	-4,9	0%
Gén. 17	0	-4,9	0%
Gén. 18	0	-4,9	0%
Gén. 19	0	-4,9	0%
Gén. 20	0	-4,9	0%

Lecture : Le système par répartition est mis en place à la date 5, chaque génération passe par 5 périodes de vie. À la première période du système, les individus cotisent 15 % de leur salaire brut (d'un montant de 100) et obtiennent pour leur dernière période de vie un taux de remplacement de 71 %. À la date 14, on décide d'abaisser l'âge de la retraite et de financer cet abaissement par une augmentation des cotisations qui atteignent 32 % du salaire, le taux de remplacement est maintenu identique. Il faut un taux de cotisation de 36 % à la date 14 pour garantir à la génération 10 la pension initialement prévue.
Dans les colonnes de droite, on calcule un bilan actualisé du système de retraite par génération, d'abord en prenant un taux d'actualisation nul puis avec un taux d'intérêt réel de 2%. La dernière colonne donne la valeur du taux de rendement interne (TRI).
Le fait que la génération 14 reçoivent des transferts négatifs est un artefact du au fait que cette économie stylisée est à l'état stationnaire (aucune croissance). Dans ce cas, toute baisse de l'âge de la retraite se traduit par une baisse de la consommation et donc du montant des pensions si on veut maintenir le même taux de remplacement.

du système en régime permanent est bien γ, taux de croissance de l'économie. Une génération qui cotise à la période t et reçoit une pension à la période $t+1$ reçoit donc un transfert net en valeur actualisée d'un montant de :[20]

$$TRANS = -\frac{\tau w_t L_t}{(1+r)^t} + \frac{\tau w_{t+1} L_{t+1}}{(1+r)^{t+1}} \tag{7.4}$$

Ce transfert net peut se réécrire facilement en utilisant les taux de croissance des différentes variables :

$$TRANS = \frac{\tau}{(1+r)^{t+1}}\Big[w_{t+1}L_{t+1} - w_t L_t(1+r)\Big] = \frac{\tau w_t L_t}{1+r}\Big[\gamma - r\Big] \tag{7.5}$$

Si le taux d'actualisation r est supérieur au taux de rendement du système de retraite γ (le taux de croissance de l'économie), alors la génération en question reçoit un transfert net négatif, et réciproquement. Cette modélisation très simple met en avant le caractère crucial du choix du taux d'actualisation qui sert de comparaison implicite avec le rendement du régime de retraite. Il est ensuite facile de calculer la somme à l'infini des transferts nets par génération S :

$$S = \sum_{t=0}^{\infty} \frac{\tau w_t L_t}{(1+r)^{t+1}}\big[\gamma - r\big] - \tau w_0 L_0$$

$$S = \frac{\gamma - r}{1+r}(\tau w_0 L_0) \sum_{t=0}^{\infty} \Big(\frac{1+\gamma}{1+r}\Big)^t - \tau w_0 L_0 \tag{7.6}$$

La encore, tout dépend de la différence $\gamma - r$, entre le taux de croissance de l'économie et le taux d'intérêt. Dans le cas où le taux de croissance est supérieur au taux d'intérêt, le système par répartition est toujours Pareto améliorant : il génère des transferts positifs infinis. Par contre, si cette différence est négative, alors la somme à l'infini des transferts négatifs correspond exactement aux transferts positifs reçus par les premières générations lors de la mise en place du système par répartition.[21]

[20] On applique la définition de l'équation (7.2) présentée à la page 271, mais en actualisant tous les flux à la date de début du système.

[21] Cette démonstration de l'absence de perte sociale du système par répartition repose sur plusieurs hypothèses implicites : les distortions d'offre de travail ne sont pas considérées, le taux d'intérêt est le bon facteur d'actualisation de la consommation entre les générations et les effets sur l'épargne sont écartés (Feldstein et Liebman 2002).

Toute expansion du système par répartition correspond ainsi à une augmentation de cette dette implicite que les générations suivantes paient par un rendement inférieur. Pour le dire autrement, le repas gratuit initial est en fait une dette implicite que contractent les anciennes générations vis-à-vis des plus jeunes. L'État aurait pu financer les transferts positifs aux anciennes générations en émettant de la dette tandis que les jeunes générations auraient capitalisé leurs cotisations retraite. Le fait que le rendement du système par répartition est inférieur au rendement de marché pour les jeunes générations correspond simplement à la nécessité de payer les intérêts de cette dette implicite.

La critique du système par répartition s'appuie généralement sur le constat que le rendement d'un système capitalisé est plus élevé. Dans les manuels d'économie standards, les économistes prennent pour donné le fait que le taux d'intérêt est supérieur au taux de croissance de l'économie ($\gamma - r < 0$). C'est en effet une condition pour que l'économie soit dynamiquement efficiente. Pourtant les faits empiriques ne confirment pas forcément cette hypothèse. En France, comme aux États-Unis, les taux d'intérêts sans risque réels ont été parfois inférieurs au taux de croissance de l'économie.[22]

Cette modélisation stylisée donne des indications sur le fonctionnement du système par répartition, mais qu'en est-il pour le cas français exactement ?

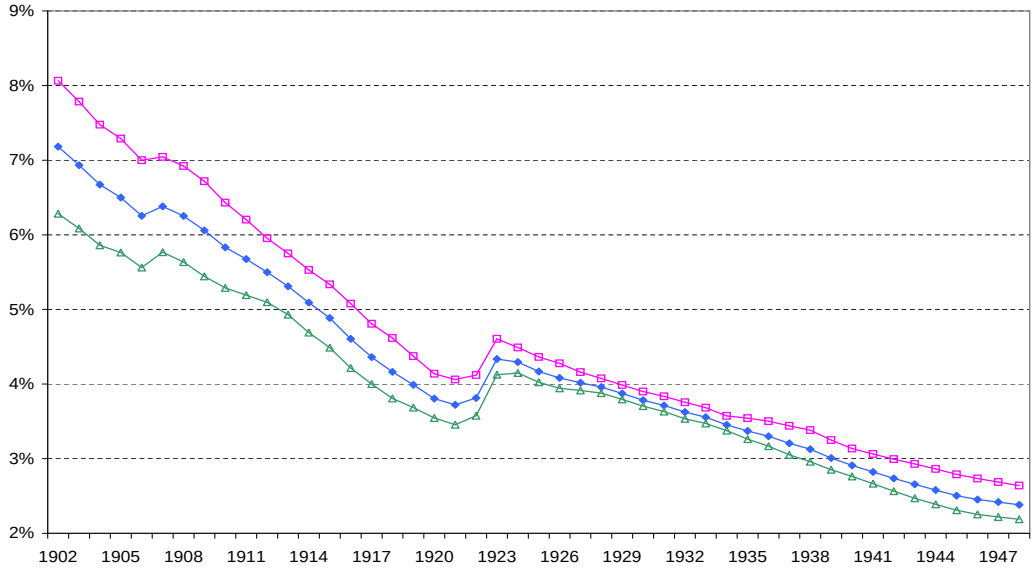
7.2.2 Qui a bénéficié d'un « repas gratuit » ?

L'expression « repas gratuit » issue de l'anglais *free lunch*, n'a à nos yeux aucune valeur péjorative et désigne seulement les transferts positifs qui ont lieu lors de la mise en place d'un régime par répartition. Il s'agit d'évaluer la façon dont ont bénéficié différentes générations de l'instauration de régimes de retraite fonctionnant par répartition. On présente au graphique 7.1 le premier indicateur de rendement des retraite, le taux de rendement interne (TRI) et son évolution par génération. Il est calculé pour les hommes et les femmes séparément ainsi que pour l'ensemble du secteur privé. Il s'agit d'un taux réel, estimé à partir des flux annuels convertis en Euros 2006. La valeur pour la population entière correspond en fait à la moyenne de nos quatre cas-types (femmes cadres, femmes non-cadres, hommes cadres et hommes

[22] Voir la figure E.1 à l'annexe E pour les données françaises.

non-cadres) pondérés selon leur représentation dans la population du secteur privé à chaque génération.

FIG. 7.1 – Taux de rendement interne réel des régimes de retraite français (secteur privé)



LÉGENDE : △ Hommes ♦ Ensemble □ Femmes

Le premier fait marquant issu de ces calculs est la forte décroissance du taux de rendement interne avec la montée en charge du système de retraite. On va vu précédemment que c'est une propriété classique d'un système par répartition, les premières générations recevant des pensions complètes même si elles n'ont pas cotisé tout au long de leur carrière. Ce résultat n'est pas nouveau et avait déjà été mis en évidence pour la France par des études précédentes.[23] Le rendement calculé ici est une borne inférieure du rendement effectif puisqu'il ne prend pas en compte les pensions de réversion, les avantages familiaux et qu'il se base sur des carrières complètes. Ainsi si on compare nos résultats avec ceux de Carole Bonnet et Ronan Mahieu (2000), on constate qu'ils sont systématiquement inférieurs. Par ailleurs, l'écart grandit entre les deux estimations pour les générations les plus anciennes. Pour la génération 1924, nous obtenons ainsi un taux de rendement interne entre 4,5 et 5,5 % contre 7,5 et 8,5 % pour ces auteurs ; pour la génération 1944 respectivement 2,7 et 3,5 % contre 3

[23]Gérard Malabouche (1987) met déjà en évidence le « mûrissement des régimes de retraite » avec la baisse des rendements. L'auteur calcule ce rendement des régimes évaluant les masses globales des cotisations et des pensions sur un régime fictif représentant tous les salariés français. Avec le taux de rendement interne Bonnet et Mahieu (2000) confirment le phénomène.

et 5 %. Nous avons en effet fait le choix de prendre en compte les cotisations versées depuis 1930 dans le cadre des Assurances sociales, tandis que Bonnet et Mahieu (2000) prennent en compte les cotisations uniquement à partir de 1945.

Ces rendements réels sont relativement élevés, même pour les générations les plus jeunes de notre étude, nées dans l'immédiat après-guerre. Cela provient du fait que l'augmentation de l'espérance de vie de ces générations n'est pas financée dans nos simulations (ou implicitement que les déficits des régimes, après réformes 1993 et 2003, seront financés entièrement par des augmentations de cotisation de générations plus jeunes non prises en compte par cette étude).[24]

Le deuxième fait stylisé qui apparaît à la lecture de ce graphique est l'effet fort que les réformes peuvent avoir sur les rendements par génération. On voit ainsi nettement apparaître la réforme de 1982 qui a consisté en une nouvelle expansion du système.[25] Elle a permis d'offrir un fort rendement aux premières générations qui ont pu partir en retraite à 60 ans et qui n'ont pas eu à contribuer davantage pour financer la durée de retraite supplémentaire. À l'inverse, les générations qui sont parties en retraite juste avant la réforme, celles nées entre 1919 et 1922, ont bénéficié d'un taux de rendement interne plus faible que les générations qui les ont immédiatement suivies. Pour des niveaux de cotisation similaires, les générations 1919 à 1922 sont parties plus tardivement en retraite. On note aussi l'effet de la réforme de 1971 qui a, dans une moindre mesure, ralenti la baisse naturelle du taux de rendement des retraites. La légère bosse autour des générations 1906-1907 correspond à la hausse des prestations de retraite pour les premières générations bénéficiant de cette réforme. Ce graphique met ainsi bien en évidence le rôle des réformes des retraites dans la modification des rendements intergénérationnels, illustrant sur données françaises l'exemple théorique présenté précédemment : la montée en charge des régimes par répartition conduit

[24] C'est exactement le même phénomène qui apparaît dans l'étude de Bonnet et Mahieu (2000) qui mettent en avant des rendements stables à 3 % pour les générations nées de 1945 à 1955. Une hypothèse sur l'équilibre du système par répartition est par défaut l'hypothèse d'augmentation des cotisations. Dès lors que commence l'étude prospective, les hypothèses sont sujettes à discussion.

[25] Bonnet et Mahieu (2000) ne mettent pas en évidence l'effet de la réforme de 1982 avec leurs simulations à partir de DESTINIE. Il est possible que la réforme n'aie pas été intégrée dans la simulation puisqu'elle ne touche que les premières générations de leur échantillon. Par contre l'effet mesuré ici correspond bien à la simulations des auteurs d'une réforme modifiant l'âge de la retraite : une baisse de l'âge de la retraite augmente le taux de rendement interne pour les premières générations qui reprend sa baisse naturelle par la suite.

à une baisse du taux de rendement vers le rendement de long terme, mais toute expansion du système peut donner lieu à des rendements plus élevés aux générations qui en profitent les premières.

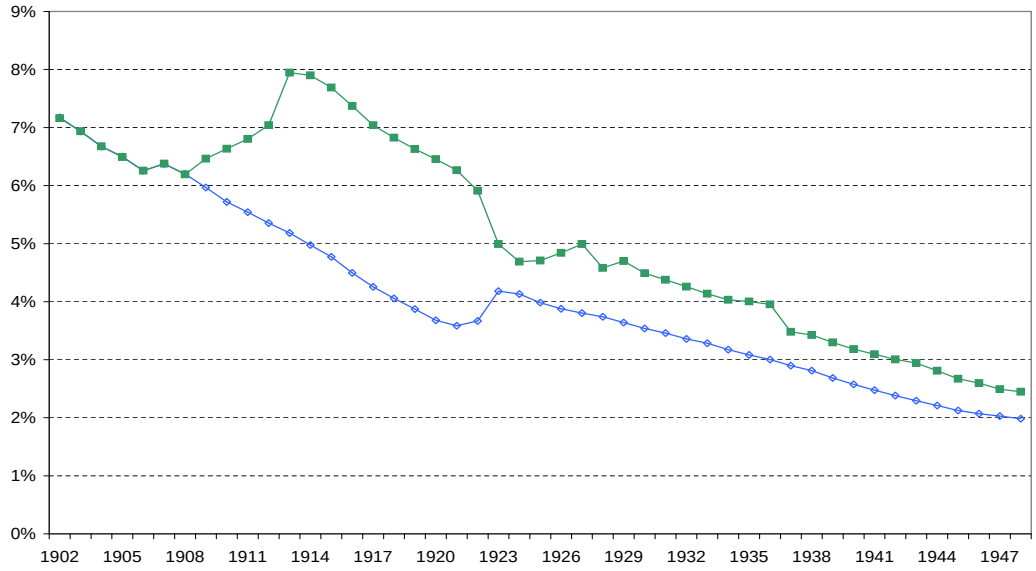
Cependant le graphique 7.1 est une lecture partielle de la redistribution intergénérationnelle opérée par le système de retraite au sens large, en ce sens que les taux de rendement internes présentés se limitent aux régimes d'assurance vieillesse du secteur privé, excluant par là les dispositifs de cessation anticipée d'activité, dont on a souligné l'importance dans les chapitres précédents. En particulier la réforme de 1982 ne peut se comprendre sans une référence au développement des préretraites : il ne s'agissait pas d'une modification soudaine et radicale, mais la généralisation des dispositifs de cessation anticipé d'activité. À ce titre il est donc utile de comparer les taux de rendement interne des régimes de retraite avec une analyse incluant les dispositifs de préretraite.

Pour estimer des taux de rendement internes sur les régimes de préretraite, il faut d'abord calculer les allocations par âge et par génération de ces dispositifs (travail présenté au chapitre 6) et introduire le financement par cotisation de ces dispositifs (estimé au chapitre 5).[26] Nous allons donc simuler les bilans actualisés pour trois types de cessation d'activité : par le passage directement de l'emploi à la retraite, par le passage au chômage et par le passage par un dispositif de préretraite. On compare au graphique 7.2 les taux de rendement interne selon deux modes de cessation d'activité, l'un classique directement par l'assurance vieillesse et l'autre via les dispositifs de préretraite. On reconnaît les bénéfices importants qu'ont constitué les garanties de ressources pour leur bénéficiaires, les générations nées entre 1909 et 1922. La réforme de 1982 apparaît alors plus comme une convergence des rendements des deux modes de cessation d'activité que comme une modification brutale instantanée.

Le graphique 7.3 compare l'évolution du taux de rendement interne pour l'ensemble de la population selon que les pondérations prennent en compte ou non les dispositifs de cessation anticipée d'activité (préretraite et dispense de recherche d'em-

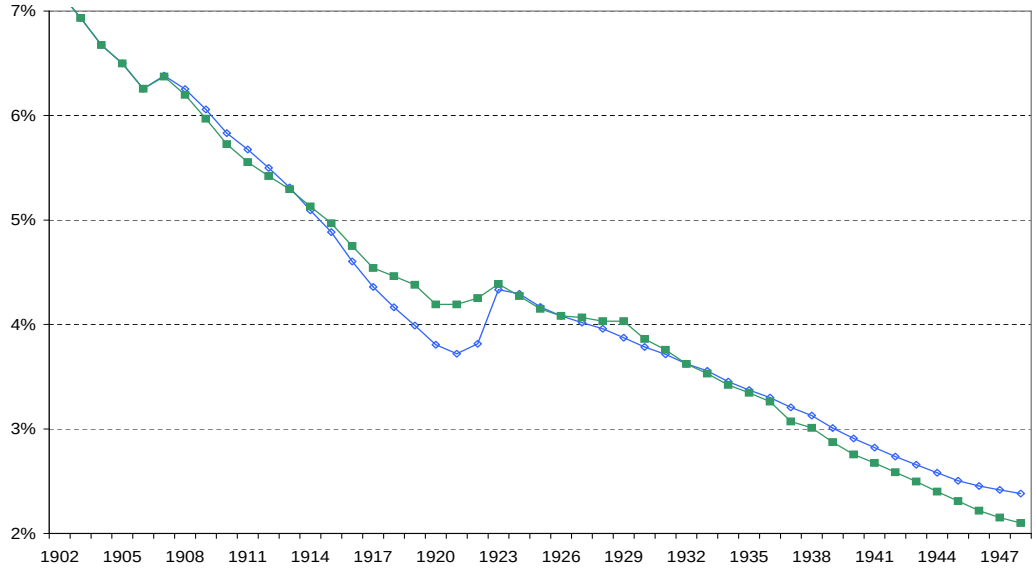
[26]Une difficulté vient du fait que ces dispositifs n'ont pas été entièrement financés par les cotisations de l'Unedic et les contributions de l'État ont été variables au cours de la période. Comme notre analyse ne prend pas en compte le système fiscal, l'évaluation des rendements intergénérationnels n'est pas vraiment complète.

Fig. 7.2 – Taux de rendement interne comparé d'une trajectoire par les préretraites ou directement en retraite



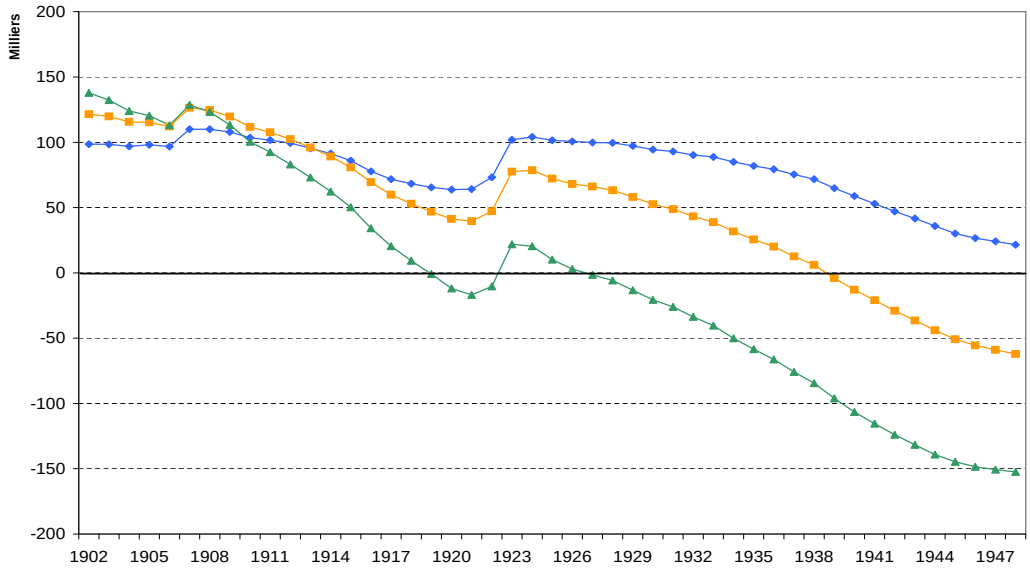
Légende : ■ Passage par les préretraites ◊ Passage directement en retraite

Fig. 7.3 – Taux de rendement interne moyen selon la prise en compte ou non des dispositifs de cessation anticipée d'activité



Légende : ■ En prenant en compte les dispositifs de cessation anticipée d'activité ◊ En prenant en compte uniquement le système de retraite (voir graphique 7.2)

FIG. 7.4 – Transferts net moyen par génération selon différents taux d'actualisation

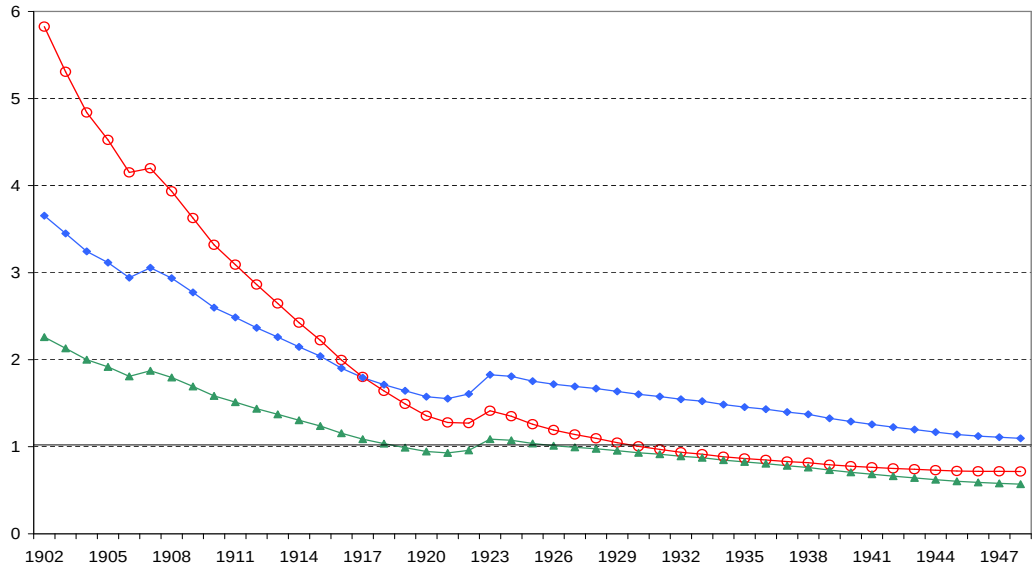


LÉGENDE : ♦ Taux d'actualisation réel de 2 % ■ Taux d'actualisation réel de 3 % ▲ Taux d'actualisation réel de 4 % NOTE : Les transferts sont actualisés à l'année 2005.

ploi). La courbe du bas est identique à celle de la figure 7.2, « passage directement en retraite », tandis que celle du haut donne le taux de rendement interne pondéré selon le type de parcours de fin de carrière (via le chômage, la préretraite ou directement). L'effet de la réforme de 1982 s'estompe légèrement et est lissée sur les générations. Le taux de rendement en prenant en compte les préretraites est inférieur pour les générations nées en 1936. Ces générations ont relativement peu bénéficié de préretraites mais ont contribué au financement des dispositifs visant leurs aînés. Le système par répartition permet de redistribuer vers les générations les plus touchées par la crise économique servant ainsi de fonction d'assurance (Blanchet, Brousse et Okba 1996).

Le deuxième indicateur de rentabilité des retraites que nous examinons est le transfert net actualisé. Nous avons rappelé plus haut qu'il était fortement dépendant du taux d'actualisation choisi. C'est pourquoi le graphique 7.4 présente ces transferts nets selon plusieurs taux d'actualisation, exprimés en réel (de 2 à 4 %). Ces taux sont constants au cours du temps et donc identiques pour chaque génération. Le transfert net est exprimé en valeur actualisée de 2006 afin de faciliter les comparaisons. Plus le taux d'actualisation est élevé, plus les cotisations passées auront plus de poids

Fig. 7.5 – Rentabilité financière actualisée selon différents taux d'actualisation



Légende : ⊖ Actualisation au taux d'intérêt historique ♦ Taux d'actualisation réel de 2 % ▲ Taux d'actualisation réel de 4 %

aujourd'hui dans l'évaluation du transfert net. Ainsi avec des taux de 3 à 4 %, les générations les plus jeunes reçoivent des transferts nets négatifs, c'est-à-dire que si ces générations avaient pu placer leur cotisation à un taux d'intérêt sans risque de 3 %, elles auraient bénéficié d'un meilleur rendement que par le biais du système par répartition.[27] Les premières générations, par contre, reçoivent toujours d'importants transferts positifs qui correspondent au fait qu'elles ont profité de la mise en place du système par répartition et de sa montée en charge progressive. Les premières générations du siècle ont ainsi bénéficié de transferts positifs de 100 000 à 130 000 Euros en valeur actualisée de 2006. La réforme de 1982 correspond à une nouvelle expansion du système par répartition qui génère un nouveau « repas gratuit ». Ce graphique se lit en parallèle du graphique 7.1 : lorsqu'une génération bénéficie d'un taux de rendement interne supérieur au taux d'actualisation, elle bénéficie de transferts positifs, et réciproquement. Plus le taux d'actualisation est élevé, plus de plus

[27]Le fait que ces générations auraient obtenu un meilleur rendement par capitalisation ne signifie pas que le passage de la répartition à la capitalisation aurait constitué une amélioration de la situation de ces générations, puisque la dette implicite des droits acquis des générations précédentes resterait à financer. Par ailleurs, au vu du débat capitalisation-répartition, qui prend souvent des tournures idéologiques, on comprend mieux pourquoi les économistes, soucieux d'objectivité, sont parfois réticents à présenter de tels indicateurs de rendement qui dépendent fortement du taux d'actualisation choisi. Pour une discussion sur « retraite et actualisation », on peut se reporter à Vernière (1998*b*).

faibles rendements du système engendrent des transferts négatifs.

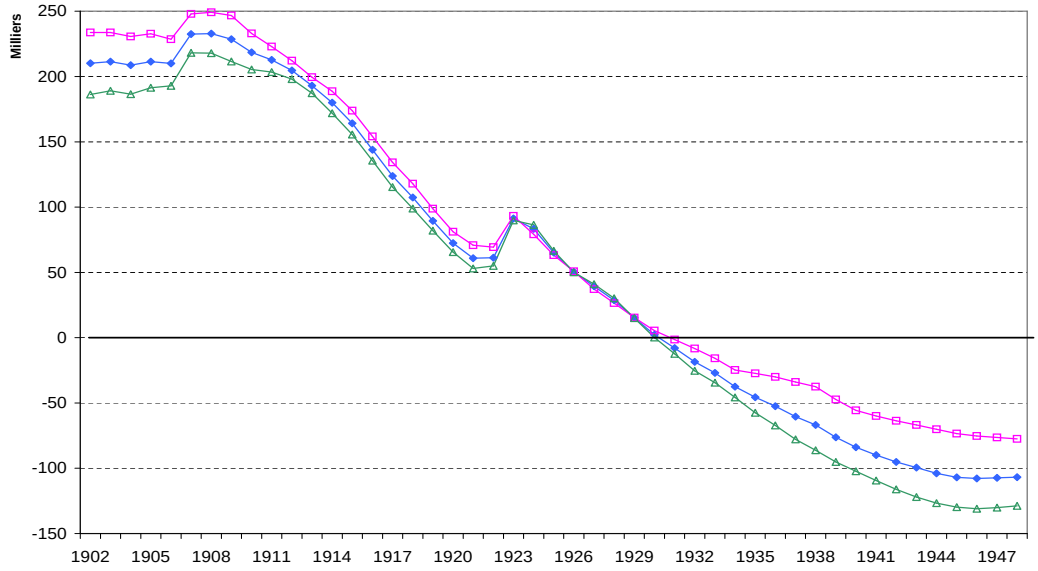
Le calcul du troisième indicateur, la rentabilité financière actualisée, nous permet de discuter du choix relatif du taux d'actualisation. Si la valeur de cet indicateur est supérieure à 1, cela signifie que la somme des pensions est supérieure à la somme des cotisations versées. Au graphique 7.5 nous avons reproduit cet indicateur selon plusieurs taux d'actualisation, soit des taux constants au cours de la période de 2 et de 4 %, soit le taux d'intérêt sans risque historique. En effet une façon de justifier d'un choix de taux d'actualisation est de choisir un taux constant proche du taux de rendement des actifs sans risque de long terme. Les taux de 2 % et 4 % sont souvent considérés comme des bornes de ce taux sans risque. Si c'est bien le cas pour la fin de la période, on s'aperçoit au graphique 7.5 que ce n'est pas le cas pour les premières générations : l'indicateur actualisé au taux d'intérêt historique sort de l'intervalle de ces deux taux. De fait, le choix d'un taux d'actualisation correspond à l'anticipation que l'on peut faire aujourd'hui des taux futurs. Dans le cadre d'études sur la comparaison à l'avenir des deux systèmes de financement, cette hypothèse a un certain sens. Très différente est la perspective d'une étude *ex post* sur la comparaison des systèmes de retraite. Choisir un taux d'intérêt historique conduit en effet à intégrer l'histoire des rendements financiers français dans nos simulations, ce que nous nous proposons de discuter à la partie 7.2.3.

7.2.3 Capitalisation et répartition en perspective historique

Choisir un taux d'actualisation historique permet de discuter *ex post* des mérites relatifs du financement par répartition ou par capitalisation (en anglais *pay as you go* versus *funded system*). Il ne s'agit plus de comparer simplement la mise en place du système par répartition à un taux d'actualisation constant mais de comparer le rendement du système de retraite à l'historique des rendements du taux d'intérêt auquel chaque génération a du faire face.

On présente ensuite à la figure 7.6 les estimations des transferts nets moyens actualisés en 2006 avec le taux d'intérêt. On a utilisé pour ces calculs le taux d'intérêt

Fig. 7.6 – Transferts net moyen selon la génération, actualisés au taux d'intérêt sans risque



Légende : △ Hommes ♦ Ensemble □ Femmes

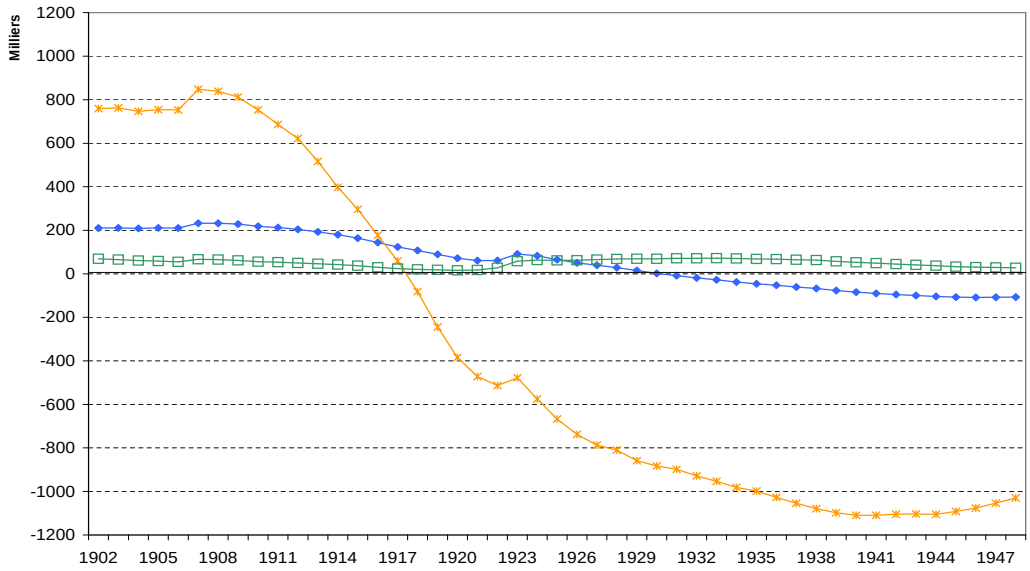
de long terme des bons du Trésor, qui peut servir de taux d'intérêt sans risque. Le bon taux d'actualisation doit présenter le même risque que la dette implicite des retraites. Les bons du Trésor ne sont pas sans risque (des dévaluations ont eu lieu), mais il est raisonnable de comparer le risque de défaut du gouvernement français à son système de retraite. La capacité à prélever des cotisations ou des impôts est très proche - bien que dans un système contributif, les cotisations devraient être perçues comme en partie du salaire différé. La seule différence consiste en l'appréciation de la facilité d'un gouvernement à répudier sa dette financière ou la dette implicite des systèmes de retraite. On pourrait ainsi argumenter sur la probabilité respective de dévaluer une monnaie contre amputer les pensions des retraites, mais cela reste des arguments hautement spéculatifs.

Les graphiques 7.4 et 7.6 sont très différents dans leur niveau : les premières générations reçoivent dans le second l'équivalent de près de 200 000 Euros 2006, soit le double que dans une estimation avec un taux d'actualisation constant de 2 à 4 %. La raison tient au fait que le taux d'intérêt réel en France a été loin d'être constant[28] et de nombreux épisodes d'inflation se sont traduits par des taux réels négatifs. Les

[28] Voir Annexe D, tableau E.4.

premières générations ont cotisé pendant des périodes où les taux d'intérêt réels sont restés longtemps négatifs, augmentant ainsi la valeur du transfert qu'a pu réaliser le système de retraite. À l'inverse les générations plus jeunes ont cotisé pendant la période de fort taux d'intérêt réel qui débute au début des années 1980 avec des taux réels entre 3 % et 7 %. L'hypothèse que nous avons fait d'un maintien du taux réel à 2,2 % pour les années de 2006 à 2036 explique aussi pourquoi les dernières générations voient leur transfert net se stabiliser.[29]

FIG. 7.7 – Transferts net moyen selon la génération selon différents taux d'actualisation historiques



LÉGENDE : □ Actualisation au taux de croissance de l'économie ♦ Actualisation au taux d'intérêt ✳ Actualisation au taux de rendement des actions françaises

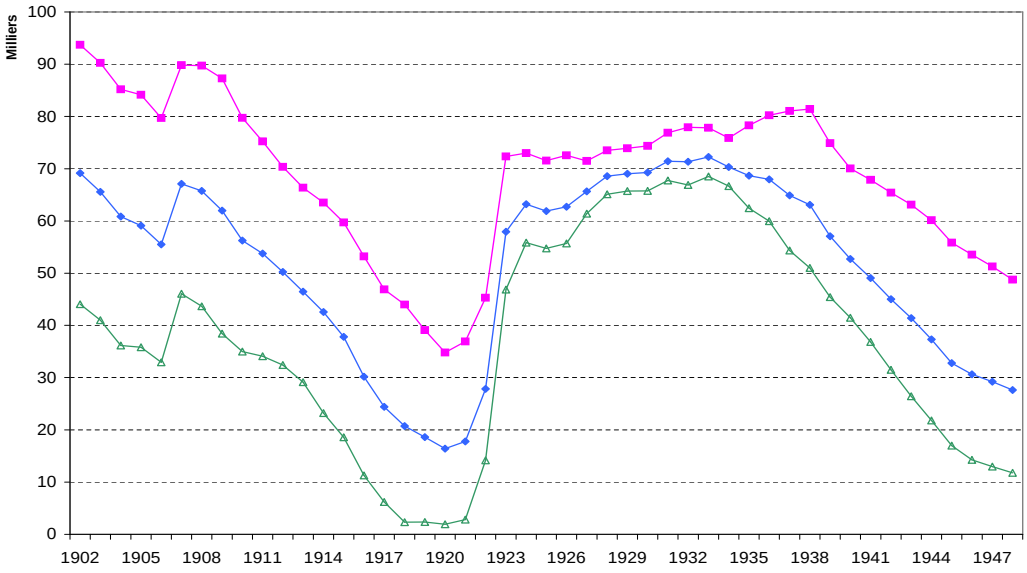
Choisir le taux d'intérêt sans risque comme taux d'actualisation revêt de bonnes justifications, mais d'aucuns pourraient arguer que l'investissement en bons du Trésor n'a pas été un investissement particulièrement judicieux sur le siècle. D'autres actifs financiers ont offert de meilleurs rendements comme les actions ou les biens immobiliers. La figure 7.7 compare les transferts nets actualisés au taux d'intérêt avec une estimation en utilisant le taux de rendement des actions françaises et le taux

[29]Si les taux d'intérêt réel augmentent pour retrouver la moyenne des décennies quatre-vingt et quatre-vingt-dix, alors les transferts nets seront plus négatifs que simulés ici. À l'inverse si des périodes d'inflation viennent réduire ces taux réels comme pendant une bonne partie du XX^{ème} siècle, alors ces transferts net seront moins négatifs (voire positifs si un phénomène d'hyperinflation se produit...)

de rendement du PIB. Le taux de rendement des actions françaises est en moyenne nettement plus élevé que le taux d'intérêt sans risque (près de 7 % en réel sur la période 1920-2006), mais le rendement a été très variable d'une période à l'autre et certaines générations ont cotisé pendant des périodes ou les rendements boursiers ont été fortement négatifs. Avec un tel taux d'actualisation les transferts nets positifs sont très élevés pour les premières générations, près de quatre fois plus élevés qu'en prenant le taux d'intérêt comme taux d'actualisation. En effet, pour ces générations, les années de versement de pensions sont actualisées à un taux très élevé par rapport aux années de cotisation, qui ont coïncidé avec la forte érosion monétaire. À l'avantage classique de mise en place du système s'ajoute le fait que ces générations ont vu leur épargne financière fondre en fumée avec la crise des années 1930 puis la seconde guerre mondiale. À l'inverse si les générations récentes comparent les rendements des marchés actions avec le rendement du système de retraite, les transferts sont fortement négatifs. Cet exercice a un intérêt essentiellement pédagogique puisqu'une comparaison véritable impliquerait de pouvoir contrôler pour le différentiel de risque et pour les coûts administratifs. Ces derniers sont souvent assez élevés (évalués à près d'un point de rendement). Par ailleurs le risque de ces actifs financiers est nettement plus élevé et une comparaison juste nécessiterait de contrôler pour ce différentiel de risque.

La courbe la plus plate sur le graphique 7.7 correspond aux transferts nets actualisés au taux de croissance de l'économie, c'est-à-dire au rendement de long terme du système par répartition. Il s'agit là de mesurer les transferts intergénérationnels effectué par les phases d'expansion du régime par répartition. On retrouve l'évolution plus nettement au graphique 7.8. La mise en place du régime réalise des transferts positifs en faveur des premières générations qui diminuent progressivement pour atteindre un niveau nul à l'état stationnaire lorsque la réforme de 1982 étend le système par répartition et offre de nouveaux transferts positifs qui vont s'éteindre avec les générations nées au début des années cinquante.

FIG. 7.8 – Transferts net moyen selon la génération, actualisé au taux de croissance de l'économie



LÉGENDE : △ Hommes ♦ Ensemble □ Femmes

7.2.4 Comment penser les réformes au vu des indicateurs de rendement ?

Les simulations précédentes sont un exercice stimulant pour chercher à penser les réformes des retraites. La comparaison des rendements intergénérationnels invite poser deux questions essentielles à l'analyse des systèmes de retraite par répartition : quelles réformes permettent d'assurer une forme d'équité dans le traitement entre les générations ? Au vu de la possibilité d'un financement par capitalisation, quelles sont les conséquences intergénérationnelles de l'expansion du système par répartition ?

La première question se nourrit par exemple des variations de taux de rendement interne par génération induits par la réforme de 1982. On peut se reporter à Blanchet (1996) pour une discussion utile de « l'équité au sens d'égalité des rendements des transferts pour chaque génération ». L'auteur souligne qu'il est vain de vouloir assurer des rendements égaux entre génération dès lors que la mise en place du système par répartition, par nature, offre des rendements supérieurs aux premières générations. La baisse des rendements reflète ainsi un phénomène de retour à la normale vers le rendement de long terme du système par répartition, c'est-à-dire le taux de croissance de l'économie. Didier Blanchet souligne en outre que le principe d'équité pourrait

justifier un rendement plus élevé pour les générations qui ont du faire face à des difficultés particulières pendant leur période d'activité. Le système apporte alors une forme d'assurance sur les rendements des cotisations.

Les simulations précédentes nous ont montré les premières générations ont effectivement bénéficié d'un transfert net en leur faveur. Ces générations ont été en partie touchées par la guerre, la forte inflation et la destruction de leur patrimoine retraite. La mise en place du système par répartition à la Libération visait explicitement à permettre ces transferts.[30] La discussion est plus difficile pour la réforme de 1982. D'un côté l'augmentation du rendement des retraites pour les premières générations touchées par l'abaissement de l'âge de la retraite peut être perçue comme non justifiée. Les générations 1923-1926 n'avaient pas de raisons de bénéficier de rendement supérieurs aux générations les précédant directement. D'un autre côté la réforme de 1982 ne peut pas être analysée hors du contexte des cessations anticipées d'activité et on a vu qu'en considérant l'ensemble des dispositifs de cessation d'activité, le système par répartition peut être perçu aussi comme une assurance vis-à-vis des générations touchées par la crise et les restructurations industrielles. Cet exemple milite pour des réformes des retraites progressives afin de répartir équitablement les charges nouvelles entre les générations.

L'autre enseignement de ces analyses historiques concerne le débat sur le financement par capitalisation et par répartition. Les bénéfices du système par répartition pour les premières générations ont dépassé largement la simple montée en charge du régime : un financement alternatif par capitalisation aurait nécessité des sommes gigantesques de cotisation pour assurer les pensions, modestes, que ces générations ont touchées. L'analyse historique *ex post* du système par répartition en France le rend extrêmement favorable jusqu'aux générations nées dans les années 1930, mais beaucoup moins pour les plus jeunes générations. Comparer les rendements des deux systèmes aujourd'hui sans garder à l'esprit l'histoire qui a mené au succès de la répartition en 1946 serait faire impasse sur les énormes bénéfices que ce mode de financement a permis de réaliser pour les générations ruinées par les guerres et l'in-

[30] Voir la citation du préambule de l'ordonnance de 1945 sur le choix d'un système par répartition (chapitre 2, page 38).

flation.

Pour autant, nous avons rappelé que le système par répartition ne permet pas de générer indéfiniment des transferts positifs si le taux de croissance de l'économie est inférieur au taux d'intérêt. Dans ce cas, chaque expansion du système qui se caractérise par une augmentation des taux de cotisation correspond à une augmentation de la dette implicite que les générations suivantes devront financer. Lorsque l'augmentation des charges est anticipée (comme l'augmentation de l'espérance de vie), utiliser la capitalisation ne paraît pas forcément illégitime. Tout dépend au final des anticipations que chacun peut avoir sur la croissance de l'économie par rapport au rendement des marchés financiers.[31] Sans toucher au principe du système public, un fond de réserve permet ainsi de diversifier le financement des systèmes de retraite et de répondre au soucis d'équité intergénérationnel. Plus globalement, c'est peut-être un argument de prudence qui invite à ne pas utiliser le financement par répartition lorsqu'il est possible de préfinancer les engagements de retraite.[32]

7.3 Réformes et redistribution intragénérationnelle

Les indicateurs de rendement interne permettent non seulement de comparer les générations, mais aussi de comparer l'évolution de la redistribution intragénérationnelle entre nos différents cas-types. Nos simulations ne prennent pas en compte les pensions de réversion et les avantages familiaux. On ne peut donc pas prétendre ici faire un bilan redistributif global des systèmes de retraite comme l'ont fait Walraet et Vincent (2003) à l'aide du modèle DESTINIE pour les générations 1948 à 1960. Néanmoins, il est en soi intéressant de vouloir estimer l'effet redistributif des retraites hors ces effets familiaux particuliers et son évolution sur les générations 1902 à 1948.

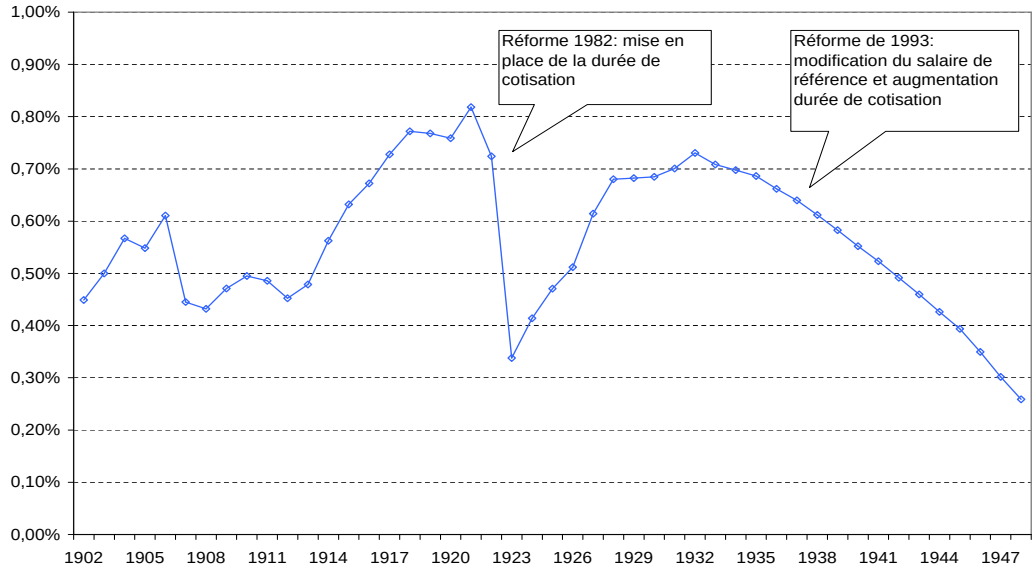
[31] Si l'on pense que les périodes de guerre et d'hyperinflation qui ont caractérisé le cœur du XX^{ème} siècle français sont des accidents dont les chances de se reproduire sont faibles, alors l'hypothèse standard des économistes d'un taux de croissance inférieur au taux d'intérêt a de fortes chances d'être vérifiée dans l'avenir. À l'inverse, si l'on pense que ces périodes ont de fortes chances de se reproduire, alors il n'est pas impossible que le taux d'intérêt réel puisse revenir à des taux négatifs. Au final ces considérations révèlent une sorte de taux d'escompte collectif, révélateur des croyances en l'avenir.

[32] Ces arguments doivent bien sûr être pesés au vu d'une discussion macroéconomique sur le niveau d'accumulation du capital dans l'économie (Blanchet 1992, Artus et Legros 1999).

7.3.1 Un système antiredistributif, mais de moins en moins

Nos cas-types reposent essentiellement sur la différence de statut cadre versus non-cadre. La distribution des salaires au sein de ces deux groupes n'a pas été utilisée dans cette étude et ainsi les effets redistributifs potentiels des minima (minimum contributif par exemple) ne jouent aucun rôle. Nos résultats peuvent ainsi être comparés à l'étude de Assous, Bonnet et Colin (2000) qui comparent cadre et non-cadres des générations 1935, 1948 et 1960. la grande différence de nos travaux vient du fait que nous utilisons les carrières moyennes effectives de chacun des groupes, avec un début de carrière à 18 ans pour les non-cadres et 22 ans pour les cadres. Nous n'avons pas introduit d'hétérogénéité dans les espérances de vie pour mieux isoler l'effet des réformes sur la différence de rendement.

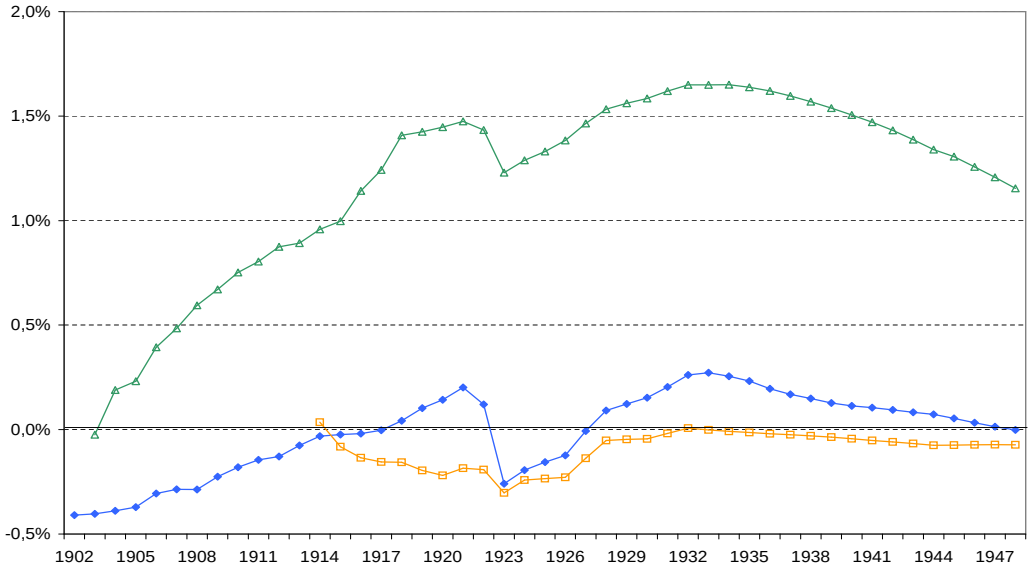
Fig. 7.9 – Différence de taux de rendement interne cadres-non cadres pour les hommes



Note : Ces calculs sont réalisés à quotient de mortalité identiques pour les cadres et les non cadres et avec l'hypothèse de carrières complètes.

Les auteurs précédemment cités ont mis en évidence qu'à carrière et salaire identique, il n'existait pratiquement pas d'avantage au statut de cadre. À l'inverse, en prenant en compte les différences de salaire et les carrières plus longues des non-cadres, nos estimations soulignent le potentiel anti-redistributif du système de retraite français. Le graphique 7.9 détaille l'évolution de la différence de rendement, au sein des hommes, entre les cadres et les non-cadres. Les cadres obtiennent des

FIG. 7.10 – Différence de taux de rendement interne selon les régimes



LÉGENDE : □ Différence de rendement cadre-non-cadre pour le régime Arrco ♦ Différence de rendement cadres-non-cadres du régime général (Cnav) △ Différence de rendement entre l'Agirc pour les cadres et l'Arrco pour les non-cadres

rendement systématiquement plus élevés que les non-cadres, même à espérance de vie similaire. Deux réformes ont eu tendance à amoindrir cette caractéristique. La réforme de 1982 en introduisant la durée de cotisation fait plus profiter les non-cadres à longues carrières de la baisse de l'âge de la retraite. La réforme de 1993 favorise les carrières plates et longues (plus souvent des non cadres) avec la modification du calcul du salaire de référence et l'augmentation de la durée de cotisation.[33]

Ces réformes se situent dans le contexte d'une tendance à la hausse de l'écart entre le rendement des cadres et des non-cadres. Pour mieux appréhender ces variations, la décomposition par régime que propose le graphique 7.10 est utile. Au sein du régime général, la montée en charge progressive du système désavantage de plus en plus les non-cadres : les premières générations ne commencent à cotiser qu'à un âge avancé de leur carrière et les non-cadres ne sont donc pas pénalisés par des cotisations sur leur début de carrière. Au fur et à mesure que le système monte en charge, les non-cadres cotisent plus sans pour autant gagner en droits à pension. La réforme de 1982 en introduisant une durée requise de cotisation réduit l'écart croissant pour rendre le

[33]Ces calculs étant fait avec des carrières complètes, il faut rester prudent sur l'analyse du rendement des retraites pour ces populations si les différences d'interruption de carrière sont très significatives.

système à nouveau redistributif, mais la tendance se poursuit avec l'augmentation des cotisations sous plafond. La baisse de l'âge de la retraite profitant autant aux cadres, la tendance les avantage. La réforme de 1993 va pénaliser davantage les cadres et donc réduire progressivement l'écart entre les deux statuts.

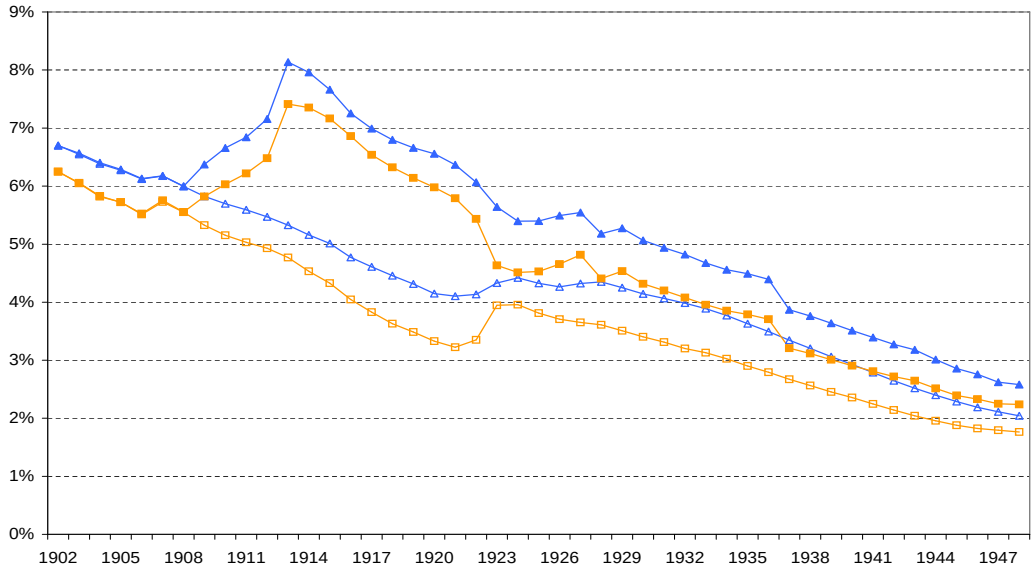
En cotisant à l'Agirc, les cadres ont pu bénéficier d'un rendement de près d'un point supérieur au rendement du régime Arrco. Ce n'est qu'au milieu des années quatre-vingt-dix que des ajustements ont du faire baisser le fort rendement de l'Agirc et ainsi réduire l'avantage dont des générations de cadres ont profité.

7.3.2 Les dispositifs de cessation d'activité comme instrument de redistribution ?

L'estimation du rendement des retraites ne peut pour autant se limiter aux seuls régimes d'assurance vieillesse. On a vu qu'une part importante des cessations d'activité en France est réalisée par des dispositifs autres, de préretraite ou de chômage. Évaluer la redistribution du système français de cessation d'activité doit ainsi passer par évaluation de la contribution de ces dispositifs de cessation anticipée d'activité. Est-ce que les préretraites ont servi d'instrument de redistribution envers les salariés les plus défavorisés ?

La figure 7.11 présente les taux de rendement interne pour les hommes selon leur statut et leur passage ou non par un dispositif de préretraite. Les préretraites ont a première vue bien constitué une redistribution vers ceux qui ont pu en bénéficier, en particulier les générations 1911 à 1922 qui ont subi de plein fouet les restructurations industrielles. Néanmoins les premiers dispositifs de préretraite (garanties de ressources ou contrats solidarités) sont très généreux en terme de taux de remplacement du dernier salaire. Le plafond correspond à près de quatre fois le plafond de sécurité sociale jusqu'à la réforme de 1984. Du coup, les rendements que les cadres ont pu retirer des préretraites sont très élevés. L'effet redistributif global dépend alors du nombre de cadres et de non-cadres qui ont pu bénéficier de ces dispositifs. Les cadres étant minoritaires dans ces dispositifs, on aurait pu penser que l'effet redistributif allait être très fort.

FIG. 7.11 – Taux de rendement interne pour les hommes selon la trajectoire de départ en retraite

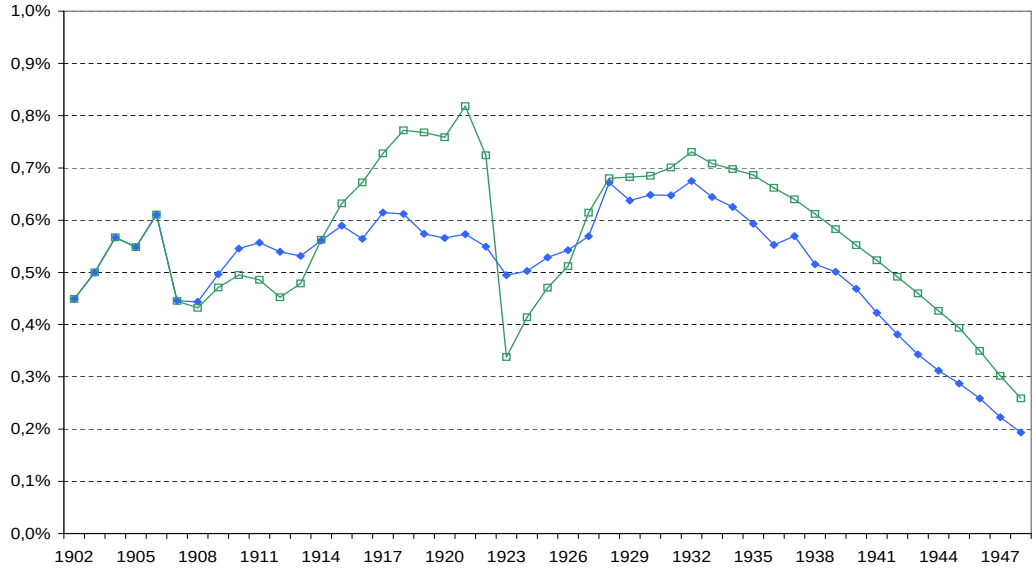


LÉGENDE : △ Hommes cadres partis directement en retraite △ Hommes cadres partis directement en retraite via les préretraites □ Hommes cadres partis directement en retraite ■ Hommes non cadres partis directement en retraite via les préretraites

À la figure 7.12 on présente ainsi une comparaison entre les différences de taux de rendement interne cadres-non-cadres parmi les hommes selon que l'on prenne en compte uniquement le système de retraite ou aussi les dispositifs de cessation anticipé d'activité. Nous avons utilisé comme pondération la part des cadres et des non-cadres au sein des préretraites d'après les données de l'Unedic. Ces données remontent à 1984 et nous avons supposé que la part des cadres était identique avant cette date.[34] L'effet redistributif des préretraites est non-négligeables puisqu'il réduit l'écart entre le rendement des cadres et des non-cadres. Pour autant l'effet net n'est pas massif, la part des cadres passant par un système de préretraite n'étant pas si inférieur à la part des non-cadres profitant de ce dispositif. Les dispositifs de préretraite ayant été très utilisés dans certains secteurs spécifiques, à forte concentration d'ouvriers, il est possible que la moyenne des non-cadres masque en fait une redistribution en faveur des ouvriers. Néanmoins, l'évolution au cours de la période du ciblage de ces dispositif vers un public plus défavorisé et le plafonnement des allocations de préretraite se traduit par une redistribution plus marquée au sein des générations les plus jeunes.

[34]D'après la Dares (1996) la part des cadres au début des préretraites (1973) tournait autour de 10 % jusqu'en 1986 date à laquelle cette part baisse jusqu'à 6 %.

Fig. 7.12 – Différence de taux de rendement interne cadres-non cadres pour les hommes avec ou sans les régimes de cessation d'activité anticipée



Légende : □ Passage directement en retraite ♦ Passage par les préretraites

7.4 Conclusion

Cette étude nous a permis d'estimer le rendement des systèmes de retraite pour les générations 1902 à 1948 couvrant ainsi l'histoire des retraites en France de 1930 à aujourd'hui. Le XX$^{\text{ème}}$ siècle a été mouvementé et brutal et une histoire du pays peut se faire au travers de son système de retraite qui répercute pendant longtemps les traumatismes démographiques et économiques. Le premier constat vient de l'énorme gain qu'a procuré la mise en place d'un système par répartition après la seconde guerre mondiale. Il s'agissait d'une nécessité au risque de condamner à la misère les générations nées au début du siècle, dont les économies avaient été ruinées par l'inflation et dont les droits acquis par le biais des assurances sociales, fonctionnant en capitalisation, étaient intenables autrement. Nous avons calculé ainsi des transferts net intergénérationnels mettant en évidence de forts transferts positifs pour ces générations. Malgré l'importance des rendements financiers en action, aucun autre système de financement n'aurait pu garantir des pensions à ces générations.

Un système par répartition n'est pourtant pas qu'un mode de financement alternatif. Sa mise en place conduit, même sans les épisodes de destruction et d'inflation, à la création de rendement très élevés pour les premières générations, rendement

qui décroît avec la montée en charge du régime. Nos estimations donnent ainsi une borne inférieure de 7 % en réel pour les générations 1902-1903 contre 3,8 % pour les générations 1920-1921. Cette baisse des rendements correspond à des transferts positifs pour ces générations dès lors que le marché financier ne peut pas offrir des rendements sans risque aussi élevé. Ces transferts positifs représentent en fait une dette implicite dans le sens ou les générations suivantes ont à charge le financement des droits acquis par leurs aînés sans pouvoir profiter du rendement plus élevé des marchés financiers. Pendant une large partie du XX$^{\text{ème}}$ siècle, le gain du système par répartition a été positif, les taux d'intérêt réels restant inférieurs au taux de croissance de l'économie. Ce fait majeur pour l'évaluation de la rentabilité des retraites, que les manuels d'économie excluent comme impossible, a pris fin au début des années quatre-vingt. Les rendements des marchés financiers ont alors dépassé le rendement de long terme des systèmes par répartition, se traduisant par des transferts nets négatifs pour les générations les plus jeunes. Selon le taux d'actualisation choisi, ce sont les générations du début ou de la fin des années 1940 qui sont les premières à être pénalisées par la dette implicite du système. Ces transferts négatifs ne peuvent pourtant être analysés qu'à la lueur de toute l'histoire passée.

Ce travail a en outre mis en évidence la variation du taux de rendement entre les générations que peuvent opérer les réformes des retraites. Ainsi, la réforme de 1982, en étendant le régime par répartition, a conduit à un nouveau « repas gratuit » offrant aux premières générations concernées des taux de rendement plus élevés. Si cette caractéristique doit se replacer dans son contexte, c'est-à-dire dans le contexte des préretraites, ce résultat frappant permet de réfléchir à la mise en place de futures réformes. Toute modification brutale avantage (pénalise) une génération au détriment (ou à l'avantage) des suivantes. Par ailleurs il n'est pas interdit de penser que le préfinancement des extensions du système (la capitalisation par le biais d'un fonds de réserve) soit une façon équitable de maintenir le taux de rendement interne des régimes à son niveau stationnaire. Attendre que les évolutions démographiques entraînent des charges nouvelles pour mettre en place des réformes porte en germe le risque de variations fortes du rendement entre les générations.

La seconde partie de ce chapitre présente des estimations de l'évolution de la redis-

tribution intragénérationnelle tout au long de la période. Ces comparaisons se limitent à la différence de statut, cadre versus non-cadre. Malgré toutes leurs limitations (la redistribution entre différents niveaux de revenu n'est pas abordée), ces estimations mettent en valeur le rôle des réformes successives dans le rendement différencié entre les cadres et les non-cadres. À espérance de vie égale, les cadres restent avantagés par leur durée de carrière plus courte. Au fil du temps, la prise en compte plus large de la durée de carrière a réduit cet écart.

La prise en compte des dispositifs de cessation d'activité permet d'élargir encore la question de la redistribution au sein du système de retraite. Là encore on observe que si les premiers dispositifs de préretraite avaient des caractéristiques peu redistributives, les réformes successives ont corrigé peu à peu ce traits jusqu'à ce qu'ils deviennent des outils réduisant en moyenne l'écart de rendement entre les cadres et les non-cadres.

Ces résultats invitent à réaliser d'autres études complémentaires plus poussées sur la redistribution intragénérationnelle et son évolution au cours du temps. L'approche par cas-types pondérés, même réalisée avec soin, rencontre ici ses limites. Les interactions entre les aléas de carrières, l'espérance de vie différenciée et le niveau de revenu doivent jouer un rôle prépondérant dans l'évolution de la redistribution totale que seules des études sur de longs panels accompagnées d'un modèle de microsimulation, ou sur des cas-types pondérés plus fins, peuvent mettre en lumière.

Chapitre 8

Effet du système de retraite sur l'épargne en France : estimations exploratoires

Ce chapitre[1] cherche à mesurer l'impact des systèmes de retraite sur les comportements d'épargne en France. La question est d'importance si l'on souhaite juger de la taille optimale d'un système de retraite public par rapport à l'épargne individuelle que les ménages peuvent accumuler en vu de leurs vieux jours. Au chapitre 7, nous avions évoqué la possibilité d'une modification du financement par capitalisation des retraites dans le cadre public et collectif des régimes actuel. D'aucuns peuvent pourtant penser que le préfinancement des systèmes publiques revêt un risque politique : les gouvernements peuvent être tentés d'utiliser les réserves accumulées à d'autres fins. Cela invite à considérer la diversification du financement des retraites dans un cadre individuel et privé, via l'épargne des ménages. Cette possibilité n'est valide dans l'objectif d'une politique publique que si les ménages réagissent effectivement aux modifications de leur patrimoine anticipé de droits de retraite.

Les réformes récentes ont visé à réduire les taux de remplacement offerts par les régimes de retraite avec l'espoir que ces baisses de revenu seront compensées par l'épargne individuelle des ménages. La réforme de 1993, mise en place par le gouver-

[1] Ce chapitre est issu d'un travail réalisé avec Gabrielle Fack. Je suis néanmoins seul responsable des limites et erreurs de cette version.

nement Balladur, permet de réduire les déficits anticipés en jouant essentiellement sur le levier du niveau des pensions. Les incitations au report du départ en retraite, étudiées à la partie II de cette thèse, ne jouent qu'un rôle mineur. La question ne correspond donc pas seulement à une motivation académique qui a suscité depuis trente ans une littérature considérable, mais aussi à l'impératif d'évaluation des politiques publiques mises en place récemment.

Un des motifs déterminant la mise en place de systèmes de retraite publiques est l'inadéquation du niveau d'épargne des ménages en vue de leur retraite. En raison d'un phénomène de myopie, les ménages auraient tendance à ne pas épargner de façon adéquate, arrivant à l'âge de la retraite (c'est-à-dire à l'âge où ils ne peuvent plus travailler) avec des moyens de subsistance inadéquats. La pauvreté des personnes âgées, une des caractéristiques récurrentes de la pauvreté des pays développés, a été fortement réduite par la mise en place de systèmes de retraite obligatoires. Évaluer la myopie des ménages est un exercice particulièrement difficile. Des travaux ont cherché à mesurer la préférence pour le présent pour déterminer les comportements d'épargne (Arrondel et Masson 2005). Une façon d'estimer ce degré de myopie dans le cadre précis de l'épargne retraite est justement d'évaluer la substitution entre la richesse de retraite et l'épargne des ménages. Si cette substitution est parfaite, le système de retraite publique perd une de ses justifications[2] puisque les individus prévoient eux-mêmes l'accumulation nécessaire à leur pension. D'une façon générale Feldstein (1985) montre que la taille du système de retraite dépend de façon cruciale du degré de myopie de l'ensemble de la population.

De façon plus fondamentale, si l'introduction ou le développement de systèmes par répartition induit une baisse substantielle de l'épargne des ménages, l'accumulation du capital s'en trouve diminuée d'autant. Dans le cadre d'un pays en économie fermée, la moindre accumulation du capital se traduit nécessairement par une croissance plus faible et au final une richesse du pays réduite (Feldstein 1974).

Ce chapitre propose d'estimer l'effet d'une variation de ce patrimoine retraite sur le comportement d'épargne des ménages français en utilisant la réforme de 1993

[2]En terme d'efficacité. Il est toujours possible de le mettre en place afin de procéder à de la redistribution du revenu au cours de la vie.

comme expérience naturelle. Celle-ci touche le secteur privé uniquement et laisse de côté les agents de la Fonction publique. Cela donne lieu à une variation exogène de la richesse actualisée de retraite suggérant la possibilité d'identifier l'effet net des systèmes de retraite sur le niveau d'épargne. Les estimations proposées ici sont encore exploratoires au sens où la fiabilité des données de l'enquête Budget des familles est discutable. Nous ne trouvons aucun effet significatif de la réforme de 1993 sur les taux d'épargne. Des recherches plus approfondies avec d'autres bases de données seront nécessaires pour confirmer (ou infirmer) ces premiers résultats.

La première partie de ce chapitre propose une revue de la littérature consacrée à ce sujet. La masse des travaux consacrés à la substitution retraite et épargne souligne d'autant plus leur absence sur données françaises. La deuxième partie présente la réforme de 1993 et les faits stylisés sur l'épargne française avant de décrire la méthodologie que nous nous proposons de mettre en place (partie 8.3). Nous présentons ensuite les différents résultats et leurs limites (partie 8.4) et finalement discutons les explications potentielles à l'absence d'effets que nous mesurons ici (partie 8.5).

8.1 Que sait-on du lien entre retraite et épargne ?

La littérature empirique concernant l'effet des systèmes de retraite sur l'épargne des ménages n'apporte pas de réponse tranchée. Un grand nombre d'articles dans les années soixante-dix et quatre-vingt a été consacré à des estimations sur séries temporelles et en coupe. Plus récemment, cette question a repris une certaine actualité avec l'usage des méthodes modernes d'évaluation sur données individuelles.

8.1.1 Une littérature empirique indécise

L'article fondateur de ces travaux est l'étude réalisée par Feldstein (1974). Il estime sur séries temporelles américaines une équation de consommation dans laquelle apparaît une mesure de la richesse actualisée de retraite. Il obtient comme résultat une baisse de près de 50 % de l'épargne des ménages américains à la suite de l'introduction et du développement du système de retraite publique. Laurent Caussat (1992) décrit « l'industrie du commentaire du résultat spectaculaire de Feldstein (1974) »

comme une suite d'études peu concluantes.

L'étude de 1974 a d'abord été critiquée pour ses mauvaises spécifications. Leimer et Lesnoy (1982) répliquent l'étude et y trouvent une erreur de programmation. Feldstein (1982) maintient ses résultats malgré un coefficient plus faible (substitution plus faible de l'ordre de 44 %) avec un écart-type plus fort. Alicia Munnell (1982) estime la même spécification mais avec des résultats nettement plus faibles. Sur les seize études citées par Caussat (1992) qui utilisent des données temporelles américaines, dix trouvent des effets non significatifs et cinq des effets négatifs (dont trois sont les études de Feldstein de 1974 et 1979). Cette littérature, quelque peu datée, repose sur des données en série temporelle disposant de peu de variations explicites et exogènes.

Une autre méthodologie a été utilisée par King et Dicks-Mireaux (1982) qui consiste à estimer sur des données micro en coupe l'effet de la richesse de retraite actualisée sur le stock d'épargne des ménages canadiens. Les auteurs interprètent le coefficient du patrimoine retraite comme une mesure de la substitution entre l'épargne et les retraites publiques. Sur données canadiennes, ils obtiennent un coefficient de 0,25 suggérant qu'une augmentation d'un dollar de la richesse de retraite se traduit par une baisse de 0,25 dollar de la richesse financière. La substitution est positive, mais loin d'être un pour un.

Avec l'apparition de nouvelles données individuelles, les études de ce type ont repris une certaine importance. Les articles récents soulignent les biais possibles que l'estimation en coupe est susceptible de rencontrer et ont cherché à les circonscrire. Gale (1998) souligne ainsi plusieurs biais dans une estimation de la richesse financière (ou épargne) en fonction de la richesse de retraite et d'autres variables de contrôle. D'abord, un certain nombre d'études ne prennent pas en compte des variables importantes comme l'âge et l'âge de départ en retraite. L'âge joue à la fois sur le niveau de richesse de retraite actualisé et sur la richesse financière accumulée. Ne pas prendre en compte l'âge introduit une corrélation positive entre ces deux types de richesse. L'âge de départ en retraite est aussi une variable importante dès lors qu'un individu qui bénéficie d'une richesse de retraite plus élevée est susceptible de partir plus tôt en retraite. Cet effet a été confirmé par l'analyse du chapitre 6 qui souligne que les variations de la richesse de retraite actualisée est de fait un bon prédicteur des taux

d'activité par âge. Dès lors qu'un individu anticipe de partir plus tôt en retraite, son taux d'épargne est susceptible d'être plus élevé afin de préparer une retraite plus longue. L'absence d'un contrôle de l'âge de départ en retraite introduit ainsi une corrélation positive entre la richesse de retraite et la richesse financière que l'on ne peut pas attribuer à un effet de substitution. Ensuite, l'hétérogénéité inobservée est un point rarement traité par la littérature précédente : les individus qui ont une forte propension à épargner peuvent choisir des retraites plus généreuses laissant apparaître dans ces régressions classiques une corrélation positive entre les deux types de richesse. Gale (1998) procède alors à une estimation sur données individuelles américaines (*Survey of Consumer Finance*) en prenant en compte explicitement l'effet de l'âge sur l'évaluation de la richesse de retraite. Il obtient un effet de substitution assez fort, entre 40 et 80 %. À l'inverse, Gustman et Steinmeier (1999) trouvent à partir de l'enquête *Health and Retirement Survey* (HRS) des effets très faibles et souvent non significatifs.

Sur données hollandaises, Alessie, Kapteyn et Klijn (1997) obtiennent des résultats différenciés pour la substitution entre la richesse financière et les pensions privées d'une part et le régime de base publique d'autre part. La substitution semble plus faible avec les pensions privées qu'avec le régime de base. D'autres travaux sur les Pays-Bas confirment l'indécision de la littérature. Euwals (2001) utilise des données riches sur les comportements d'épargne et ne parvient pas à identifier l'effet des retraites publiques tandis que les pensions privées semblent avoir un impact négatif sur les motifs d'épargne. Mais ces effets sont seulement mis en évidence pour le décile des plus hauts revenus.

8.1.2 Des travaux récents basés sur des expériences naturelles

Récemment, quelques articles de recherche ont réussi à mettre en avant l'effet des systèmes de retraite sur le taux d'épargne avec une méthodologie plus convaincante pour éliminer les biais liés à l'hétérogénéité inobservée. Les réformes des systèmes de retraite ont offert des expériences naturelles permettant d'estimer une varia-

tion exogène du patrimoine de retraite. Pour l'Italie, Attanasio et Brugiavini (2003) trouvent un effet de substitution net entre la richesse de retraite actualisée et l'épargne des ménages italiens. Pour la Grande-Bretagne, Attanasio et Rohwedder (2003) trouvent aussi une forte substitution mais surtout pour le dispositif proportionnel au revenu. La partie véritablement beveridgienne du système de retraite anglais (*Basic State Pension*) ne semble pas occasionner une substitution significative.

Ces travaux reposent sur l'utilisation des réformes des retraites comme source de variation exogène de la richesse de retraite actualisée. Dans le cas italien, la réforme d'Amato de 1992 a eu un effet très net sur la somme actualisée des pensions de retraite et d'une ampleur très variable selon les groupes d'individus. Ces variations dans l'effet de la réforme permettent aux auteurs d'utiliser des groupes de contrôle et des groupes tests et de procéder à une estimation en double différence. La même méthodologie est appliquée dans le cas anglais avec trois modifications du système de retraite anglais : deux modifications de l'indexation des pensions visant à baisser cette richesse de retraite et l'introduction du régime SERPS[3] qui conduit à une augmentation de la richesse de retraite pour les individus concernés.

Ces travaux ont relancé le débat empirique sur la substitution entre épargne privée et droits à la retraite car ils reposent sur une méthodologie transparente et potentiellement très convaincante. Il ne s'agit pas pour autant d'études en double différence brutes : pour estimer ces élasticités, les auteurs ne procèdent pas à une double différence des moyennes des taux d'épargne. Ils modélisent la réaction de chaque ménage sur son taux d'épargne comme devant dépendre de son âge et du délais avant son départ en retraite.

8.2 La réforme de 1993 : une expérience naturelle

L'objectif de ce chapitre est de mettre en évidence des effets (ou absence d'effets) similaires pour la France. Après avoir rappelé quelques faits stylisés sur l'évolution des taux d'épargne français en parallèle aux réformes des retraites, nous présenterons les caractéristiques de la réforme de 1993 qui en font une bonne expérience naturelle

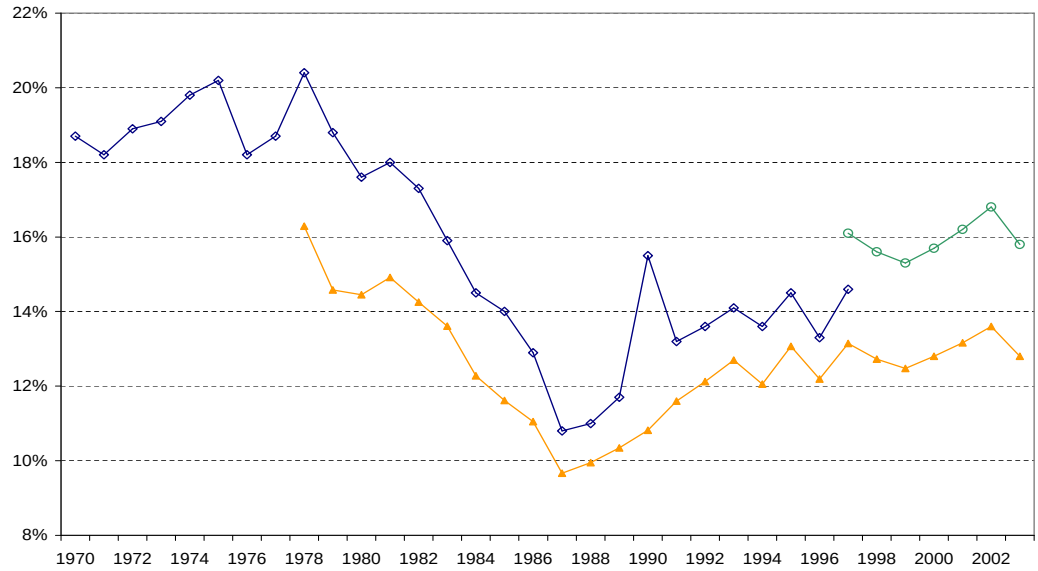
[3]Le *State Earnings-Related Pension Scheme* est un régime de type bismarckien, introduit au Royaume-Uni en 1975. Il offre une pension proportionnelle aux salaires plafonnés.

potentielle.

8.2.1 Quelques faits stylisés

La partie I de cette thèse a rappelé les réformes qui ont modifié le système de retraite français et qui pourraient servir de sources d'exogénéité pour identifier les effets sur le taux d'épargne. Malheureusement les données individuelles sur les comportements d'épargne sont assez récentes et limitent largement le nombre de réformes utilisables.

FIG. 8.1 – Taux d'épargne des ménages français - Comptabilité nationale (1970-2003)



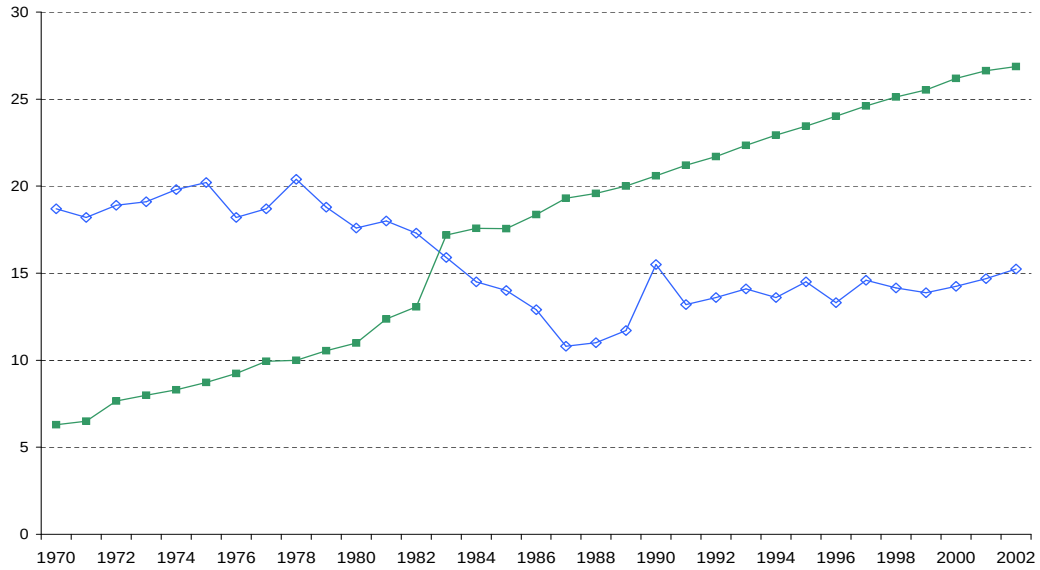
LÉGENDE : ▲ Épargne totale sur revenu disponible (Comptes de la Nation 2003) ◇ Comptes nationaux (ancienne base) ○ Comptes nationaux (nouvelle base)

SOURCES : *Insee Resultat* Comptes et indicateurs économiques, juin 1998 - Tableau 09-02 p.163 ; Comptes de la Nation 2003, *Informations rapides* n°126, pour les données en nouvelle base.

Pour rappeler quelques faits de base sur l'évolution des taux d'épargne en France, il est intéressant de se reporter aux données agrégées issues de la Comptabilité nationale. La question du niveau exact d'épargne des ménages est en soi difficile à obtenir sur données agrégées et dépend de la définition que l'on retient pour l'épargne et pour le revenu brut. On présente quelques indicateurs du taux d'épargne à partir des données de la Comptabilité nationale à la figure 8.1. Le taux d'épargne français est resté très élevé, autour de 18-20 % pendant toutes les années soixante-dix et a subi

une chute massive entre 1979 et 1988, atteignant son niveau le plus bas entre 10 % et 11 %. Depuis, ce niveau est remonté à des valeurs entre 14 % et 16 %, selon la mesure retenue.

Fig. 8.2 – Taux d'épargne et richesse de retraite (1970-2002)



Légende : ■ Richesse de retraite actualisée moyenne ◇ Taux d'épargne (comptes nationaux, ancienne base)

Note : Le taux d'épargne, ancienne base, est calculé depuis 1997 selon l'évolution en nouvelle base. Il est exprimé en point de pourcentage. La richesse de retraite actualisée en dizaine de milliers d'Euros 2005.

On reporte sur un même graphique, à la figure 8.2, le taux d'épargne et la richesse de retraite actualisée moyenne calculée au chapitre 6. La réforme de 1982 a conduit à une forte hausse de la richesse de retraite qui coincide avec la forte baisse du taux d'épargne en France. Cette baisse ayant commencé avant la réforme de 1982, il reste bien difficile de pouvoir en tirer des conclusions solides. Les estimations en série temporelles qui ont fondé cette littérature consistaient à expliquer l'évolution du taux d'épargne en fonction de la richesse de retraite. On est aujourd'hui conscient qu'une telle analyse est nettement insuffisante. De nombreuses variables omises peuvent expliquer conjointement l'évolution de la richesse de retraite actualisée et l'évolution du taux d'épargne. Par ailleurs, l'approche en comparaisons internationales est peu concluante sur l'effet des systèmes de retraite sur le taux d'épargne global. Les pays, dont les systèmes de retraite publics sont peu développés (États-Unis ou Royaume

Uni), obtiennent des taux d'épargne des ménages plus faibles que des pays où les retraites publiques sont plus généreuses (France, Italie et Allemagne).[4]

La réforme de 1982 sur l'abaissement de l'âge de la retraite aurait pu servir d'expérience naturelle intéressante pour évaluer les comportements d'épargne. L'augmentation de la richesse de retraite a un effet théorique ambigu sur les comportements d'épargne lorsque l'âge de la retraite est modifiée : d'une part, l'effet richesse peut faire baisser ce montant d'épargne, mais d'autre part la durée plus longue de la retraite incite à un effort plus important d'épargne pendant la période de vie active. Comme le secteur public bénéficiait déjà de la possibilité de partir à 60 ans avec une retraite à taux plein, la réforme ne touche véritablement que le secteur privé. On aurait ainsi pu disposer de groupes de contrôle et de groupes tests clairement identifiés. Malheureusement, il n'existe pas de données individuelles en France avant 1982 à partir desquelles le montant d'épargne peut être approché.

Les modifications du mode de revalorisation des retraites auraient aussi pu servir d'expériences naturelles, à l'instar des travaux de Attanasio et Rohwedder (2003). En 1987 la revalorisation des pensions est indexée sur les prix au lieu des salaires. Ce changement conduit à baisser sensiblement la croissance de la richesse de retraite. Il coincide aussi avec une remontée du taux d'épargne des ménages. Il paraît pourtant bien difficile de prétendre isoler une variation nette du taux d'épargne avec ce type de réforme, qui n'apparaît pas nettement dans nos simulations de la richesse de retraite actualisée et qui touche tous les individus de façon similaire.

Les taux d'épargne évoluent selon de multiples facteurs et seules des réformes aux effets contrastés selon des catégories de ménages peuvent être susceptibles de générer des groupes de contrôle fiables.

8.2.2 La réforme de 1993

La réforme des retraites de 1993 est *a priori* une candidate idéale pour estimer la substitution entre la richesse de retraite et les comportements d'épargne. La réforme

[4]Il est particulièrement difficile d'effectuer des comparaisons fiables des taux d'épargne puisque le mode de financement, par répartition ou par capitalisation, est susceptible de jouer sur le revenu disponible des ménages. Néanmoins, même en contrôlant pour ces effets de structure, les corrélations entre le niveau d'épargne et le développement des systèmes de retraite publics ne sont pas évidentes.

n'a touché que les salariés du secteur privé, laissant de côté une modification des systèmes de retraite du secteur public. Par ailleurs, le chapitre 3 a souligné que si les incitations au report du départ en retraite ont bien été sensibles, l'effet net sur l'offre de travail a été très faible en raison de la minorité de salariés touchée par ces modifications des incitations.

L'effet majeur de la réforme de 1993 a été de réduire fortement le niveau des pensions par le biais de deux modifications.[5] Tout d'abord, le salaire de référence est calculé comme la moyenne des vingt-cinq meilleures années au lieu des dix meilleures, ensuite les coefficients de revalorisation (qui servent aussi dans le calcul du salaire de référence pour actualiser les salaires passés) sont fixés sur l'évolution des prix. La mise en place de la réforme a été progressive : le salaire de référence a été calculé sur une année supplémentaire à chaque génération. Par exemple, la génération 1934 calcule son salaire de référence sur ses onze meilleures années tandis que la génération 1935 sur ses douze meilleures années. Il faut donc attendre la génération 1948 pour voir l'effet maximal de la réforme.

Tab. 8.1 – Perte moyenne due à la réforme de 1993

Génération	Comptes reçus	Pension moyenne	Variation avec/sans réforme
1934	355 133	429,14 €	-0,94 %
1935	441 346	475,64 €	-1,81 %
1936	428 897	486,16 €	-2,71 %
1937	347 095	531,28 €	-3,63 %
1938	328 420	543,33 €	-4,50 %
1939	317 883	550,04 €	-5,33 %
1940	278 887	558,88 €	-6,16 %
1941	225 385	593,94 €	-6,87 %
1942	26 343	687,24 €	-7,26 %

Sources : CNAV, « Réforme 1993 de l'assurance vieillesse : Bilan à fin 2001 » (2002), p 10. Consolidation des 2 749 389 comptes « fichier carrière » reçus depuis le 2ème trimestre 1994 jusqu'au 31 décembre 2001.

Note : Il s'agit de la variation entre le calcul selon l'ancienne formule et la nouvelle formule en prenant la durée de cotisation et l'âge de départ constatés après la réforme.

La conséquence immédiate du nouveau calcul du salaire de référence est de baisser le niveau de la pension. En effet, le calcul précédent reposant sur les meilleures années, l'augmentation du nombre de celles à prendre en compte baisse forcément la

[5]On renvoie le lecteur au chapitre 2 pour une description précise de la législation du régime général avant et après la réforme de 1993. Celle-ci est décrite à la partie 2.2.2.7 à la page 55.

moyenne. La Cnav (2002) a réalisé un double calcul des pensions, avec l'ancien salaire de référence et le nouveau et évalue la baisse des pensions entre 1 % et 7 % selon la génération. On rappelle ces résultats au tableau 8.1.[6]

L'ampleur de la baisse au niveau individuel dépend néanmoins de la pente de la courbe de salaire et l'impact incitatif de cette mesure dépend de la croissance (ou décroissance) des salaires en fin de carrière. Si les salaires sont stables en fin de carrière, la mesure ne fait pas baisser la pension anticipée et aucun effet sur le taux d'épargne n'est à anticiper. Si, au contraire, les salaires sont croissants en fin de carrière, la mesure correspond à une réduction importante de la retraite anticipée et peut inciter à modifier le taux d'épargne des groupes concernés. Il est ainsi possible d'anticiper que les cadres ou les salariés d'un certain niveau d'éducation aient vu leur pension anticipée baisser plus fortement que celle des salariés moins qualifiés. Ce point a été mis en évidence au chapitre 7 sur la comparaison des pensions simulées pour les cadres et des non-cadre.[7] Cet effet différencié selon le salaire anticipé est néanmoins problématique pour l'estimation empirique. En effet, le taux d'épargne dépend négativement des salaires anticipés et les comportements d'épargne sont aussi susceptibles d'être influencés par le niveau d'éducation. Dès lors, comparer l'évolution des taux d'épargne au sein du secteur privé selon le niveau de qualification conduit à mesurer un effet théoriquement ambigu : les individus les plus touchés par la réforme ont à la fois des salaires croissants qui les incitent à moins épargner et un niveau d'éducation et de revenu qui les rend plus susceptibles d'épargner. Une estimation de la réforme sur cette comparaison simple ne permettrait donc pas d'identifier les différents effets.

Par contre, un groupe de contrôle naturel est offert avec le secteur public qui n'est pas touché par la réforme. On peut s'attendre à ce que les taux d'épargne des individus travaillant dans le secteur public soient structurellement différents des taux d'épargne des salariés du secteur privé. Les caractéristiques intrinsèques des agents du public pouvant être l'aversion au risque, leur taux d'épargne peuvent être pour cette

[6] Il s'agit d'un double calcul des droits sans prendre en compte les changements possibles de comportements. C'est donc une approximation de la minoration entraînée par le changement de calcul.

[7] Voir le graphique 7.9 à la page 294.

raison plus élevé. À l'inverse, si les salariés du privé ont des revenus plus volatiles, ils peuvent épargner plus pour lisser leur consommation.

La stratégie d'identification de ce chapitre repose sur le fait que ces différences structurelles ne sont pas susceptibles d'être modifiées par la réforme des retraites de 1993. L'estimation en double différence permettra d'éliminer les effets fixes liés au statut des individus et d'identifier la variation de richesse de retraite.

8.3 La stratégie d'identification

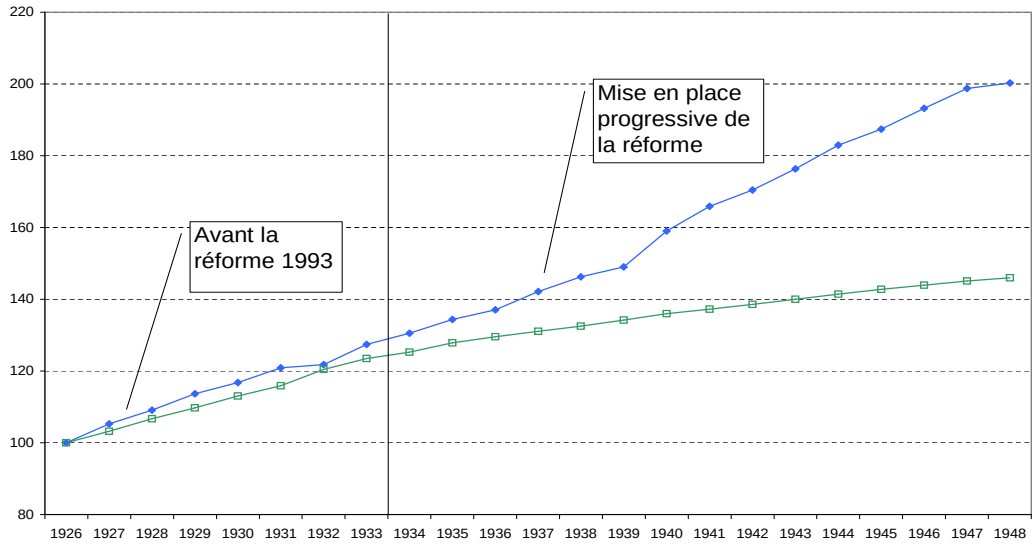
8.3.1 L'approche par double différence

Pour identifier les effets d'une baisse du taux de remplacement des pensions de retraite sur le taux d'épargne des ménages, nous suivons la voie ouverte par Attanasio et Brugiavini (2003) en utilisant des groupes d'âge et de secteurs différents pour instrumenter la variation du patrimoine retraite. En France, la réforme de 1993 a touché uniquement le secteur privé, laissant la situation dans le secteur public inchangé. Les générations nées entre 1934 et 1948 ont été touchées progressivement par la réforme et les générations plus jeunes, nées après 1948 sont celles qui ont expérimenté la réforme à son ampleur maximale.

On peut mettre en évidence la stratégie d'identification à la figure 8.3. Pour les générations 1926 à 1933, l'écart de richesse de retraite entre les salariés du secteur privé et ceux du public est constant. La réforme de 1993 augmente progressivement cet écart qui devient maximum pour les générations 1948 et suivantes. L'idée est donc d'identifier l'effet de substitution entre la richesse de retraite et la richesse financière par l'interaction de la génération et du secteur. On peut ainsi écrire le modèle sous-jacent comme reliant le taux d'épargne $TXEPA_{ijk}$ d'un individu i à sa date de naissance GEN_j, à son niveau de richesse de retraite RRA et à ses préférences individuelles à l'épargne ν_i. Notre stratégie d'identification consiste alors à instrumenter RRA par l'interaction de la réforme et du statut $REF * STA_k$:

$$TXEPA_{ijk} = \alpha + \beta_j GEN_j + \gamma_k SECT_k + \eta_k REF * STA_k + \nu_i + \epsilon_{ijk} \qquad (8.1)$$

FIG. 8.3 – Évolution de la richesse de retraite par génération public/privé.



LÉGENDE : ♦ Hommes non-cadres du secteur public □ Hommes non-cadres du secteur privé

NOTE : Les simulations sont réalisées pour un départ à 60 ans et la richesse de retraite actualisée est normalisée à 100 pour la génération 1926.

L'estimation en double différence fait disparaître les effets du statut (dont on a vu qu'ils pouvaient être importants) et les effets individuels (l'hétérogénéité inobservable étant la difficulté majeure de ces estimations). L'effet de substitution est alors mesuré par le coefficient η dans l'équation (8.1). Si celui-ci est positif alors, une certaine forme de substitution entre richesse de retraite et richesse financière a bien lieu.

Il est aussi théoriquement possible de préciser ce dégré de substitution en utilisant la variation par âge des effets attendus (Gale 1998, Attanasio et Brugiavini 2003). Plus la génération est jeune, plus elle a du temps pour lisser l'épargne supplémentaire nécessaire pour combler la réduction de la richesse de retraite. Si on appelle x le pourcentage du salaire à épargner pour combler la perte de revenu engendré par la réforme, S le salaire, T la durée de la retraite, N le nombre d'année entre 1993 et le départ en retraite et r le taux d'intérêt, on obtient l'égalité suivante, en valeur actualisée :

$$\sum_{i=1}^{T} \frac{0,01 * N * 0,5 * S}{(1+r)^{i+N-1}} = \sum_{i=1}^{N} \frac{(x * S)(1+r)^{i}}{(1+r)^{i}}$$

ce qui nous donne :

$$x = \frac{\left(1 - (\frac{1}{1+r})^{T-N+1}\right) * 0,01 * 0,5}{(1+r)^{N-1} r}$$

Tab. 8.2 – Épargne nécessaire pour compenser la baisse de retraite

Génération	1934	1935	1936	1937	1938	1939	1940	1941	1942	1943
Tx épargne	7,44%	6,95%	6,48%	6,02%	5,58%	5,15%	4,73%	4,32%	3,93%	3,55%

Le tableau 8.2 donne l'application de ce calcul pour les premières générations touchées par la réforme 1993. Celles touchées juste après la mise en place de la réforme ont subi des baisses peu sensibles, mais n'ont pas eu beaucoup de temps pour compenser (elles auraient dû épargner des montants considérables de leur salaire pour faire face à cette baisse). Pour les générations en fin d'application de la réforme, l'effort d'épargne supplémentaire nécessaire est de l'ordre de 3 % (en prenant un taux d'intérêt réel de 3 %).

Nous n'effectuerons pas dans ce chapitre de telles estimations, qui nécessitent une précision suffisante des données pour distinguer les effets par génération.

8.3.2 Les données disponibles

Pour effectuer une telle étude, il est nécessaire de pouvoir utiliser des données individuelles permettant d'identifier le statut des individus. Il n'existe en France que deux sources de données individuelles possibles, l'enquête Budget des familles et l'enquête Patrimoine (Boissinot et Friez 2006).

L'enquête Budget des famille rassemble des informations très détaillées sur les revenus et les dépenses des ménages français. L'inconvénient majeur de cette enquête est que l'ensemble de l'épargne n'est pas isolée de façon nette dans les enquêtes. Il faut donc calculer cette variable comme le solde entre le revenu disponible et la consommation. Comme la prise en compte des revenus varie au cours des vagues d'enquête (les enquêtes 1995 et 2001 étant reconnues de meilleure qualité), un doute apparaît dans le calcul effectif du taux d'épargne par cette méthode. Ce qui importe pourtant à notre stratégie d'identification n'est pas le niveau effectif du taux d'épargne mais si l'évolution du taux d'épargne n'a pas varié de façon systématique entre le

secteur privé et le secteur public. C'est une hypothèse importante, mais qui n'est pas sans fondement.

L'autre voie possible est d'utiliser les variables d'épargne longue, à la suite des travaux de Christian Loisy (1999) : en effet, dans chaque vague d'enquête, il est possible de repérer la part du revenu consacrée à l'assurance vie, aux assurances complémentaires de retraite et au remboursement d'emprunts immobiliers. Cette épargne longue est la plus proche de celle constituée par les ménages en vue de la retraite et est définie de façon plus homogène selon les enquêtes.

L'enquête Patrimoine rassemble des informations sur le patrimoine des ménages français, en particulier sur les différents instruments financiers. L'inconvénient majeur de cette enquête est que les montants détenus ne sont qu'approximativement reportés (par tranche) et que les questions de possession (avez-vous un PEA oui ou non ?) ne sont pas les plus adaptées pour isoler un effet d'augmentation du patrimoine en vue de la retraite. Les montants du patrimoine doivent donc être simulés et ces simulations ont varié au cours des enquêtes.

Ce chapitre se base uniquement sur l'enquête Budget des familles, la seule à pouvoir estimer les effets en terme de flux (taux d'épargne), alors que l'enquête Patrimoine permet d'estimer les effets de stock. Les articles récents précédemment cités font explicitement référence à une estimation sur les flux d'épargne. À des fins de comparaisons, ce travail, de nature encore exploratoire, n'a estimé que les effets sur le taux d'épargne des ménages.

8.4 Résultats exploratoires avec l'enquête Budget des familles

8.4.1 Les difficultés de mesure du taux d'épargne

Nous avons utilisé les enquêtes Budget des familles 1984, 1995 et 2001. Un long travail d'homogénéisation a été effectué pour rendre comparable les variables de consommation et de revenu entre les différentes vagues d'enquête. Nous n'avons pas retenu l'année 1989 qui semble touchée par de nombreux biais dans l'évaluation du revenu

des ménages.[8]

L'idée de base est de construire la variable d'épargne en faisant la différence entre les revenus et les dépenses. Même si on suppose que les revenus et les dépenses sont mesurés sans erreurs, il reste quand même à traiter le problème des biens durables. Deux problèmes se posent principalement : dans quelle mesure doit-on considérer le remboursement de prêts pour le logement comme une dépense de consommation et dans quelle mesure, peut-on les considérer comme de l'épargne ? Le deuxième problème concerne les dépenses pour l'achat de biens durables, comme le logement mais aussi une voiture, ou encore un bateau. On peut raisonnablement supposer que ces achats ont été payés avec de l'épargne et pas avec les revenus courants du ménage.

Le choix que nous avons fait a été de calculer les revenus et la consommation des ménages en enlevant à la fois les dépenses exceptionnelles et la désaccumulation du patrimoine, suivant ainsi Boissinot (2003). Nous avons ensuite calculé deux mesures du taux d'épargne afin de pouvoir vérifier au mieux la robustesse de nos résultats à ces définitions.

La première mesure est un calcul du taux d'épargne par solde. Nous avons effectué la différence entre les revenus et les dépenses.[9] Pour une partie de l'échantillon, cette mesure du taux d'épargne est négative. Nous avons donc calculé une moyenne des taux d'épargne en considérant les taux négatifs comme étant nuls. Ce qui nous importe ici, c'est de pouvoir capturer l'effort d'épargne de long terme, en écartant les fluctuations liées à l'achat ponctuel de biens durables.[10]

La seconde mesure est plus spécifique et correspond à un taux d'épargne de long terme. Nous définissons celui-ci comme la somme des montants d'assurance vie, des remboursements de prêt et des versements à des complémentaires retraite ou à des mutuelles. Pour les enquêtes 1984 et 1989, on ne peut pas distinguer les mutuelles santé des versements pour la retraite, nous avons donc inclus ces dépenses d'assurance santé, même si idéalement elles ne devraient pas faire partie de l'épargne à proprement

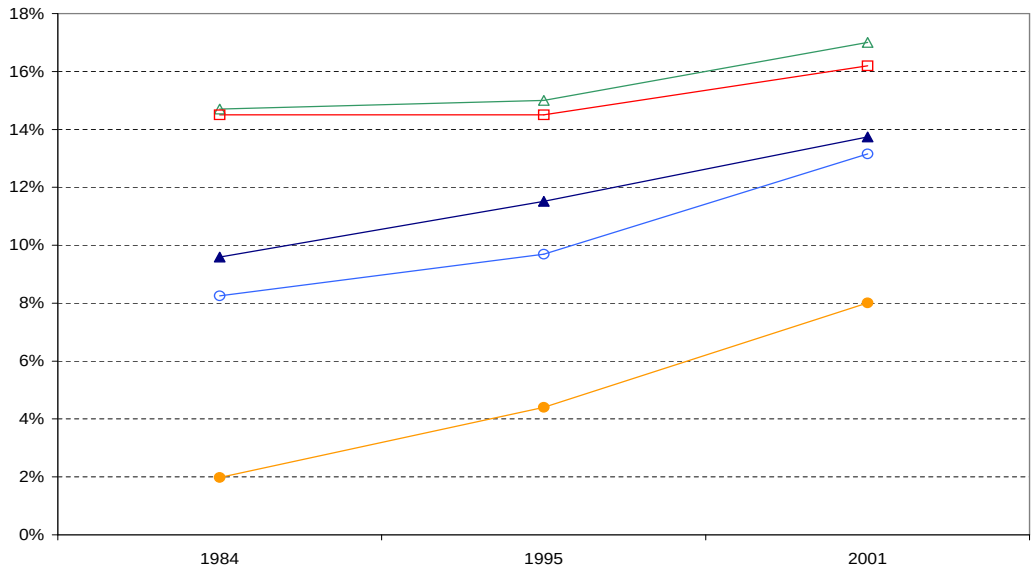
[8]La moyenne des taux d'épargne est beaucoup plus faible que dans les autres enquêtes et la médiane est même négative, ce qui rend fortement suspect son utilisation.

[9]Il s'agit des revenus et des dépenses courantes, sans la désaccumulation du patrimoine et les achats exceptionnels.

[10]Dès lors que nous avons choisi d'exclure l'achat de biens durables et la désaccumulation, nous ne pouvons pas traiter les soldes négatifs comme des taux d'épargne négatifs.

parler.

FIG. 8.4 – Taux d'épargne des ménages français - Enquêtes Budget des familles



LÉGENDE : □ Taux d'épargne (Comptes nationaux) △ Taux d'épargne moyen ○ Taux d'épargne médian ▲ Taux d'épargne long moyen ● Taux d'épargne long médian

NOTE : La moyenne du taux d'épargne est calculée en considérant les taux d'épargne négatifs comme nuls.

SOURCES : Enquêtes Budget des familles 1984, 1995 et 2001.

On reporte ces mesures à la figure 8.4 pour les comparer au taux d'épargne mesuré par la comptabilité nationale. La médiane est bien inférieure à la moyenne, comme attendu et les taux d'épargne de long terme sont plus faibles car plus spécifiques. Là encore, l'objectif de cette stratégie d'estimation n'est pas de mesurer l'épargne en niveau mais de pouvoir obtenir des mesures cohérentes au fil des enquêtes.

On dispose en outre de variables assez précises sur le statut des individus qui permettent de distinguer les individus susceptibles d'être touchés par la réforme du régime général (les salariés du privé) et le groupe de contrôle des salariés du secteur public. Une quesion connexe est néanmoins le traitement des ménages mixtes. Les décisions d'épargne se faisant généralement dans le cadre du ménage, l'identification par le statut du « chef de ménage » est quelque peu problématique. Dans ce chapitre exploratoire, nous n'avons pas poussé plus loin l'analyse des statuts différenciés au sein du ménage.

8.4.2 Aucun effet de la réforme ?

On réalise les doubles différences sur trois groupes de générations différentes. La première expérience naturelle correspond aux individus nés entre 1944 et 1953. Ils sont les plus jeunes et aussi les plus touchés par la réforme de 1993 (panel A). Le second groupe correspond aux premières générations touchées par la réforme de façon progressive, soit les générations 1934 à 1944 (panel B). Pour ces générations l'écart entre les pensions du secteur public et celles du privé grandit mais est moins nette que pour le groupe précédent. Enfin un dernier groupe, les individus nés avant 1933 qui ne sont donc pas touchés par la réforme, servira d'expérience de contrôle. Au sein de chacune des expériences naturelles, les effets d'âge, de revenus et l'hétérogénéité des préférences s'annulent par les double différences.

On reproduit au tableau 8.3 les résultats en prenant comme variable dépendante le taux d'épargne des ménages calculé par solde. Les taux d'épargne moyens de chaque groupe, du secteur privé ou du public, sont relativement cohérents et proches les uns des autres. Aucune différence selon le statut n'est significative. Les seules différences remarquables sont entre les différentes générations, c'est-à-dire l'âge est une variable déterminante des comportements d'épargne. Ce fait n'est en rien nouveau et a été plusieurs fois mis en évidence sur données françaises (Boissinot et Friez 2006). Par contre, aucune interaction n'est significativement différent de zéro. Il n'est pas possible de conclure à un moindre effet de la réforme de 1993 sur le taux d'épargne au vu de ces résultats.

Au tableau 8.4, on réalise ces mêmes différences avec le taux d'épargne de long terme défini plus haut. On obtient sur les générations 1943-1954 un coefficient négatif de -0,016, significatif à 10 %. Sur les autres groupes, aucune interaction n'est significative. On n'attendait naturellement aucun effet sur le groupe de contrôle et *a priori* un effet plus faible sur les générations touchée d'une façon plus légère par la réforme. Si l'on veut croire à la substitution entre les droits à la retraite et l'épargne financière, on aurait du attendre un coefficient d'interaction positif pour les générations touchées par la réforme. Or nous trouvons là l'effet inverse : les personnes du secteur privé touchées par la réforme ont moins épargné que leurs homologues du secteur public.

On peut se demander si une distinction selon le niveau d'éducation ne serait pas

mieux à même de saisir les effets attendus. En effet, plus une personne a une carrière ascendante, plus l'effet du nouveau calcul du salaire de référence aura des chances de baisser son montant de pension. Les qualifiés sont donc plus susceptibles de voir cette baisse se réaliser. Dans le même temps, la part de la retraite représentée par le régime général est beaucoup plus forte pour les plus faibles revenus (les non qualifiés).

On reporte au tableau 8.5 les coefficients d'interaction pour l'ensemble des double différences selon la génération ou la qualification. Aucun coefficient n'est significativement différent de 0.

8.5 Bilan : comment expliquer ces résultats ?

Si on prend au sérieux nos estimations, alors il n'y a pas de substitution entre la richesse de retraite et l'épargne individuelle en France. Ce résultat ne serait pas en soi surprenant : la richesse de retraite est peu liquide et ne peut pas être transmise à ses descendants. Si le motif principal d'épargne est la transmission d'un patrimoine, une faible substitution n'est pas à écarter. De plus dans un pays où l'essentiel des revenus de retraite vient des régimes obligatoires, l'épargne ne joue pas le rôle d'un substitut à la pension des régimes de retraite.

Il y a néanmoins d'autres explications possibles à ces résultats, dont nous allons discuter la pertinence : la fiabilité des données, une anticipation de la réforme et un manque d'information.

8.5.1 Des données fragiles

La première explication possible à ces résultats peut venir de la fragilité des données utilisées. Nous avons vu que calculer un taux d'épargne fiable à partir du solde du revenu et de la consommation est en soi un exercice difficile. Par ailleurs, la comparaison des différentes vagues de l'enquête Budget des familles est problématique. Si nous avons exclu l'enquête de 1989 car elle posait de sérieux problèmes d'estimation des revenus, il est difficile d'être certain que l'enquête de 1984 est de la même qualité que les deux dernières enquêtes (1995 et 2001).

Notre stratégie d'identification est en théorie robuste à des erreurs de mesure du

taux d'épargne. L'hypothèse cruciale que nous faisons est que ces erreurs de mesure de diffèrent pas systématiquement pour les salariés du privé et du public. Ce n'est pas une hypothèse très forte. Le fait que ces erreurs de mesure soient systématiquement biaisées de façon à compenser l'effet de la réforme est difficile à croire.

Ce qui est possible par contre est ces erreurs de mesures créent du bruit dans nos estimations ne nous permettant pas d'estimer précisément des effets de substitution faibles.

8.5.2 Une réforme anticipée ?

Un point essentiel doit être soulevé ici. Si la réforme des retraites a été anticipée, alors les comportements d'épargne des ménages ne doivent pas se trouver modifiés par l'annonce de la réforme.

Depuis la fin des années 1980, le débat sur la non solvabilité des systèmes de retraite a vraisemblablement du inciter une partie de la population à épargner davantage, ayant en tête que les engagements de retraite ne seraient pas honorés à la hauteur de la législation d'alors. Une réforme qui consiste à baisser les taux de remplacement pour les rendre plus proches du niveau anticipé n'aurait, en bonne logique, aucun effet sur les taux d'épargne. On ne pourrait alors pas mettre en évidence l'impact des réformes sur les systèmes de retraite.

Attanasio et Brugiavini (2003) estiment que si le constat de la non viabilité du système de retraite avant la réforme était largement partagé en Italie, personne n'a pu anticiper l'effet différencié de la réforme par secteur. Dans le cas français, il est difficile de mesurer exactement dans quelle mesure la réforme de 1993 a été anticipée par les salariés du secteur privé, mais pas par les fonctionnaires. Il est bien sûr possible d'imaginer que les agents de la Fonction publique pouvaient avoir plus confiance dans la solvabilité de leur régime, étant donné que celui-ci est financé directement sur le budget de l'État. Néanmoins, si une réforme des systèmes de retraite pouvait être anticipée (le livre blanc sur les retraites venait de paraître), le fait qu'elle touche de façon différente certaines générations et uniquement le secteur privé n'avait rien d'évident.

Le seul argument en faveur d'une anticipation de la réforme vient du coeffi-

cient négatif que l'on obtient pour la mesure d'épargne longue. Pour les générations touchées, les fonctionnaires ont réalisé un effort d'épargne après la réforme plus important que les salariés du privé. Il est ainsi possible de défendre une explication de nos résultats sur la base de l'anticipation des ménages français des réformes des retraites : les ménages du secteur privé ont pu relâcher leurs efforts d'épargne tandis que les ménages du public ont pu anticiper que la prochaine réforme allait les concerner plus directement.

8.5.3 Une réforme inaperçue ?

Il existe enfin une dernière explication à l'absence d'effet de la réforme de 1993 sur les taux d'épargne des Français, c'est-à-dire le fait que la réforme est passée largement inaperçue.

De fait, la réforme a eu lieu à la fin du mois de juillet, sans manifestations et pratiquement sans débat.[11] L'effet de baisse du taux de remplacement n'a pas été annoncé comme tel mais comme un simple changement technique visant à prendre mieux en compte les longues carrières. Le fait que la modification du salaire de référence allait induire une baisse du niveau des pensions est un mécanisme peut transparent. Il ne touche pas vraiment le taux de remplacement nominal qui frappe plus les esprits. L'autre mécanisme de baisse des pensions est l'indexation sur les prix qui ne joue réellement qu'à plus long terme. Nos simulations de la richesse de retraite actualisée supposent que les individus anticipent bien l'effet d'une modification de mode de revalorisation des pensions.

Un dernier argument en faveur de cette explication vient du fait que nous n'avons pas mis en évidence, au chapitre 3, d'effets de cette modification du salaire de référence sur les comportements de départ en retraite. Il n'y a aucune différence significative entre générations sur l'âge de départ en retraite, malgré un effet revenu attendu.[12]

Les résultats de notre étude peuvent ainsi être replacés de façon intéressante dans

[11] On retrouve seulement deux articles dans le journal *Le Monde* consacrés à la réforme de 1993 et pratiquement pas de débat d'opinions.

[12] On reporte pour l'absence d'effet revenu entre générations à la figure 3.6 du chapitre 3 (page 126). Les coefficients d'interaction des individus qui ont plus de trimestres que la durée requise de cotisation ne sont pas significativement différents de zéro. Comme il s'agit de générations encore proche en terme de salaire de référence, il faudrait confirmer ce fait sur les générations plus récentes.

le débat plus large de l'effet des systèmes de retraite sur les comportements d'épargne. Dans un article récent à paraître, R. Bottazzi, T. Jappelli et M. Padula (2006) mettent en avant l'effet de l'information et des anticipations des individus sur leurs comportements d'épargne. En utilisant sur données italiennes des indicateurs de la pension anticipée des individus (taux de remplacement estimé et âge de départ en retraite anticipé), ils estiment que les salariés qui sont les mieux informés sur leurs droits à la retraite réagissent le plus aux réformes qui modifient leurs droits à la retraite. Plus précisément, les salariés italiens semblent avoir modifié leurs anticipations à la suite des réformes. Contrôlant pour les anticipations de leur niveau de pension, les auteurs trouvent un effet de substitution entre richesse de retraite et le patrimoine financier plus fort que les études basées sur la simulation de cette richesse de retraite. Ainsi si le coefficient de substitution apparaît de 50 % en moyenne, il est estimé entre -0,4 et -0,8 pour le groupe des salariés « bien informés » et entre -0,2 et -0,4 pour les salariés moins bien informés.

Au regard de ces études, il est possible de défendre que la réforme de 1993 n'a eu aucun effet simplement parce que très peu de salariés français ont compris la façon dont leurs droits à la retraite allaient être modifiés en conséquence.

8.6 Conclusion

Ce chapitre est une première tentative d'estimation sur données françaises de la substitution entre la richesse de retraite et le patrimoine financier. À l'instar d'articles récents, nous utilisons l'expérience naturelle de la réforme de 1993 pour estimer en double différence l'effet de la réduction du niveau des pensions sur les comportements d'épargne. Nous instrumentons la variation de richesse de retraite actualisée par l'interaction entre le statut et la période post-réforme. Aucun effet de la réforme sur le taux d'épargne n'apparaît significatif sur les données de l'enquête Budget des familles.

Si nos résultats sont confirmés à partir d'autres enquêtes, deux interprétations sont en fait possibles : soit la richesse de retraite n'est pas, en France, un substitut à l'épargne individuelle, soit la réforme de 1993 n'a pas été perçue comme une réduction

claire du niveau des pensions.

Cette dernière interprétation a nos préférences au vu du manque de lisibilité des effets de cette réforme sur le niveau des pensions. Celui-ci est à comparer avec l'effet clair et direct de la durée requise de cotisation pour obtenir le taux plein, analysé au chapitre 3.

Cela entraîne une réflexion sur l'arbitrage auquel les pouvoirs publics doivent faire face. En choisissant de faire une réforme technique qui passe inaperçue aux salariés français, le gouvernement Balladur espérait faciliter l'adoption d'une réforme jugée essentielle pour l'équilibre des régimes de retraite. Le désavantage d'une telle politique est qu'il est impossible d'attendre une forte réaction des ménages dans le but de compenser la réduction des pensions par leur épargne individuelle. Il n'est pas possible en même temps de faire une réforme en catimini et espérer qu'elle suscite des réactions des ménages. Une politique publique qui vise à modifier les comportements individuels doit reposer sur des mesures transparentes, une pédagogie de la réforme et une information claire des modifications des incitations. Ce n'était visiblement pas l'objectif de la réforme de 1993.

Tab. 8.3 – Estimations en double différence avec le taux d'épargne standard

Panel A : expérience naturelle sur les générations 1944-1953

	Régime de retraite		
Réforme	Public	Privé	Différence
Avant	0,143	0,148	0,005
	(0,006)	(0,005)	(0,007)
Après	0,154	0,157	0,002
	(0,002)	(0,004)	(0,006)
Différence	0,011	0,008	**-0,002**
	(0,008)	(0,006)	(0,010)

Panel B : expérience naturelle sur les générations 1934-1943

	Régime de retraite		
Réforme	Public	Privé	Différence
Avant	0,146	0,136	-0,009
	(0,007)	(0,006)	(0,008)
Après	0,176	0,162	-0,014
	(0,007)	(0,005)	(0,008)
Différence	0,030	0,026	**-0,004**
	(0,010)	(0,077)	(0,013)

Panel C : expérience de contrôle sur les générations 1924-1933

	Régime de retraite		
Réforme	Public	Privé	Différence
Avant	0,156	0,141	-0,015
	(0,009)	(0,006)	(0,009)
Après	0,17	0,16	-0,009
	(0,007)	(0,004)	(0,009)
Différence	0,015	0,021	**0,005**
	(0,011)	(0,007)	(0,014)

Note : Calculs avec les données des enquêtes Budget de famille. Avant la réforme correspond à 1984 et après aux enquêtes de 1995 et 2001.

TAB. 8.4 – Estimations en double différence avec le taux d'épargne long

Panel A : expérience naturelle sur les générations 1944-1953

Réforme	Régime de retraite Public	Privé	Différence
Avant	0,109	0,114	0,004
	(0,007)	(0,004)	(0,008)
Après	0,139	0,128	-0,011
	(0,004)	(0,002)	(0,004)
Différence	0,031	0,014	**-0,016***
	(0,007)	(0,005)	(0,009)

Panel B : expérience naturelle sur les générations 1934-1943

Réforme	Régime de retraite Public	Privé	Différence
Avant	0,108	0,094	-0,014
	(0,014)	(0,006)	(0,017)
Après	0,098	0,091	-0,006
	(0,004)	(0,002)	(0,004)
Différence	-0,010	-0,002	**0,007**
	(0,013)	(0,008)	(0,014)

Panel C : expérience de contrôle sur les générations 1924-1933

Réforme	Régime de retraite Public	Privé	Différence
Avant	0,042	0,050	0,007
	(0,003)	(0,003)	(0,004)
Après	0,062	0,066	0,004
	(0,003)	(0,002)	(0,003)
Différence	0,019	0,016	**-0,003**
	(0,004)	(0,003)	(0,006)

NOTE : Calculs avec les données des enquêtes Budget de famille. Avant la réforme correspond à 1984 et après aux enquêtes de 1995 et 2001.

DEGRÉ DE SIGNIFICATIVITÉ : $*$: 10 %

Tab. 8.5 – Coefficients d'interaction selon la qualification

	Taux d'épargne		Taux d'épargne long	
	Qualifiés	Non-qualifiés	Qualifiés	Non-qualifiés
1944-1953	-0,012	-0,016	-0,011	0,003
	(0,016)	(0,011)	(0,021)	(0,012)
1934-1943	-0,046	0,002	-0,060	0,013
	(0,054)	(0,012)	(0,032)	(0,015)
1924-1933	-0,019	0,001	-0,018	0,016
	(0,020)	(0,006)	(0,039)	(0,015)

Note : Calculs avec les données des enquêtes Budget de famille. Les écarts-types sont reportés entre parenthèses. Les qualifiés ont un diplôme équivalent au baccalauréat ou plus.

Chapitre 9

Conclusion générale

Si cette thèse est parvenue à mettre en évidence des résultats originaux sur l'analyse des réformes des retraites en France, elle ne constitue en rien un aboutissement. Bien au contraire, chaque chapitre invite à prolonger la recherche entreprise afin d'améliorer notre compréhension de l'impact des systèmes de retraite sur l'économie et les comportements des individus.

Nous rappellerons tout d'abord l'originalité des résultats présentés. Puis nous discuterons des limites de ces travaux et en particulier dans quelle mesure ils invitent à poursuivre ce travail de recherche.

Des résultats originaux

Le chapitre 3 propose la première estimation *ex post* d'une réforme des retraites sur données françaises. L'utilisation des méthodes modernes d'évaluation de politiques publiques permet d'estimer la réaction comportementale des salariés français lorsqu'ils font face à l'arbitrage loisir-revenu dans leur choix de départ en retraite. Cette étude met en évidence la forte réaction de la minorité d'individus touchée par la réforme. Elle mesure l'élasticité du report de départ en retraite à la durée de cotisation 0,54, soit une augmentation moyenne d'un mois et demi pour chaque trimestre d'augmentation. Ce chiffre illustre la sensibilité du choix de départ en retraite aux incitations du système de retraite et en souligne l'hétérogénéité : une partie non négligeable de la population concernée préfère partir dès l'âge minimum malgré une

pension sérieusement réduite. Par ailleurs, l'étude met en évidence de façon précise les moyens dont disposent les salariés pour éviter cet arbitrage (liquidation de pension pour inaptitude et recherche de trimestres de cotisation oubliés). Ces effets sont importants à mettre en lumière dans la mesure où ils tendent à réduire l'effet moyen d'une augmentation de cotisation sur l'âge de départ en retraite. Deux conclusions générales peuvent être tirées de cet exercice. La première est qu'il existe en France une marge de manœuvre significative dans la possibilité d'augmenter l'âge de départ en retraite. La seconde est que l'incitation au report du départ en retraite risque de buter sur l'hétérogénéité des comportements. Si l'on souhaite maintenir un taux de remplacement minimum à l'âge de départ minimum, l'incitation au report sera nécessairement limité.

Le chapitre 4 évoque la façon dont les estimations précédentes permettent de penser la forme d'un barème optimal. Généralement, la littérature sur les barèmes optimaux des systèmes de retraite se limite à une analyse normative sur la structure des barèmes afin de répondre au problème d'incitation au report du départ en retraite. Cette étude est un pas en direction d'une modélisation plus directe entre la distribution des préférences et la forme d'un barème idéal. Le second apport du chapitre est de souligner le caractère multidimensionnel des paramètres déterminants un barème optimal : deux effets devraient être pris en compte, un effet revenu issu du taux de remplacement et un effet d'incitation qui détermine la pente du barème. Idéalement, il faudrait ainsi pouvoir estimer l'élasticité du départ en retraite en fonction de différentes valeurs de l'incitation (pente du barème). Notre estimation de l'élasticité de départ est ainsi fondamentalement locale et toute simulation des effets possibles d'autres réformes nécessite de faire des hypothèses supplémentaires sur la distribution de la préférence pour le loisir.

Le chapitre 5 met en évidence le financement des politiques de cessation d'activité par l'augmentation des cotisations sociales en France. Ce fait majeur, oublié par la littérature jusqu'à présent, permet de reconsidérer les évaluations de ces politiques dans un cadre plus général. L'impact de ces politiques sur le chômage dépend à la fois de l'effet de substitution entre vieux et jeunes travailleurs et de l'effet en retour de l'augmentation du coût du travail des moins qualifiés. Si la substitution est forte

et que l'élasticité de la demande de travail à son coût est faible, alors ces politiques sont susceptibles d'être efficaces et de réduire le chômage tout en procurant un loisir bienvenu aux salariés âgés. À l'inverse, si la substitution est faible et que la demande de travail est sensible à son coût, alors il est possible que ces politiques aient aggravé la situation de l'emploi des plus jeunes, et en particulier des non qualifiés. Notre étude ne tranche pas sur la bonne valeur de ces paramètres, mais cherche à dépassionner le débat pour le porter vers la nécessaire analyse empirique des différents effets en jeu. Cette discussion, au cœur des débats économiques français, renvoie à la littérature macroéconomique sur l'analyse des causes du chômage en Europe. Un consensus a émergé sur la conjonction d'institutions et de chocs macroéconomiques pour expliquer l'explosion du chômage à la fin des années soixante-dix et l'hétérogénéité de sa persistence en Europe. Les politiques de cessation d'activité sont un exemple précis d'institutions modifiées par l'augmentation du chômage et dont les effets en retour sur l'emploi peuvent être négatifs.

Le chapitre 6 est une étude empirique en droite ligne de la réflexion suscitée au chapitre précédent : comment mesurer l'effet de substitution entre jeunes et vieux salariés ? La stratégie d'identification a été de construire des variables instrumentales à partir de mesures des incitations à cesser son activité. Ces indicateurs, calculés par âge et par génération pour tous les dispositifs de cessation d'activité capturent précisément les modifications des incitations à cesser son activité. Nous parvenons ainsi à mettre en évidence de façon nette l'effet des modifications des systèmes de retraite sur le retrait des salariés âgés. Par contre, nous mettons également en évidence le problème d'endogénéité de ces politiques par rapport à la montée du chômage. En testant sur série temporelle des relations de causalité de ces variables, nous ne mettons en évidence aucun effet sur le chômage des jeunes salariés.

Le chapitre 7 calcule un certain nombre d'indicateurs du rendement des retraites de façon historique (générations 1902 à 1948). Plusieurs points originaux sont mis en avant par cette étude : si le taux de rendement interne baisse fortement au fur et à mesure que les régimes de retraite montent en charge, l'évolution dépend largement des réformes mises en place. La réforme de 1982 permet d'augmenter temporairement le rendement des retraites pour les premières générations qui profitent de la baisse de

l'âge de la retraite. En prenant en compte les systèmes de préretraite, l'impression générale est modifiée et la réforme de 1982 n'apparaît plus comme une modification brutale du rendement intergénérationnel. L'autre point intéressant de cette étude est de comparer ces rendements du régime par répartition aux rendements historiques des marchés financiers. Nous avons ainsi calculé les transferts nets par génération selon différentes mesures du taux d'actualisation : le système par répartition a permis de réaliser de formidables transferts positifs en faveur des générations ruinées par l'inflation. Aucun actif financier n'aurait permis d'offrir des pensions d'un même niveau à ces générations. Par ailleurs ces transferts ne sont pas uniquement le résultat de la montée en charge du régime par répartition mais bien la conséquence de l'avantage de la répartition sur la capitalisation lorsque les rendements réels des marchés financiers sont négatifs. Ces estimations permettent de replacer dans son contexte historique le faible rendement des générations récentes. Celui-ci est la conséquence de la dette implicite du régime de retraite qui ne pourra pas être effacée par un changement du mode de financement. Cette étude invite enfin à considérer le choix du mode de financement de l'augmentation de l'espérance de vie. Si le financement par répartition est très favorable lorsque les rendements financiers sont négatifs, ceux-ci sont susceptibles d'être plus élevés que la croissance de l'économie à long terme. Par ailleurs, l'augmentation de l'espérance de vie est anticipée et choisir de préfinancer cette extension du système de retraite n'apparaît pas totalement hors de propos. L'analyse des rendements intergénérationnels invite enfin à ne pas mettre en place de réformes brutales qui pourraient aller à l'encontre du partage équitable entre les générations des bénéfices de l'augmentation de l'espérance de vie.

Le chapitre 8 est la première tentative en France d'estimation de l'effet des systèmes de retraite sur le comportement d'épargne des ménages. Contrairement à des résultats positifs pour d'autres pays (Royaume-Uni et Italie), nous ne mettons en évidence aucun effet d'une modification des droits à la retraite sur le comportement d'épargne des Français. Plusieurs explications peuvent être apportées à un tel résultat. La première est qu'il existe de fait une faible substitution en France entre le patrimoine financier et la richesse de retraite. La seconde est que peu de salariés français ont compris au moment de la mise en place de la réforme de 1993 qu'elle

allait réduire sensiblement le niveau des pensions : le mécanisme de modification du calcul du salaire de référence n'est pas particulièrement limpide. Il est enfin possible qu'une telle réforme ait été anticipée et n'ait donné lieu à aucune modification des comportements d'épargne.

Limites et perspectives

Il convient également d'esquisser les limites de ces travaux afin de tracer des perspectives quant aux recherches futures qui peuvent en découler.

Notre estimation de l'élasticité de l'âge de la retraite à la durée de cotisation est limitée à plusieurs égards. Malgré la grande qualité des données utilisées, un certain nombre de points restent obscurs : les caractéristiques des personnes qui décident de liquider leur pension avec une pénalité nous sont inconnues. Il est ainsi impossible de vérifier que ces personnes n'ont pas une autre pension disponible, si elles travaillent dans un métier exposé, ou si elles ont un conjoint qui aurait pu influencer leur choix. Ensuite, ces données n'apportent aucune information sur le niveau de salaire : il n'est donc pas possible d'estimer véritablement les effets de revenu avec la variation du salaire de référence. L'utilisation d'une autre base de données comme l'échantillon interrégime des cotisants (EIC) pourrait pallier en partie ces insuffisances et apporter des éclairages complémentaires.

Par ailleurs, l'exploitation de notre estimation de l'élasticité est limitée. Comme la réforme de 1993 ne modifie pas la pente des incitations (la décote est inchangée), il est difficile de faire des extrapolations sur les effets d'une modification des barèmes. Le chapitre 4 a ainsi souligné les hypothèses qu'il est nécessaire de faire sur la distribution des préférences pour pouvoir poursuivre ces analyses.

L'évaluation de la réforme de 2003 pourrait répondre à ces limitations d'une double manière. D'une part, la mise en place de la surcote offre la possibilité d'estimer une incitation plus faible que la décote de 1993. D'autre part, la modification de la valeur de la décote, croissante dans le secteur public et décroissante dans le secteur privé, devrait offrir des variations d'une richesse incomparable. La comparaison entre les comportements des salariés du privé et les agents de la fonction publique apportera

des indications utiles sur la façon dont la demande de travail peut influencer les choix de départ. L'existence de données administratives comme l'EIC donne l'espoir que les analyses de l'impact de la réforme de 2003 pourront être prochainement très fructueuses.

La partie III de cette thèse s'est attaquée à une question majeure du débat économique français. Les analyses menées dans les chapitres 5 et 6 ont, chacune à leur façon, souligné les incertitudes qui entourent les effets positifs sur l'emploi des plus jeunes du départ en retraite des salariés âgés. Ces études invitent à considérer avec scepticisme les espoirs mis par certains dans le départ en retraite des baby-boomers pour réduire le chômage. Néanmoins, elles n'apportent pas en soi de preuves convaincantes sur les effets exacts des politiques de cessation d'activité. Du côté théorique, la fonction de production classique sur laquelle repose le modèle du chapitre 5 ne permet pas de modéliser les effets complexes de la substitution des travailleurs d'âge et de qualification différente. À l'inverse les modèles de *search* prennent rarement en compte explicitement la demande de travail en fonction de son coût. Une réflexion théorique sur la bonne façon de modéliser les effets des modifications de la population active sur le chômage des autres groupes reste encore à poursuivre. Du point du vue empirique, l'endogénéité des politiques d'incitation au retrait d'activité rend fragile toute conclusion définitive à partir de nos estimations.

Le chapitre 7 atteint ses limites lors de l'analyse de la redistribution intragénérationnelle. L'absence de prise en compte des aléas de carrière et de l'hétérogénéité dans les espérances de vie ne permet pas de conclure de façon définitive sur la redistributivité du système de retraite. Il y a pourtant là une recherche majeure à réaliser, en analysant l'évolution de cette redistribution avec les différentes réformes. Idéalement, il faudrait disposer de données individuelles sur toute la période indiquant la distribution jointe des niveaux de salaire avec les aléas de carrière. Comme ces données n'existent pas, il faudrait simuler les ménages français à la manière d'un modèle de microsimulation afin de pouvoir simuler l'hétérogénéité des parcours tels qu'observés sur la période d'après-guerre. C'est en soi un programme de travail très ambitieux mais qui pourrait être très profitable à notre connaissance des systèmes de retraite.

La qualité des données de l'enquête Budget des familles confère un caractère

exploratoire à l'analyse présentée au chapitre 8. Une perspective de recherche repose sur l'usage des données Actifs financiers qui donnent des informations importantes sur le patrimoine des ménages français. L'inconvénient majeur de cette enquête est que les montants de patrimoine sont renseignés par tranche et doivent donc être simulés. Cela rend potentiellement fragile une estimation par double différence qui doit reposer sur une comparaison fine entre les enquêtes. Une autre approche pourrait consister à regarder les effets des réformes sur l'usage de véhicules d'épargne propres à l'épargne retraite.

Au delà de ces perspectives de recherche, cette thèse nous a amené à considérer avec acuité certaines questions connexes aux réformes des retraites.

Nous avons insisté dans la partie III de cette thèse sur la relation entre système de retraite et demande de travail des jeunes, mais il est important de rappeler que cette question a son pendant avec la demande de travail des salariés âgés. La faible demande de travail des salariés âgés en France invite à en faire un thème de recherche important. La discrimination par l'âge, les effets du salaire à l'ancienneté ou l'impact des politiques d'incitation au départ en retraite sont difficiles à démêler. Ces questions sont pourtant essentielles à l'adaptation de notre économie au vieillissement de la population.

La question de la formation au cours de la vie et de l'adaptation possible des personnes en fin de carrière aux changements technologiques est en étroite relation avec cette problématique. Comment évolue la productivité des travailleurs en fin de carrière ? Certains auteurs ont défendu l'idée d'une externalité négative des travailleurs âgés sur la productivité des plus jeunes (Mulligan et Sala-i Martin 2000) plébiscitant un système de retraite qui incite à cesser son activité de manière anticipée. D'autres soulignent, au contraire, la perte d'expérience et de savoir faire qui a lieu au sein des entreprises avec les départs à la retraite massifs. Ces questions déterminent aussi la forme optimale d'un système de retraite.

La partie II de cette thèse a mis en évidence l'importance des détails incitatifs du système de retraite sur les comportements des salariés. Plusieurs réformes en Europe ont transformé leur système par répartition en comptes notionnels (Suède et Italie) afin de circonscrire les effets négatifs d'un système de retraite obligatoire sur l'offre de travail. Notre travail invite à comparer les effets des réformes françaises avec les expériences étrangères et à discuter des avantages et des inconvénients des réformes dites « structurelles ». Les effets incitatifs doivent être mesurés au vu des modifications de la redistribution.

Enfin, l'analyse de l'optimalité d'un système de retraite rejoint des questions plus macroéconomiques sur l'impact du financement des retraites sur la dynamique de l'économie. La discussion du chapitre 7 sur l'intérêt d'un préfinancement du système de retraite dans l'objectif d'équité intergénérationnelle et d'efficacité en terme de coût de la retraite, doit être comparé aux choix macroéconomiques en termes d'accumulation du capital dans l'économie. Cela implique de discuter de la gestion des risques des portefeuilles d'actifs des régimes de retraite, mais aussi des risques politiques de la constitution de réserves qui peuvent être utilisées à d'autres fins par les gouvernements.

L'économie des systèmes de retraite n'est pas seulement un sujet passionnant pour ses implications de politique publique, mais aussi le point de rencontre de nombreuses problématiques essentielles à l'analyse de nos sociétés modernes. Les retraites portent les marques de notre histoire et les signes avant-coureur des défis auxquels nous devrons faire face.

Nous espérons que cette thèse aura contribué à faire progresser nos connaissances sur ce sujet.

Annexes

Annexe A

Barèmes du système de retraite

Cette annexe rassemble l'ensemble des barèmes des régimes de retraite de l'assurance vieillesse française. Les barèmes propres au régime général peuvent être retrouvés sur le site de la Cnav (`www.legislation.cnav.fr`). Pour les barèmes des régimes complémentaires, Arrco et Agirc, nous n'avons reproduit que les barèmes du régime principal (Unirs). En effet, avant l'unification de la valeur du point et du salaire de référence, chaque institution avait un barème propre.

Tab. A.1: Plafond de la sécurité sociale et pension maximum du régime général

Date d'effet	Plafond annuel	Pension maximum	Références
01/01/2006	31 068 €	15 534 €	Arrêté du 02/12/2005
01/01/2005	30 192 €	15 096 €	Décret n°2004-1292 du 26/11/2004
01/01/2004	29 712 €	14 856 €	Décret n°2003-1159 du 04/12/2003
01/01/2003	29 184 €	14 592 €	Décret n°2002-1374 du 22/11/2002
01/01/2002	28 224 €	14 112 €	Décret n°2001-1069 du 16/11/2001
01/01/2001	179 400 F	89 700 F	Décret n°2000-1284 du 26/12/2000
01/01/2000	176 400 F	88 200 F	Décret n°99-1029 du 09/12/1999
01/01/1999	173 640 F	86 820 F	Décret n°98-1225 du 29/12/1998
01/01/1998	169 080 F	84 540 F	Décret n°97-1251 du 29/12/1997
01/01/1997	164 640 F	82 320 F	Décret n°96-1169 du 27/12/1996
01/07/1996	162 480 F	81 240 F	Décret n°95-1357 du 30/12/1995
01/01/1996	159 960 F	79 980 F	Décret n°95-1357 du 30/12/1995
01/07/1995	156 720 F	78 360 F	Décret n°94-1154 du 28/12/1994
01/01/1995	155 160 F	77 580 F	Décret n°94-1154 du 28/12/1994
01/07/1994	154 080 F	77 040 F	Décret n°93-1308 du 15/12/1993
01/01/1994	152 160 F	76 080 F	Décret n°93-130 du 15/12/1993
01/07/1993	151 320 F	75 660 F	Décret n°92-1371 du 29/12/1992
01/01/1993	148 320 F	74 160 F	Décret n°92-1371 du 29/12/1992
01/07/1992	145 800 F	72 900 F	Décret n°91-1374 du 30/12/1991
01/01/1992	142 440 F	71 220 F	Décret n°91-1374 du 30/12/1991
01/07/1991	139 440 F	69 720 F	Décret n°90-1240 du 31/12/1990
01/01/1991	136 080 F	68 040 F	Décret n°90-1240 du 31/12/1990
01/07/1990	132 480 F	66 240 F	Décret n°90-6 du 02/01/1990
01/01/1990	129 600 F	64 800 F	Décret n°90-6 du 02/01/1990
01/07/1989	126 480 F	63 240 F	Décret n°89-439 du 30/06/1989
01/01/1989	124 080 F	62 040 F	Décret n°88-1236 du 30/12/1988
01/07/1988	121 320 F	60 660 F	Décret n°87-1057 du 29/12/1987
01/01/1988	119 400 F	59 700 F	Décret n°87-1057 du 29/12/1987
01/07/1987	118 080 F	59 040 F	Décret n°86-1374 du 31/12/1986
01/01/1987	115 560 F	57 780 F	Décret n°86-1374 du 31/12/1986

Suite de la page précédente ...

Date d'effet	Plafond annuel	Pension maximum	Références
01/07/1986	113 760 F	56 880 F	Décret n°85-1492 du 31/12/1985
01/01/1986	110 640 F	55 320 F	Décret n°85-1492 du 31/12/1985
01/07/1985	108 720 F	54 360 F	Décret n°84-1197 du 28/12/1984
01/01/1985	104 760 F	52 380 F	Décret n°84-1197 du 28/12/1984
01/07/1984	101 880 F	50 940 F	Décret n°84-520 du 28/06/1984
01/01/1984	97 320 F	48 660 F	Décret n°83-1190 du 30/12/1983
01/07/1983	94 440 F	47 220 F	Décret n°83-530 du 28/06/1983
01/01/1983	88 920 F	44 460 F	Décret n°82-1119 du 28/12/1982
01/07/1982	84 960 F	42 480 F	Décret n°82-543 du 29/06/1982
01/01/1982	79 080 F	39 540 F	Décret n°81-1164 du 30/12/1981
01/01/1981	68 760 F	34 380 F	Décret n°80-1080 du 24/12/1980
01/01/1980	60 120 F	30 060 F	Décret n°79-1136 du 28/12/1979
01/01/1979	53 640 F	26 820 F	Décret n°78-1212 du 26/12/1978
01/01/1978	48 000 F	24 000 F	Décret n°77-1444 du 27/12/1977
01/01/1977	43 320 F	21 660 F	Décret n°76-1244 du 29/12/1976
01/01/1976	37 920 F	18 960 F	Décret n°75-1271 du 29/12/1975
01/01/1975	33 000 F	16 500 F	Décret n°74-1133 du 30/12/1974
01/01/1974	27 840 F	13 363,20 F	Décret n°73-1208 du 29/12/1973
01/01/1973	24 480 F	11 260,80 F	Décret n°72-1230 du 29/12/1972
01/01/1972	21 960 F	9 662,40 F	Décret n°71-1109 du 30/12/1971
01/01/1971	19 800 F	7 920 F	Décret n°70-1205 du 22/12/1970
01/01/1970	18 000 F	7 200 F	Décret n°69-1234 du 30/12/1969
01/01/1969	16 320 F	6 528 F	Décret n°68-1186 du 30/12/1968
01/01/1968	14 400 F	5 760 F	Décret n°67-1233 du 22/12/1967
01/01/1967	13 680 F	5 472 F	Décret n°66-1004 du 23/12/1966
01/01/1966	12 960 F	5 184 F	Décret n°65-1152 du 24/12/1965
01/01/1965	12 240 F	5 184 F	Décret n°64-1320 du 24/12/1964
01/01/1964	11 400 F	4 560 F	Décret n°63-1320 du 24/12/1963
01/01/1963	10 440 F	4 176 F	Décret n°62-1570 du 26/12/1962
01/01/1962	9 600 F	3 840 F	Décret n°61-169 du 29/12/1961
01/04/1961	8 400 F	3 360 F	Décret n°61-168 du 16/02/1961
01/01/1961	7 200 F	2 880 F	Décret n°60-620 du 29/06/1960
01/07/1960	7 080 F	2 832 F	Décret n°60-620 du 29/06/1960
01/01/1960	6 600 F	2 640 F	Décret n°58-1436 du 31/12/1958
01/01/1959	660 000 AF	264 000 AF	Décret n°58-1436 du 31/12/1958
01/01/1958	600 000 AF	240 000 AF	Décret n°57-1322 du 23/12/1957
01/10/1955	528 000 AF	211 200 AF	Décret n°55-1272 du 29/09/1955
01/04/1952	456 000 AF	182 400 AF	Loi n°52-401 du 14/04/1952
01/10/1951	408 000 AF	163 200 AF	Loi n°51-1126 du 26/09/1951
01/01/1951	324 000 AF	129 600 AF	Loi n°50-1598 du 30/12/1950
01/03/1949	264 000 AF	105 600 AF	Loi n°49-244 du 24/02/1949
01/01/1949	228 000 AF	91 200 AF	Décret n°48-361 du 02/03/1948
01/03/1948	228 000 AF		Décret n°48-361 du 02/03/1948
01/01/1948	204 000 AF		Décret n°47-1881 du 24/09/1947
01/10/1947	204 000 AF		Décret n°47-1881 du 24/09/1947
01/01/1947	150 000 AF		Décret n°46-2155 du 07/10/1946
01/10/1946	150 000 AF		Décret n°46-2155 du 07/10/1946
01/07/1946	120 000 AF		Ordonnance du 04/10/1945 art. 31
01/01/1946	120 000 AF		Ordonnance du 20/06/1945
01/09/1944	60 000 AF		Ordonnance du 20/10/1944
01/01/1944	48 000 AF		Loi du 06/01/1942
01/01/1943	42 000 AF		Loi du 06/01/1942
01/01/1942	42 000 AF		Loi du 06/01/1942
01/04/1941	30 000 AF		Loi du 14/03/1941 art.19

Suite de la page précédente ...

Date d'effet	Plafond annuel	Pension maximum	Références
01/07/1938	18 000 AF		Décret-loi du 14/06/1938
01/01/1937	15 000 AF		Loi du 26/08/1936 modifiée
01/01/1936	12 000 AF		Décret-loi du 28/10/1935 art. 2 § 2
01/07/1930	10 800 AF		Loi du 05/04/1928 modifiée

Sources : Cnav site de législation et barèmes, voir `www.legislation.cnav.fr` et Journal officiel pour les références exactes.

Notes : Depuis 1975, la pension maximum correspond à la moitié du plafond de sécurité sociale. Entre la mise en place du régime générale et la réforme Boulin, la pension maximum est calculée comme 40 % du plafond. Entre 1971 et 1975, une période intermédiaire augmente progressivement ce niveau maximum.

Tab. A.2 – Départ anticipé pour longues carrières - loi Fillon 2003

Début de carrière	Trimestres validés	Dont trimestres cotisés	Age de départ possible
14 ans	168	168	56 ans
15 ans	168	168	57 ans
14 ou 15 ans	168	164	58 ans
14, 15 ou 16 ans	168	160	59 ans

Sources : Décret n°2003-1036 du 30 octobre 2003, JO du 31 octobre 2003.

TAB. A.3 – Départ anticipé pour les handicapés - loi Fillon 2003

Trimestres validés	Dont trimestres cotisés	Age de départ possible
120	100	55 ans
110	90	56 ans
100	80	57 ans
90	70	58 ans
80	60	59 ans

SOURCES : Décret n°2004-232 du 17 mars 2004, JO du 18 mars 2004.

TAB. A.4 – Montants du minimum contributif et du minimum contributif majoré (1984-2006)

Date d'effet	Minimum		Minimum majoré		Références
	Annuel	Mensuel	Annuel	Mensuel	
01/01/2006	6 760,82 €	563,40 €	7 172,54 €	597,71 €	Décret n°2005-1770 du 30/12/2005
01/01/2005	6 641,28 €	553,44 €	6 840,51 €	570,04 €	Circ. CNAV 2004/62 du 20/12/2004
01/01/2004	6 511,06 €	542,58 €	6 706,39 €	558,86 €	Circ. CNAV 2003/56 du 30/12/2003
01/01/2003	6 402,23 €	533,51 €			Arrêté du 31/12/2002
01/01/2002	6 307,62 €	525,63 €			Arrêté du 25/01/2002
01/01/2001	40 484,61 F	3 373,71 F			Circ. CNAV 2000/78 du 22/12/2000
01/01/2000	39 613,13 F	3 301,09 F			Circ. CNAV 78/99 du 20/12/1999
01/01/1999	39 416,05 F	3 284,67 F			Circ. CNAV 78/98 du 30/12/1998
01/01/1998	38 948,67 F	3 245,72 F			Circ. CNAV 83/97 du 30/12/1997
01/01/1997	38 524,90 F	3 210,40 F			Circ. CNAV 90/96 du 30/12/1996
01/01/1996	38 068,09 F	3 172,34 F			Circ. CNAV 6/96 du 16/01/1998
01/07/1995	37 321,66 F	3 110,13 F			Circ. CNAV 57/95 du 20/07/1995
01/01/1995	37 135,99 F	3 094,66 F			Circ. CNAV 20/95 du 08/02/1995
01/01/1994	36 695,65 F	3 057,97 F			Circ. CNAV 22/94 du 31/01/1994
01/01/1993	35 976,13 F	2 998,01 F			Circ. CNAV 17/93 du 05/02/1993
01/07/1992	35 514,45 F	2 959,53 F			Circ. CNAV 56/92 du 01/06/1992
01/01/1992	34 886,50 F	2 907,20 F			Circ. CNAV 8/92 du 06/01/1992
01/07/1991	34 541,09 F	2 878,42 F			Circ. CNAV 62/91 du 10/07/1991
01/01/1991	34 266,96 F	2 855,58 F			Circ. CNAV 2/91 du 04/01/1991
01/07/1990	33 694,16 F	2 807,84 F			Circ. CNAV 62/90 du 13/06/1990
01/01/1990	33 261,76 F	2 771,81 F			Circ. CNAV 125/89 du 29/12/1989
01/07/1989	32 561,69 F	2 713,47 F			
01/01/1989	32 175,59 F	2 681,29 F			Circ. CNAV 138/88 du 15/12/1988
01/07/1988	31 762,68 F	2 646,89 F			Circ. CNAV 67/88 du 01/06/1988
01/01/1988	31 355,07 F	2 612,92 F			Circ. CNAV 121/87 du 23/12/1987
01/07/1987	30 560,50 F	2 546,70 F			Circ. CNAV 51/87 du 05/05/1987
01/01/1987	30 257,93 F	2 521,49 F			Circ. CNAV 89/86 du 18/12/1986
01/10/1986	29 722,92 F	2 476,91 F			Circ. CNAV 68/86 du 23/09/1986
01/01/1986	29 575,04 F	2 464,58 F			Circ. CNAV 1/86 du 02/01/1986
01/07/1985	29 195,48 F	2 432,95 F			Circ. CNAV 61/85 du 10/06/1985
01/01/1985	28 400,28 F	2 366,69 F			Circ. CNAV 130/84 du 27/12/1984
01/07/1984	27 466,44 F	2 288,87 F			Circ. CNAV 62/84 du 06/06/1984
01/01/1984	26 875,20 F	2 239,60 F			Circ. CNAV 4/84 du 05/01/1984

SOURCES : CNAV, site législation retraite

Tab. A.5 – Taux de cotisation des assurances sociales du régime général (1945-1966)

Date d'effet	Salariés		Employeur	Références
	Moins de 65 ans	Plus de 65 ans		
01/09/1966	6%	2%	15%	Arrêté du 29/07/1966
01/01/1962	6%	2%	14,25%	Décret n°61-1525 du 30/12/1961
01/01/1961	6%	2%	13,50%	Décret n°60-1485 du 30/12/1960
01/01/1959	6%	2%	12,50%	Ordonnance n°58-1374 du 30/12/1958 art.10
01/07/1948	6%	2%	10%	Loi n°48-1306 du 23/08/1948 art.18
01/01/1947	6%	6%	10%	Arrêté du 24/03/1947
01/01/1945	6%	6%	6%	Ordonnance du 30/12/1944

Sources : CNAV site de législation et barèmes, voir `www.legislation.cnav.fr`

Tab. A.6 – Taux de cotisation vieillesse du régime général (1967-2005)

Date d'effet	Salariés sous plafond	Employeur sous plafond	Employeur totalité du salaire	Total sous plafond	Références
01/01/98	6,55%	8,20%	1,60%	16,35%	Décret n°97-1252 du 29/12/97
01/01/97	6,55%	8,20%	1,60%	16,35%	Décret n°96-785 du 31/12/96
01/01/92	6,55%	8,20%	1,60%	16,35%	Décret n°91-1388 du 31/12/91
01/07/91	6,55%	8,20%	1,60%	16,35%	Décret n°91-614 du 28/06/91
01/02/91	6,55%	8,20%	1,60%	16,35%	Décret n°91-91 du 23/01/91
01/01/89	7,60%	8,20%		15,80%	Décret n°88-1234 du 30/12/88
01/07/87	6,60%	8,20%		14,80%	Décret n°87-453 du 29/06/87
01/08/86	6,40%	8,20%		14,60%	Décret n°86-876 du 29/07/86
01/01/84	5,70%	8,20%		13,90%	Décret n°83-1198 du 30/12/83
14/11/81	4,70%	8,20%		12,90%	Décret n°81-1013 du 13/11/81
01/02/81	4,70%	8,20%		12,90%	Décret n°79-650 du 30/07/79
01/01/81	4,70%	8,20%		12,90%	Décret n°80-1098 du 30/12/80
01/01/80	4,70%	8,20%		12,90%	Décret n°79-650 du 30/07/79
01/08/79	4,70%	8,20%		12,90%	Décret n°79-650 du 30/07/79
01/01/79	4,70%	8,20%		12,90%	Décret n°78-1213 du 26/12/78
01/07/77	3,45%	7,70%		11,15%	Décret n°77-677 du 29/06/77
01/10/76	3,45%	7,70%		11,15%	Décret n°76-894 du 29/09/76
01/01/76	3,25%	7,50%		10,75%	Décret n°75-1273 du 29/12/75
01/01/74	3%	7,25%		10,25%	Décret n°73-1029 du 29/12/73
01/01/71	3%	5,75%		8,75%	Décret n°70-1316 du 23/12/70
01/08/70	3%	5,75%		8,75%	Décret n°70-680 du 30/07/70
01/07/68	3%	5,50%		8,50%	Décret n°68-579 du 29/06/68
01/10/67	3%	5,50%		8,50%	Décret n°67-803 du 20/09/67

Sources : CNAV site de législation et barèmes, voir `www.legislation.cnav.fr`

TAB. A.7 – Revalorisation des pensions du régime général (1949-2006)

Date d'effet	Coefficient	Références
01/01/2006	1,018	Arrêté du 23/12/2005
01/01/2005	1,020	Arrêté du 16/12/2004
01/01/2004	1,017	Arrêté du 23/12/2003
01/01/2003	1,015	Arrêté du 31/12/2002
01/01/2002	1,022	Arrêté du 25/01/2002
01/01/2001	1,022	Arrêté du 26/12/2000
01/01/2000	1,005	Arrêté du 29/12/1999
01/01/1999	1,012	Arrêté du 29/12/1998
01/01/1998	1,011	Arrêté du 29/12/1997
01/01/1997	1,012	Arrêté du 30/12/1996
01/01/1996	1,020	Arrêté du 30/01/1996
01/07/1995	1,005	Arrêté du 31/07/1995
01/01/1995	1,012	Arrêté du 27/01/1995
01/01/1994	1,020	Arrêté du 24/01/1994
01/01/1993	1,013	Arrêté du 22/01/1993
01/07/1992	1,018	Loi du 31/12/1991
01/01/1992	1,010	Loi du 31/12/1991
01/07/1991	1,008	Loi du 31/07/1991
01/01/1991	1,017	Loi du 18/01/1991
01/07/1990	1,013	Loi du 23/01/1990
01/01/1990	1,0215	Loi du 23/01/1990
01/07/1989	1,012	Loi du 13/01/1989
01/01/1989	1,013	Loi du 13/01/1989
01/07/1988	1,013	Loi du 05/01/1988
01/01/1988	1,026	Loi du 05/01/1988
01/07/1987	1,010	Loi du 27/01/1987
01/01/1987	1,018	Loi du 27/01/1987
01/10/1986	1,005	Arrêté du 09/10/1986
01/01/1986	1,013	Arrêté du 08/01/1986
01/07/1985	1,028	Arrêté du 28/12/1984
01/01/1985	1,034	Arrêté du 28/12/1984
01/07/1984	1,022	Arrêté du 17/01/1984
01/01/1984	1,018	Arrêté du 17/01/1984
01/07/1983	1,040	Arrêté du 29/12/1982
01/01/1983	1,040	Arrêté du 29/12/1982
01/07/1982	1,074	Arrêté du 06/07/1982
01/01/1982	1,067	Arrêté du 30/06/1981
01/07/1981	1,062	Arrêté du 30/06/1981
01/01/1981	1,067	Arrêté du 31/12/1980
01/07/1980	1,064	Arrêté du 30/06/1980

Date d'effet	Coefficient	Références
01/01/1980	1,054	Arrêté du 28/06/1979
01/07/1979	1,04	Arrêté du 28/06/1979
01/01/1979	1,065	Arrêté du 26/06/1978
01/07/1978	1,044	Arrêté du 26/06/1978
01/01/1978	1,082	Arrêté du 27/06/1977
01/07/1977	1,071	Arrêté du 27/06/1977
01/01/1977	1,086	Arrêté du 25/06/1976
01/07/1976	1,082	Arrêté du 25/06/1976
01/01/1976	1,083	Arrêté du 04/07/1975
01/07/1975	1,096	Arrêté du 04/07/1975
01/01/1975	1,063	Arrêté du 15/07/1974
01/07/1974	1,067	Arrêté du 15/07/1974
01/01/1974	1,082	Décret du 29/12/1973
01/04/1973	1,109	Arrêté du 02/03/1973
01/04/1972	1,115	Arrêté du 14/03/1972
01/04/1971	1,101	Arrêté du 04/03/1971
01/04/1970	1,119	Arrêté du 25/03/1970
01/11/1969	1,030	Arrêté du 01/10/1969
01/04/1969	1,0435	Arrêté du 09/04/1969
01/01/1969	1,040	Arrêté du 27/01/1969
01/04/1968	1,056	Arrêté du 08/05/1968
01/04/1967	1,058	Arrêté du 31/03/1967
01/04/1966	1,069	Arrêté du 14/04/1966
01/04/1965	1,110	Arrêté du 22/04/1965
01/04/1964	1,120	Arrêté du 13/04/1964
01/04/1963	1,160	Arrêté du 25/03/1963
01/04/1962	1,150	Arrêté du 14/04/1962
01/04/1961	1,077	Arrêté du 25/04/1961
01/04/1960	1,105	Arrêté du 11/05/1960
01/04/1959	1,135	Arrêté du 04/05/1959
01/04/1958	1,075	Arrêté du 14/04/1958
01/04/1957	1,120	Arrêté du 18/04/1957
01/04/1956	1,085	Arrêté du 30/04/1956
01/04/1955	1,090	Arrêté du 08/04/1955
01/04/1953	1,200	Arrêté du 03/10/1953
01/04/1952	1,100	Arrêté du 02/10/1952
01/01/1951	1,160	Arrêté du 16/04/1951
01/01/1950	1,150	Arrêté du 19/04/1950
01/04/1949	1,150	Arrêté du 16/08/1949
01/01/1949	1,170	Arrêté du 23/06/1949

SOURCES : CNAV site de législation et barèmes, voir `www.legislation.cnav.fr`

TAB. A.8 – Coefficients de minoration du régime complémentaire Agirc

Age de départ	1947-1955	1955-1964	1964-1983	1983-2005	
	Coeff.	Coeff.	Coeff.	Coeff.	Trimestres manquants
55 ans			0,43	0,43	
56 ans			0,5	0,5	
57 ans			0,57	0,57	
58 ans			0,64	0,64	
59 ans			0,71	0,71	
60 ans	0,75	0,78	0,78	0,78	20 trimestres
61 ans	0,80	0,83	0,83	0,83	16 trimestres
62 ans	0,85	0,88	0,88	0,88	12 trimestres
63 ans	0,90	0,92	0,92	0,92	8 trimestres
64 ans	0,95	0,96	0,96	0,96	4 trimestres
65 ans	1,05				
66 ans	1,10				
67 ans	1,15				
68 ans	1,20				
69 ans	1,25				

TAB. A.9 – Coefficients de minoration du régime complémentaire Arrco (Unirs)

	1957-1965	1965-1983	1983-2005	
Age de départ	Coeff	Coeff	Coeff	Trimestres manquants
55 ans			0,43	
56 ans			0,5	
57 ans			0,57	
58 ans			0,64	
59 ans			0,71	
60 ans	0,75	0,78	0,78	20 trimestres
61 ans	0,80	0,83	0,83	16 trimestres
62 ans	0,85	0,88	0,88	12 trimestres
63 ans	0,90	0,92	0,92	8 trimestres
64 ans	0,95	0,96	0,96	4 trimestres
65 ans	1,05			
66 ans	1,10			
67 ans	1,15			
68 ans	1,20			
69 ans	1,25			

TAB. A.10 – Valeur du point du régime complémentaire Agirc

Date d'effet	Valeur du point
01/04/2006	0,4005 €
01/04/2005	0,3940 €
01/04/2004	0,3862 €
01/04/2003	0,3796 €
01/04/2002	0,3737 €
01/04/2001	2,4126 F
01/01/2000	2,3586 F
01/01/1999	2,3586 F
01/01/1998	2,3492 F
01/01/1997	2,3492 F
01/01/1996	2,3375 F
01/01/1995	2,3030 F
01/01/1994	2,3030 F
01/01/1993	2,3030 F
01/01/1992	2,2420 F
01/01/1991	2,1790 F
01/01/1990	2,0930 F
01/07/1989	2,0450 F
01/01/1989	2,0190 F
01/01/1988	1,9730 F
01/07/1987	1,9280 F
01/01/1987	1,9140 F
01/07/1986	1,8850 F
01/01/1986	1,8670 F
01/07/1985	1,8390 F
01/01/1985	1,7900 F
01/07/1984	1,7360 F
01/01/1984	1,7200 F
01/07/1983	1,6600 F
01/01/1983	1,5700 F
01/07/1982	1,5200 F
01/01/1982	1,4700 F
01/07/1981	1,3780 F
01/01/1981	1,3120 F
01/07/1980	1,2200 F
01/01/1980	1,1560 F
01/07/1979	1,0940 F
01/01/1979	1,0400 F
01/07/1978	1,0000 F
01/01/1978	0,9524 F
01/07/1977	0,9100 F
01/01/1977	0,8840 F
01/07/1976	0,8500 F
01/01/1976	0,8100 F
01/07/1975	0,7560 F
01/01/1975	0,7200 F
01/07/1974	0,6750 F

Date d'effet	Valeur du point
01/01/1974	0,6200 F
01/07/1973	0,6000 F
01/01/1973	0,5600 F
01/07/1972	0,5450 F
01/01/1972	0,4900 F
01/07/1971	0,4900 F
01/01/1971	0,4500 F
01/07/1970	0,4350 F
01/01/1970	0,4050 F
01/07/1969	0,4050 F
01/01/1969	0,3820 F
01/07/1968	0,3650 F
01/01/1968	0,3400 F
01/07/1967	0,3400 F
01/01/1967	0,3250 F
01/07/1966	0,3250 F
01/01/1966	0,3200 F
01/07/1965	0,3150 F
01/01/1965	0,3000 F
01/07/1964	0,3000 F
01/01/1964	0,2700 F
01/07/1963	0,2700 F
01/01/1963	0,2550 F
01/07/1962	0,2550 F
01/01/1962	0,2500 F
01/01/1961	0,2300 F
01/07/1960	0,2200 F
01/01/1960	0,2100 F
01/07/1959	20 AF
01/01/1959	19 AF
01/07/1958	18 AF
01/01/1958	16,50 AF
01/01/1957	15 AF
01/01/1956	14 AF
01/01/1955	13 AF
01/01/1954	12,50 AF
01/01/1953	12,50 AF
01/07/1952	12,50 AF
01/01/1952	12 AF
01/07/1951	11 AF
01/01/1951	9 AF
01/07/1950	8 AF
01/01/1950	6 AF
01/01/1949	6 AF
01/10/1948	6 AF
01/01/1948	5 AF
01/04/1947	4 AF

SOURCES : Site web Agirc depuis 2002 site pro-btp pour l'historique.

TAB. A.11 – Salaire de référence du régime complémentaire Agirc

Année	Sal. ref.
2006	4,5444 €
2005	4,4163 €
2004	4,3128 €
2003	4,2158 €
2002	4,1494 €
2001	26,79 F
2000	26,39 F
1999	24,69 F
1998	23,10 F
1997	22,26 F
1996	21,16 F
1995	20,03 F
1994	19,52 F
1993	19,28 F
1992	19,23 F
1991	18,80 F
1990	18,21 F
1989	17,41 F
1988	16,68 F
1987	16,02 F

Année	Sal. ref.
1986	15,60 F
1985	14,82 F
1984	13,88 F
1983	13,07 F
1982	11,78 F
1981	10,60 F
1980	9,42 F
1979	8,29 F
1978	7,42 F
1977	6,74 F
1976	6,12 F
1975	5,54 F
1974	4,81 F
1973	4,25 F
1972	3,88 F
1971	3,55 F
1970	3,26 F
1969	3,00 F
1968	2,77 F
1967	2,55 F

Année	Sal. ref.
1966	2,41 F
1965	2,28 F
1964	2,17 F
1963	1,99 F
1962	1,86 F
1961	1,69 F
1960	1,52 F
1959	142 AF
1958	130 AF
1957	116 AF
1956	107 AF
1955	98 AF
1954	87 AF
1953	78 AF
1952	76 AF
1951	63 AF
1950	52 AF
1949	42 AF
1948	37 AF
1947	26 AF

SOURCES : Site web Agirc depuis 2002 site pro-btp pour l'historique.

TAB. A.12 – Paramètres du régime complémentaire Arrco (1999-2005)

Date d'application	Valeur du point (V)
1er avril 2006	1,1287 €
1er avril 2005	1,1104 €
1er avril 2004	1,0886 €
1er avril 2003	1,0698 €
1er avril 2002	1,0530 €
1er avril 2001	1,0364 €
1er avril 2000	1,0171 €
1er avril 1999	1,009 €
1er janvier 1999	1 €

Année	Salaire de référence (SR)
2006	13,0271 €
2005	12,6600 €
2004	12,3632 €
2003	12,0852 €
2002	11,8949 €
2001	11,7076 €
2000	75,6616 Francs
1999	71,8534 Francs

TAB. A.13 – Valeur du point du régime complémentaire Unirs (1957-1998)

Date d'effet	Valeur du point
01/04/1998	2,5416 F
01/04/1997	2,5115 F
01/04/1996	2,4916 F
01/04/1995	2,4548 F
01/04/1994	2,4256 F
01/04/1993	2,4256 F
01/10/1992	2,3870 F
01/01/1992	2,3510 F
01/10/1991	2,3000 F
01/01/1991	2,2760 F
01/10/1990	2,2380 F
01/01/1990	2,1760 F
01/10/1989	2,1240 F
01/01/1989	2,1020 F
01/10/1988	2,0810 F
01/01/1988	2,0600 F
01/10/1987	2,0600 F
01/01/1987	1,9840 F
01/10/1986	1,9480 F
01/01/1986	1,9280 F
01/10/1985	1,8800 F

Date d'effet	Valeur du point
01/01/1985	1,8320 F
01/10/1984	1,7880 F
01/01/1984	1,7200 F
01/10/1983	1,6600 F
01/01/1983	1,5960 F
01/10/1982	1,5680 F
01/01/1982	1,4680 F
01/10/1981	1,3880 F
01/01/1981	1,3080 F
01/10/1980	1,2200 F
01/01/1980	1,1080 F
01/10/1979	1,0460 F
01/01/1979	0,9740 F
01/10/1978	0,9360 F
01/01/1978	0,8840 F
01/10/1977	0,8500 F
01/01/1977	0,8000 F
01/10/1976	0,7680 F
01/01/1976	0,7080 F
01/10/1975	0,6360 F
01/01/1975	0,6120 F

Date d'effet	Valeur du point
01/10/1974	0,5760 F
01/10/1973	0,5040 F
01/10/1972	0,4560 F
01/07/1971	0,4060 F
01/10/1970	0,3840 F
01/10/1969	0,3520 F
01/01/1969	0,3300 F
01/04/1968	0,3200 F
01/10/1967	0,3080 F
01/10/1966	0,2916 F
01/10/1965	0,2768 F
01/10/1964	0,2608 F
01/10/1963	0,2388 F
01/10/1962	0,2184 F
01/10/1961	0,2056 F
01/01/1961	0,1932 F
01/01/1960	0,1824 F
01/01/1959	0,1760 F
01/01/1958	0,1640 F
01/01/1957	0,1600 F

SOURCES : depuis 1999 site Arrco.fr, centre de documentation Arrco depuis 1961 ; Manuel de l'employeur entre 1957 et 1960

NOTE : Pour 1957-60, le Manuel de l'employeur ne donne que la valeur au 1er janvier

Tab. A.14 – Salaire de référence (prix d'achat) Unirs (1957-1998)

	Nominal	En Euros
1998	26,429 F	4,0291
1997	25,027 F	3,8153
1996	23,677 F	3,6095
1995	22,4 F	3,4149
1994	22,025 F	3,3577
1993	21,678 F	3,3048
1992	20,965 F	3,1961
1991	20,17 F	3,0749
1990	19,31 F	2,9438
1989	18,41 F	2,8066
1988	17,58 F	2,6801
1987	16,86 F	2,5703
1986	16,17 F	2,4651
1985	15,44 F	2,3538
1984	14,36 F	2,1892
1983	13,46 F	2,0520
1982	12,23 F	1,8645
1981	10,83 F	1,6510
1980	9,62 F	1,4666
1979	8,41 F	1,2821
1978	7,48	1,1403

	Nominal	En Euros
1977	6,67 F	1,0168
1976	6,02 F	0,9177
1975	5,23 F	0,7973
1974	4,66 F	0,7104
1973	4,06 F	0,6189
1972	3,58 F	0,5458
1971	3,22 F	0,4909
1970	2,91 F	0,4436
1969	2,68 F	0,4086
1968	2,45 F	0,3735
1967	2,21 F	0,3369
1966	2,12 F	0,3232
1965	1,99 F	0,3034
1964	1,89 F	0,2881
1963	1,78 F	0,2714
1962	1,63 F	0,2485
1961	1,49 F	0,2271
1960	1,38 F	0,2104
1959	127 AF	0,1936
1958	120 AF	0,1829

Sources : depuis 1999 site Arrco.fr, centre de documentation Arrco depuis 1961 ; Manuel de l'employeur entre 1957 et 1960.

Tab. A.15 – Taux de cotisation du régime complémentaire Arrco (1996-2005).

Année		Tranche 1 sous PSS		Tranche 2, entre PSS et 3 fois PSS			
				Entreprises créées avant 97		Entreprises créées après 97	
	Tx Appel	Tx Cont	Tx Eff	Tx Cont	Tx Eff	Tx Cont	Tx Eff
2005	125%	6,0%	7,5%	16,0%	20,0%	16,0%	20,0%
2004	125%	6,0%	7,5%	14,0%	17,5%	16,0%	20,0%
2003	125%	6,0%	7,5%	12,0%	15,0%	16,0%	20,0%
2002	125%	6,0%	7,5%	12,0%	15,0%	16,0%	20,0%
2001	125%	6,0%	7,5%	10,0%	12,5%	16,0%	20,0%
2000	125%	6,0%	7,5%	10,0%	12,5%	16,0%	20,0%
1999	125%	6,0%	7,5%	6,0%	7,5%	15,0%	18,8%
1998	125%	5,5%	6,9%	5,5%	6,9%	14,0%	17,5%
1997	125%	5,0%	6,3%	5,0%	6,3%	14,0%	17,5%
1996	125%	4,5%	5,6%	4,5%	5,6%		

Sources : accord ARCCO du 10 février 1993 et accord du 25 avril 1996.

Notes : PSS = Plafond de Sécurité sociale ; Tx Cont = taux contractuel donnant droit à des points ; Tx Eff= taux effectif de cotisation

Tab. A.16 – Taux de cotisation du régime complémentaire Arrco (1962-1995)

Annee	Tx d'appel		Tranche 1 et 2, inférieur à 3 fois PSS			
	Op. obl.	Op. supp.	Tx Cont. Min	Tx Eff	Tx Cont. Max	Tx Max Eff
1995	125 %	125 %	4 %	5 %	8 %	10 %
1994	125 %	125 %	4 %	5 %	8 %	10 %
1993	125 %	125 %	4 %	5 %	8 %	10 %
1992	125 %	125 %	4 %	5 %	8 %	10 %
1991	123 %	123 %	4 %	4,9 %	8 %	9,8 %
1990	120 %	120 %	4 %	4,8 %	8 %	9,6 %
1989	120 %	112 %	4 %	4,8 %	8 %	9 %
1988	120 %	108 %	4 %	4,8 %	8 %	8,6 %
1987	117,5 %	105 %	4 %	4,7 %	8 %	8,4 %
1986	115 %	100 %	4 %	4,6 %	8 %	8 %
1985	115 %	100 %	4 %	4,6 %	8 %	8 %
1984	115 %	100 %	4 %	4,6 %	8 %	8 %
1983	115 %	100 %	4 %	4,6 %	8 %	8 %
1982	110 %	100 %	4 %	4,4 %	8 %	8 %
1981	110 %	100 %	4 %	4,4 %	8 %	8 %
1980	110 %	100 %	4 %	4,4 %	8 %	8 %
1979	110 %	100 %	4 %	4,4 %	8 %	8 %
1978	110 %	100 %	4 %	4,4 %	8 %	8 %
1977	110 %	100 %	4 %	4,4 %	8 %	8 %
1976	110 %	100 %	4 %	4,4 %	8 %	8 %
1975	110 %	100 %	4 %	4,4 %	8 %	8 %
1974	110 %	100 %	4 %	4,4 %	8 %	8 %
1973	107,5 %	100 %	4 %	4,3 %	8 %	8 %
1972	105 %	100 %	4 %	4,2 %	8 %	8 %
1971	102,5 %	100 %	4 %	4,1 %	8 %	8 %
1970	100 %	100 %	4 %	4 %	8 %	8 %
1969	100 %	100 %	4 %	4 %	8 %	8 %
1968	100 %	100 %	4 %	4 %	8 %	8 %
1967	100 %	100 %	4 %	4 %	8 %	8 %
1966	100 %	100 %	2,5 %	2,5 %	4 %	4 %
1965	100 %	100 %	2,5 %	2,5 %	4 %	4 %
1964	100 %	100 %	2,5 %	2,5 %	4 %	4 %
1963	100 %	100 %	2,5 %	2,5 %	4 %	4 %
1962	100 %	100 %	2,5 %	2,5 %	4 %	4 %

Sources : Arrco

Notes : PSS = Plafond de Sécurité sociale ; Tx Cont = taux contractuel donnant droit à des points ; Tx Eff= taux effectif de cotisation ; les opérations obligatoires (op. obl.) sont les taux minimum de cotisation, les opérations supplémentaires (op. suppl.) sont les taux maximums ; reste à vérifier le changement en 1967
Les cadres ne cotisent à l'Arrco que depuis 1973 et uniquement sur la tranche 1 (ou A), sous plafond et au taux minimum.

TAB. A.17 – Taux de cotisation du régime complémentaire Agirc (1996-2005)

Année	Tx d'appel	Tranche B (entre 1 et 4 plafonds)		Tranche C (entre 4 et 8 plafonds)	
		Tx Cont	Tx Eff	Tx Cont	Tx Eff
2005	125%	16,0%	20,0%	16,0%	20,0%
2004	125%	16,0%	20,0%	16,0%	20,0%
2003	125%	16,0%	20,0%	16,0%	20,0%
2002	125%	16,0%	20,0%	16,0%	20,0%
2001	125%	16,0%	20,0%	16,0%	20,0%
2000	125%	16,0%	20,0%	16,0%	20,0%
1999	125%	16,0%	20,0%	16,0%	20,0%
1998	125%	15,0%	18,8%	15,0%	18,8%
1997	125%	14,0%	17,5%	14,0%	17,5%
1996	125%	13,0%	16,3%	12,0%	15,0%

SOURCES : accord Agirc du 9 février 1994 et accord Agirc-Arrco du 25 avril 1996.

NOTES : PSS = Plafond de Sécurité sociale ; Tx Cont = taux contractuel donnant droit à des points ; Tx Eff= taux effectif de cotisation

TAB. A.18 – Taux de cotisation du régime complémentaire Agirc (1947-1995).

	Taux d'appel	Tranche B (entre 1 et 4 plafonds)				Tranche C (entre 4 et 8 plafonds)			
		Tx Min	Tx Eff.	Tx Max	Tx Max Eff.	Tx Min	Tx Eff.	Tx Max	Tx Max Eff.
1995	125 %	12 %	15,0 %	16 %	20,0 %	12 %	15 %	16 %	20 %
1994	121 %	10 %	12,1 %	16 %	19,4 %	12 %	14,5 %	16 %	19,4 %
1993	117 %	8 %	9,4 %	16 %	18,7 %	12 %	14 %	16 %	18,7 %
1992	117 %	8 %	9,4 %	16 %	18,7 %	12 %	14 %	16 %	18,7 %
1991	117 %	8 %	9,4 %	16 %	18,7 %	12 %	14 %	16 %	18,7 %
1990	117 %	8 %	9,4 %	16 %	18,7 %	8 %	9,4 %	16 %	18,7 %
1989	113,4 %	8 %	9,1 %	16 %	18,1 %	8 %	9,1 %	16 %	18,1 %
1988	110 %	8 %	8,8 %	16 %	17,6 %	8 %	8,8 %	16 %	17,6 %
1987	110 %	8 %	8,8 %	16 %	17,6 %				
1986	106 %	8 %	8,5 %	16 %	17,0 %				
1985	103 %	8 %	8,2 %	16 %	16,5 %				
1984	103 %	8 %	8,2 %	16 %	16,5 %				
1983	103 %	8 %	8,2 %	16 %	16,5 %				
1982	103 %	8 %	8,2 %	16 %	16,5 %				
1981	103 %	8 %	8,2 %	16 %	16,5 %				
1980	103 %	8 %	8,2 %	16 %	16,5 %				
1979	103 %	8 %	8,2 %	16 %	16,5 %				
1978	100 %	8 %	8 %	16 %	16 %				
1977	100 %	8 %	8 %	16 %	16 %				
1976	100 %	8 %	8 %	16 %	16 %				
1975	100 %	8 %	8 %	16 %	16 %				
1974	100 %	8 %	8 %	16 %	16 %				
1973	100 %	8 %	8 %	16 %	16 %				
1972	100 %	8 %	8 %	16 %	16 %				
1971	100 %	8 %	8 %	16 %	16 %				
1970	100 %	8 %	8 %	16 %	16 %				
1969	100 %	8 %	8 %	16 %	16 %				
1968	100 %	8 %	8 %	16 %	16 %				
1967	100 %	8 %	8 %	16 %	16 %				
1966	100 %	8 %	8 %	16 %	16 %				
1965	95 %	8 %	7,6 %	16 %	15,2 %				
1964	90 %	8 %	7,2 %	16 %	14,4 %				
1963	90 %	8 %	7,2 %	16 %	14,4 %				
1962	90 %	8 %	7,2 %	16 %	14,4 %				
1961	90 %	8 %	7,2 %	16 %	14,4 %				
1960	85 %	8 %	6,8 %	16 %	13,6 %				
1959	85 %	8 %	6,8 %	16 %	13,6 %				
1958	85 %	8 %	6,8 %	16 %	13,6 %				
1957	85 %	8 %	6,8 %	16 %	13,6 %				
1956	85 %	8 %	6,8 %	16 %	13,6 %				
1955	85 %	8 %	6,8 %	16 %	13,6 %				
1954	80 %	8 %	6,4 %	16 %	12,8 %				
1953	80 %	8 %	6,4 %	16 %	12,8 %				
1952	78 %	8 %	6,2 %	16 %	12,5 %				
1951	78 %	8 %	6,2 %	16 %	12,5 %				
1950	78 %	8 %	6,2 %	16 %	12,5 %				
1949	78 %	8 %	6,2 %	16 %	12,5 %				
1948	78 %	8 %	6,2 %	16 %	12,5 %				
1947	78 %	8 %	6,2 %	16 %	12,5 %				

SOURCES : Agirc

NOTES : Entre 1947 et 1995, le régime Agirc proposait à ses affiliés un intervalle de taux de cotisation, avec un taux de cotisation minimum (Tx Min.) et un taux maximum (Tx Max). Le taux d'appel conduit à une modulation des cotisations gratuites (si le taux d'appel est inférieur à 1) ou à des cotisations sans points (si il est supérieur à 1). Le taux effectif (Tx Eff.) le taux effectif cotisé.

TAB. A.19: Montant du minimum vieillesse (1956-2006)

Date d'effet	AVTS	Allocation supplémentaire		Minimum	Références
		une pers.	couple	vieillesse	
01/01/2006	3 009,45 €	4 314,03 €	7 118,77 €	7 323,48 €	Arrêté du 23/12/2005
01/01/2005	2 956,24 €	4 237,76 €	6 992,90 €	7 194,00	Arrêté du 16/12/2004
01/01/2004	2 898,28 €	4 154,67 €	6 855,79 €	7 052,95	Arrêté du 23/12/2003
01/01/2003	2 849,84 €	4 085,23 €	6 741,19 €	6 935,07	Décret 2002/1619 et Arrêté du 31/12/2002
01/01/2002	2 807,72 €	4 024,86 €	6 641,57 €	6 832,58	Décret 2002/115 du 25/01/2002
01/01/2001	18 021 F	25 833 F	42 628 F	43 854	Décret 2000/1324 du 26/12/2000
01/01/2000	17 633 F	25 277 F	41 711 F	42 910	Décret 99/1146 du 29/12/1999
01/01/1999	17 545 F	24 940 F	41 125 F	42 485	Décret 98/1224 du 29/12/1998
01/01/1998	17 336 F	24 315 F	40 048 F	41 651	Décret 97/1246 du 29/12/1997
01/01/1997	17 147 F	24 050 F	39 612 F	41 197	Décret 96/1185 du 30/12/1996
01/01/1996	16 943 F	23 764 F	39 142 F	40 707	Décret 96/86 du 02/02/1996
01/07/1995	16 610 F	23 259 F	38 305 F	39 869	Décret 95/864 du 31/07/1995
01/01/1995	16 527 F	22 256 F	36 522 F	38 783	Décret 95/254 du 06/03/1995
01/01/1994	16 331 F	21 992 F	36 088 F	38 323	Décret 93/1357 du 30/12/1993
01/01/1993	16 010 F	21 560 F	35 380 F	37 570	Décret 93/202 du 11/02/1993
01/07/1992	15 800 F	21 280 F	34 920 F	37 080	Décret 92/50 du 16/01/1992
01/01/1992	15 520 F	20 900 F	34 300 F	36 420	Décret 92/50 du 16/01/1992
01/07/1991	15 365 F	20 690 F	41 380 F	36 055	Décret 91/751 du 31/07/1991
01/01/1991	15 245 F	20 525 F	41 050 F	35 770	Décrets 90/1241 et 90/1242 du 31/12/1990
01/07/1990	14 990 F	20 180 F	40 360 F	35 170	Décrets 90/265 et 90/266 du 23/03/1990
01/01/1990	14 800 F	19 920 F	39 840 F	34 720	Décrets 90/265 et 90/266 du 23/03/1990
01/07/1989	14 490 F	19 500 F	39 000 F	33 990	Décrets 88/1238 et 88/1239 du 30/12/1988
01/01/1989	14 310 F	19 270 F	38 540 F	33 580	Décrets 88/1238 et 88/1239 du 30/12/1988
01/07/1988	14 130 F	19 020 F	38 040 F	33 150	Décrets 87/1176 et 87/1177 du 24/12/1987
01/01/1988	13 950 F	18 780 F	37 560 F	32 730	Décrets 87/1176 et 87/1177 du 24/12/1987
01/07/1987	13 600 F	18 300 F	36 600 F	31 900	Décrets 87/77 et 87/78 du 06/02/1987
01/01/1987	13 470 F	18 120 F	36 240 F	31 590	Décrets 87/77 et 87/78 du 06/02/1987
01/10/1986	13 230 F	17 800 F	35 600 F	31 030	Décrets 86/1101 et 86/1102 du 09/10/1986
01/01/1986	13 160 F	17 710 F	35 420 F	30 870	Décrets 85/1490 et 85/1491 du 31/12/1985
01/07/1985	12 990 F	17 480 F	34 960 F	30 470	Décrets 85/784 et 85/785 du 24/07/1985
01/01/1985	12 640 F	17 000 F	34 000 F	29 640	Décrets 84/1288 et 84/1289 du 31/12/1984
01/07/1984	12 220 F	16 440 F	32 880 F	28 660	Décrets 84/643 et 84/644 du 17/07/1984
01/01/1984	11 960 F	16 090 F	32 180 F	28 050	Décrets 84/92 et 84/93 du 08/02/1984
01/07/1983	11 750 F	15 810 F	31 620 F	27 560	Décrets 83/551 et 83/552 du 30/06/1983
01/01/1983	11 300 F	15 200 F	30 400 F	26 500	Décrets 82/1142 et 82/1143 du 29/12/1982
01/07/1982	10 900 F	14 600 F	25 400 F	25 500	Décrets 82/560 et 82/561 du 29/06/1982

Date d'effet	AVTS	Allocation supplémentaire	Majoration	Minimum Vieillesse	Références
01/01/1982	10 100 F	13 900 F		24 000 F	Décrets 81/1166 et 81/1167 du 30/12/1981
01/07/1981	9 400 F	11 000 F		20 400 F	Décrets 81/680 et 81/681 du 30/06/1981
01/01/1981	8 500 F	8 500 F		17 000 F	Décrets 80/158 et 80/1159 du 31/12/1980
01/10/1980			150 F		Décret 80/865 du 31/10/1980
01/06/1980	7 900 F	7 700 F		15 600 F	Décrets 80/498 et 80/499 du 01/07/1980
01/02/1980			150 F	F	Décret 80/99 du 30/01/1980
01/12/1979	7 400 F	7 200 F		14 600 F	Décrets 79/1057 et 79/1058 du 07/12/1979
01/09/1979			200 F		Décret 79/811du 20/09/1979
01/07/1979	7 000 F	6 800 F		13 800 F	Décrets 79/567 et 79/568 du 03/07/1979
01/01/1979	6 400 F	6 500 F		12 900 F	Décrets 78/1241 et 78/1242 du 29/12/1978
01/07/1978	5 800 F	6 200 F		12 000 F	Décrets 78/719 et 78/720 du 10/07/1978
01/12/1977	5 250 F	5 750 F		11 000 F	Décrets 77/1291 et 77/1292 du 24/11/1977
01/07/1977	4 750 F	5 250 F		10 000 F	Décrets 77/614 et 77/615 du 15/06/1977
01/01/1977	4 300 F	4 700 F		9 000 F	Décrets 76/1242 et 76/1243 du 29/12/1976
01/07/1976	4 000 F	4 500 F		8 500 F	Décrets 76/559 et 76/560 du 25/06/1976
01/01/1976	3 750 F	4 300 F		8 050 F	Décrets 75/1341 et 75/1342 du 31/12/1975
01/09/1975			700 F		Décret du 13/09/1975
01/04/1975	3 500 F	3 800 F		7 300 F	Décrets 75/209 et 75/210 du 28/03/1975
01/01/1975	3 250 F	3 550 F		6 800 F	Décrets 64/1125 et 74/1126 du 26/12/1974
01/07/1974	3 000 F	3 300 F		6 300 F	Décrets 74/611 et 74/612 du 27/06/1974
01/02/1974			100 F		Décret 74/160 du 26/02/1974
01/01/1974	2 450 F	2 750 F		5 200 F	Décrets 73/1137 et 73/1138 du 21/12/1973
01/07/1973	2 250 F	2 550 F		4 800 F	Décrets 73/691 et 73/692 du 18/07/1973
01/10/1972	2 100 F	2 400 F		4 500 F	Décrets 72/929 et 72/930 du 11/10/1972
01/01/1972		1 800 F		3 650 F	Décret 71/1106 du 30/12/1971
01/10/1971	1 850 F	1 550 F		3 400 F	Décrets 71/705 et 71/706 du 27/08/1971
01/01/1971	1 500 F			3 250 F	Décret 70/1004 du 30/10/1970

Suite de la page précédente ...

Date d'effet	AVTS	Allocation supplémentaire	Majoration	Minimum Vieillesse	Références
01/10/1970		1 750 F		3 000 F	Décret 70/879 du 29/09/1970
01/01/1970		1 250 F		2 700 F	Décret 69/879 du 26/09/1969
01/10/1969	1 650 F			2 500 F	Décret 69/878 du 26/09/1969
01/01/1969		1 050 F		2 400 F	Décret 69/60 du 20/01/1969
01/07/1968	1 550 F			2 300 F	Décret 68/585 du 29/06/1968
01/02/1968		950 F		2 200 F	Décret 68/101 du 31/01/1968
01/01/1968	1 450 F		850 F		Décret 67/1168 du 22/12/1967
01/10/1967	1 400 F			2 100 F	Décret 67/969 du 27/10/1967
01/01/1967	1 300 F		800 F		Décret 67/35 du 11/01/1967
01/07/1966	1 250 F			2 000 F	Décret 66/452 du 30/06/1966
01/01/1966	1 150 F		750 F	1 900 F	Décret 65/1153 du 24/12/1965
01/07/1965	1 100 F			1 800 F	Décret 65/12 du 08/01/1965
01/11/1964	1 000 F			1 700 F	Décret 65/12 du 08/01/1965
01/01/1964	900 F			1 600 F	Décret 63/921 du 06/09/1963
01/07/1963	800 F		700 F	1 500 F	Décret 63/921 du 06/09/1963
01/04/1962	800 F	312 F	208 F	1 320 F	Décret 62/440 du 14/04/1962
01/01/1961	723,80 F	312 F	108 F	1 243,80 F	Décret 61/172 du 16/02/1961
01/01/1960	723,80 F	312 F		1 035,80 F	Loi du 27/03/1955
01/04/1956	72 380 AF	31 200 AF		103 580 AF	Loi 56/639 du 30/06/1956 art. 6

Sources : CNAV site de législation et barèmes, voir `www.legislation.cnav.fr` et Journaux Officiels

Notes : La majoration correspond à une majoration exceptionnelle aux dates d'effet. Celle-ci est augmentée pour les allocataires de plus de 75 ans de 100 F (par exemple 308 F au 1er avril 1962). Pour les années 1961 et 1962, les majorations sont en fait des compléments à ajouter à l'AVTS de base.
Le minimum vieillesse est calculé sans les majorations (mais avec les compléments) et pour une seule personne.

Tab. A.20 – Montant de l'Allocation vieux travailleurs salariés (AVTS) avant 1962

Date d'effet	Villes de plus de 5000 hab.		Villes de moins de 5000 hab.		Majoration pour conjoint	Suppl. région parisienne	Références
	Allocation de base	Bonification pour enfants	Allocation de base	Bonification pour enfants			
01/01/1960	723,80 F	72,37 F	686,40 F	68,64 F	361,90 F	34,00 F	Loi du 27/03/1955
01/01/1956	72 380 AF	7 238 AF	68 640 AF	6 864 AF	36 190 AF	3 400 AF	Loi du 27/03/1956
01/01/1954	65 800 AF	6 580 AF	62 400 AF	6 240 AF	32 900 AF	3 400 AF	Loi du 20/03/1954
01/10/1951	59 800 AF	5 980 AF	56 400 AF	5 640 AF	29 900 AF	3 400 AF	Loi du 26/09/1951
01/01/1951	52 000 AF	5 200 AF	49 000 AF	4 900 AF	26 000 AF	3 000 AF	Loi du 27/03/1951
01/01/1950	45 000 AF	4 500 AF	42 000 AF	4 200 AF	22 500 AF	3 000 AF	Loi du 03/02/1950
01/04/1949	39 000 AF	3 900 AF	36 000 AF	3 600 AF	19 500 AF	3 000 AF	Loi du 13/07/1949
01/10/1948	34 000 AF	3 400 AF	31 000 AF	3 100 AF	17 000 AF	3 000 AF	Loi du 24/02/1949
01/07/1948	29 000 AF	2 900 AF	26 000 AF	2 600 AF	14 500 AF	3 000 AF	Loi du 23/08/1948
01/01/1948	22 000 AF	2 000 AF	19 000 AF	2 000 AF	5 000 AF	3 000 AF	Loi du 07/01/1948
01/08/1947	18 000 AF	2 000 AF	15 000 AF	2 000 AF	5 000 AF	3 000 AF	Loi du 25/06/1947
01/07/1946	15 000 AF	2 000 AF	12 000 AF	2 000 AF	4 000 AF	3 000 AF	Loi du 07/10/1946
01/01/1946	10 800 AF	1 500 AF	8 200 AF	1 500 AF	3 000 AF	2 400 AF	Loi du 03/01/1946
01/01/1945	7 200 AF	1 000 AF	5 400 AF	1 000 AF	2 000 AF	1 600 AF	Ord. du 02/02/1945
01/01/1941	3 600 AF	500 AF	3 600 AF	500 AF	1 000 AF	1 600 AF	Loi du 14/03/1941

Sources : *Sécurité sociale. Son histoire à travers les textes (1945-1981)*, tome III, page 242 et Journal officiel.

Note : un décret du 14 avril 1962 supprime les différences et instaure une allocation unique pour la France.

Annexe B

Barèmes des dispositifs de cessation anticipée d'activité

Cette annexe décrit les barèmes des différents dispositifs de cessation anticipée d'activité. La plupart des informations ici présentées vient de la consultation intensive des circulaires et directives de l'Unedic, ainsi que des publications régulières de l'assurance chômage.

Tab. B.1 – Minimum des Garanties de ressources (1972-1979)

Date d'effet	Aide publique de base	Supplément personne à charge	Allocation Assedic majorée	Minimum des GR	GR avec personne à charge
02/04/1979	16,5 F	6,6 F	33,50 F	57,50 F	65,09 F
02/10/1978	16,5 F	6,6 F	31,91 F	55,67 F	63,26 F
03/04/1978	16,5 F	6,6 F	29,55 F	52,96 F	60,55 F
20/02/1978	16,5 F	6,6 F	27,60 F	50,72 F	58,31 F
03/10/1977	15 F	6,0 F	27,60 F	48,99 F	55,89 F
04/04/1977	15 F	6,0 F	26,00 F	47,15 F	54,05 F
04/10/1976	13,5 F	5,4 F	24,38 F	43,56 F	49,77 F
05/04/1976	13,5 F	5,4 F	22,54 F	41,45 F	47,66 F
23/02/1976	13,5 F	5,4 F	21,00 F	39,68 F	45,89 F
06/10/1975	12 F	4,8 F	21,00 F	37,95 F	43,47 F
02/06/1975	12 F	4,8 F	20,00 F	36,80 F	42,32 F
13/01/1975	12 F	4,8 F	17,50 F	33,93 F	39,45 F
30/12/1974	10 F	4,0 F	17,50 F	31,63 F	36,23 F
01/07/1974	10 F	4,0 F	16,00 F	29,90 F	34,50 F
14/01/1974	10 F	4,0 F	11,87 F	25,15 F	29,75 F
02/07/1973	8,90 F	3,6 F	11,87 F	23,89 F	28,03 F
29/01/1973	8,90 F	3,6 F	11,20 F	23,12 F	27,26 F
06/11/1972	8,30 F	3,3 F	11,20 F	22,43 F	26,22 F
31/01/1972	8,30 F	3,3 F	10,00 F	21,05 F	24,84 F

Sources : Journal officiel pour l'aide publique au taux majoré et la majoration pour personne à charge (voir tableau B.2)
Historique du régime d'assurance chômage 1982-1986 pour l'allocation minimal Assedic au taux majoré (voir tableau B.11).

Note législative : Avant la réforme de l'assurance chômage de 1979, le minimum des garanties de ressources était défini comme 115 % de la somme de l'allocation d'aide publique au taux majoré et de l'allocation minimale Assedic au taux majoré. Le cas échéant la majoration pour personne à charge peut être ajoutée à l'allocation d'aide publique (dans la limite d'une personne). Après cette réforme, le montant minimum des Garanties de ressources (GR) est défini comme 115 % de l'allocation de base. À partir de 1985 néanmoins, le montant minimum est défini de façon indépendante. Voir le tableau B.5 pour les montants du minimum de 1979 à 2005.

Tab. B.2 – Montants de l'Allocation d'aide publique (1967-1979)

Date d'effet	Allocation de base		Majoration pour personne à charge	Références
	Trois premiers mois	Après		
02/04/1979	18 F	18 F	6,6 F	Décret n°79-530 du 3 juillet 1979
20/02/1978	16,5 F	15,2 F	6,6 F	Décret n°78-196 du 24 février 1978
04/04/1977	15 F	13,8 F	6 F	Décret n°77-314 du 28 mars 1977
23/02/1976	13,5 F	12,4 F	5,4 F	Décret n°76-229 du 9 mars 1976
13/01/1975	12 F	11 F	4,8 F	Décret n°75-10 du 7 janvier 1975
14/01/1974	10 F	9,1 F	4 F	Décret n°74-55 du 25 janvier 1974
29/01/1973	8,9 F	8,1 F	3,6 F	Décret n°73-107 du 2 février 1973
31/01/1972	8,3 F	7,55 F	3,3 F	Décret n°72-94 du 31 janvier 1972
06/07/1970	7,75 F	7,05 F	3,05 F	Décret n°70-577 du 3 juillet 1970
30/09/1968	7,3 F	6,65 F	2,85 F	Décret n°68-846 du 28 septembre 1968
01/06/1968	6,3 F	5,8 F	2,5 F	Décret n°68-764 du 23 août 1968
01/10/1967	6,05 F	5,7 F	2,5 F	Décret n°67-667 du 4 août 1967

Sources : Journal officiel.

Note législative : Le montant de l'allocation de base est différente sur la période selon les trois premiers mois de chômage ou la durée suivante. En 1967, une tarification spéciale avait été mise en place pour Paris et l'Ile de France de 6,3 F pour l'allocation de base pendant les trois premiers mois et 5,8 F après cette période.

Tab. B.3 – Revalorisation du salaire de référence des chômeurs de plus de 61 ans

Date	Taux	Références
31/12/1973	8,00%	Circ. 73-30 - décision du 4 décembre 1973
02/07/1973	6,00%	Circ. 73-16 - décision du 28 juin 1973
01/01/1973	6,00%	Circ. 72-35 - décision du 28 novembre 1972
03/07/1972	6,00%	Circ. 72-19 - décision du 20 juin 1972
03/01/1972	3,00%	Circ. 71-20 - décision du 24 novembre 1971
02/08/1971	6,00%	Circ. 71-13 - décision du 29 juillet 1971
04/01/1971	5,00%	Circ. 70-39 - décision du 4 décembre 1970
06/07/1970	4,00%	Circ. 70-27 - décision du 25 juin 1970
05/01/1970	8,00%	Circ. 69-37 - décision du 4 décembre 1969
06/01/1969	7,00%	Circ. 68-60 - décision du 12 décembre 1968
08/07/1969	7,00%	Circ. 68-35 - décision du 25 juin 1968
08/02/1968	4,50%	Circ. 67-53 - décision du 19 décembre 1967
10/07/1967	2,50%	Circ. 67-15 - décision du 19 juillet 1967
09/01/1967	4,00%	Circ. 66-40 - décision du 24 novembre 1966
07/03/1966	2,00%	Circ. 66-12 - décision du 24 février 1966
10/01/1966	2,00%	Circ. 65-46 - décision du 25 novembre 1965
06/09/1965	2,00%	Circ. 65-46 - décision du 25 novembre 1965
08/03/1965	2,00%	Circ. 65-18 - décision du 25 mars 1965
11/01/1965	7,50%	Circ. 64-30 - décision du 26 novembre 1964

Sources : Consultation des circulaires Unedic (Circ.) au service de documentation de l'Unedic.

Note législative : La revalorisation des salaires de référence des allocataires du régime d'assurance chômage de plus de 61 ans a été définie par l'avenant N du 28 novembre 1963. Elle ne s'applique qu'aux allocataires dont le salaire de référence est entièrement constitué de rémunérations antérieures d'au moins un an.
La revalorisation des salaires de référence des allocataires du régime d'assurance chômage de plus de 61 ans détermine depuis 1972 la revalorisation du salaire de référence des bénéficiaires des Garanties de ressources (même s'ils ont moins de 61 ans). En 1974 la revalorisation du salaire de référence est étendue à tous les allocataires - avant cette date, leur salaire de référence n'était pas revalorisé.

TAB. B.4 – Revalorisation des paramètres des Garanties de ressources (1972-1999)

Date	Revalorisation du SR	Minimum	Références
01/01/1999	1,00%	165,62 F	
01/01/1998	1,35%	163,98 F	
01/01/1997	1,30%	161,8 F	
01/01/1996	1,50%	159,72 F	
01/04/1995	1,00%	157,36 F	Dir. 25-95 - décision ASF du 1er mars 1995
01/07/1994	0,80%	155,8 F	Dir. 24-94 - décision ASF du 8 juin 1994
01/01/1994	1,20%	154,56 F	Dir. 13-94 - décision ASF du 15 février 1994
01/01/1993	1,20%	152,73 F	Dir. 20-93 - décision ASF du 8 décembre 1992
01/07/1992	1,60%	150,92 F	Dir. 29-92 - décision ASF du 5 juin 1992
01/01/1992	1,50%	148,54 F	Dir. 11-92 - décision ASF du 10 décembre 1991
01/07/1991	1,25%	146,34 F	Dir. 23-91 - décision ASF du 10 juin 1991
01/01/1991	1,85%	144,53 F	Dir. 23-91 - décision ASF du 5 décembre 1990
01/07/1990	1,50%	141,7 F	Dir. 23-90 - décision ASF du 7 juin 1990
01/01/1990	1,60%	139,6 F	Dir. 23-90 - décision ASF du 23 novembre 1989
01/07/1989	2,10%	137,4 F	Dir. 61-89 - décision ASF du 6 juin 1989
01/01/1989	1,30%	134,57 F	Dir. 42-89 - décision ASF du 2 décembre 1988
01/07/1988	1,65%	132,84 F	Dir. 64-88 - décision ASF du 7 juin 1988
01/01/1988	1,50%	130,68 F	Dir. 59-87 - décision ASF du 1987
01/07/1987	1,75%	128,75 F	Dir. 59-87 - décision ASF du 11 juin 1987
01/01/1987	1,20%	126,52 F	Dir. 34-87 - décision ASF du 9 décembre 1986
01/07/1986	0,50%	125,02 F	Dir. 72-86 - décision ASF du 20 juin 1986
01/01/1986	1,80%	124,4 F	Dir. 28-86 - décision ASF du 10 décembre 1985
01/07/1985	2,30%	122,2 F	Dir. 75-85 - décision ASF du 21 juin 1984
01/01/1985	2,00%	119,4 F	Dir. 35-85 - décision ASF du 21 décembre 1984
01/10/1984	2,00%	116 F	Dir. 35-85 - décision ASF du 22 octobre 1984
01/04/1984	4,00%	115,12 F	Circ. 84-12 - décision ASF du 18 avril 1984
01/10/1983	4,00%	115,12 F	Circ. 83-50 - décision du 20 octobre 1983
01/04/1983	4,00%	109,64 F	Circ. 83-21 - décision du 25 avril 1983
01/11/1982	1,60%	103,73 F	Décret n°82-991 du 24 novembre 1982
01/04/1982	8,31%	98,88 F	Circ. 82-23 - décision du 2 avril 1982
01/10/1981	7,43%	92,09 F	Circ. 81-45 - décision du 29 septembre 1981
01/07/1981		86,25 F	Circ. 81-38 - décision du 1er juillet 1981
01/04/1981	6,64%	80,73 F	Circ. 81-21 - décision du 26 mars 1981
01/10/1980	8,24%	75,9 F	Circ. 80-40 - décision du 9 septembre 1980
01/04/1980	7,13%	70,73 F	Circ. 80-17 - décision du 27 mars 1980
01/10/1979	6,20%	65,55 F	Circ. 79-36 - décision du 21 septembre 1979
01/07/1979		60,95 F	Règlement annexe à la Convention du 27 mars 1979
02/04/1979	5,00%		Circ. 79-15 - décision du 29 mars 1979
02/10/1978	7,40%		Circ. 78-36 - décision du 2 octobre 1978
03/04/1978	6,10%		Circ. 78-14 - décision du 21 mars 1978
03/10/1977	5,60%		Circ. 77-28 - décision du 23 septembre 1977
04/04/1977	6,40%		Circ. 77-14 - décision du 13 avril 1977
04/10/1976	7,00%		Circ. 76-20 - décision du 21 septembre 1976
05/04/1976	6,00%		Circ. 76-06 - décision du 25 mars 1976
06/10/1975	7,00%		Circ. 75-36 - décision du 23 septembre 1975
02/06/1975	6,00%		Circ. 75-24 - décision du 2 juin 1975
30/12/1974	7,00%		Circ. 74-31 - décision du 23 décembre 1974
01/07/1974	10,00%		Circ. 74-11 - décision du 3 juillet 1974
31/12/1973	8,00%		Circ. 73-30 - décision du 4 décembre 1973
02/07/1973	6,00%		Circ. 73-16 - décision du 28 juin 1973
01/01/1973	6,00%		Circ. 72-35 - décision du 28 novembre 1972
03/07/1972	6,00%		Circ. 72-19 - décision du 20 juin 1972

SOURCES : Document *Revalorisations depuis avril 1978* du service juridique de l'Unedic
Consultation des circulaires (Circ.) et des directives (Dir.) au service de documentation de l'Unedic

NOTE LÉGISLATIVE : À partir de juillet 1972, les revalorisations du salaire de référence (SR) aux allocataires de plus de 61 ans sont aussi applicables aux allocataires des Garanties de ressources même s'ils ont moins de 61 ans. À partir d'avril 1984, avec la réorganisation de l'assurance chômage et la séparation des différents régimes, la revalorisation des Garanties de ressources est effectuée de façon indépendante par le bureau du Conseil d'Administration de l'ASF. Jusqu'en 1995, ces décisions du conseil d'administration de l'ASF sont reproduites par des directives de l'Unedic.

TAB. B.5 – Revalorisation du salaire de référence des préretraites FNE (1980-2006)

Date d'effet	Revalorisation du SR	Références
01/01/2006	1,80%	Arrêté du 23 décembre 2005
01/01/2005	2,00%	Arrêté du 16 décembre 2004
01/01/2004	1,70%	Arrêté du 23 décembre 2003
01/01/2003	1,50%	Arrêté du 31 décembre 2002
01/01/2002	2,20%	Arrêté du 25 décembre 2002
01/01/2001	2,20%	Arrêté du 26 décembre 2000
01/01/2000	0,50%	Arrêté du 29 décembre 1999
01/01/1999	1,20%	Arrêté du 29 décembre 1998
01/01/1998	1,10%	Arrêté du 29 décembre 1997
01/01/1997	1,20%	Arrêté du 30 décembre 1996
01/01/1996	2,00%	Arrêté du 30 janvier 1996
01/07/1995	0,50%	Arrêté du 31 juillet 1995
01/01/1995	1,20%	Arrêté du 27 janvier 1995
01/01/1994	2,00%	Arrêté du 24 janvier 1994
01/01/1993	1,30%	Arrêté du 22 janvier 1993
01/07/1992	1,80%	Loi du 31 décembre 1991
01/01/1992	1,00%	Loi du 31 décembre 1991
01/07/1991	0,80%	Loi du 31 juillet 1991
01/01/1991	1,70%	Loi du 18 janvier 1991
01/07/1990	1,30%	Loi du 23 janvier 1990
01/01/1990	2,15%	Loi du 23 janvier 1990
01/07/1989	1,20%	Loi du 13 janvier 1989
01/01/1989	1,30%	Loi du 13 janvier 1989
01/07/1988	1,30%	Loi du 05 janvier 1988
01/01/1988	2,60%	Loi du 05 janvier 1988
01/07/1987	1,00%	Loi du 27 janvier 1987
01/01/1987	1,80%	Loi du 27 janvier 1987
01/10/1986	0,50%	Arrêté du 1er décembre 1986
01/07/1986	0,00%	Décret n°86-791 du 30 juin 1986
01/01/1986	1,30%	Arrêté du 15 janvier 1986
01/07/1985	2,80%	Arrêté du 12 mars 1985
01/01/1985	2,80%	Arrêté du 12 mars 1985
01/10/1984	2,20%	Décret n°84-523 du 28 juin 1984
01/04/1984	1,80%	Décret n°84-495 du 25 juin 1984
01/10/1983	4,00%	Arrêté du 27 décembre 1983
01/04/1983	4,00%	Arrêté du 1er juillet 1983
01/04/1982	8,31%	Arrêté du 26 août 1982
01/10/1981	7,43%	Arrêté du 8 février 1982

SOURCES : Document *Revalorisations depuis avril 1978* du service juridique de l'Unedic et Journal officiel.

NOTE LÉGISLATIVE : La revalorisation du salaire de référence (SR) des préretraites du FNE est décidée par les pouvoirs publics et depuis 1987 la revalorisation est la même que pour les retraites du régime général (voir les décrets n°98-1024 du 12 novembre 1998 et n°93-451 du 24 mars 1993).

Tab. B.6 – Minimums des préretraites FNE-ARPE et préretraite progressive (1984-2006)

Date d'effet	Lic. Démission/ Arpe	Progres. Mi-temps	Références
01/01/2006	28,40 €	14,20 €	Directive Unedic n°2006-04 du 24 janvier 2006
01/01/2005	27,90 €	13,95 €	Directive Unedic n°09-05 du 24 février 2005
01/01/2004	27,35 €	13,67 €	Arrêté du 23 décembre 2003
01/01/2003	26,89 €	13,44 €	Arrêté du 31 décembre 2002
01/01/2002	26,49 €	13,24 €	Arrêté du 25 décembre 2002
01/01/2001	25,92 €	12,96 €	Arrêté du 26 décembre 2000
01/01/2000	166,34 F	83,17 F	Arrêté du 29 décembre 1999
01/01/1999	165,51 F	82,76 F	Arrêté du 29 décembre 1998
01/01/1998	163,55 F	81,78 F	Arrêté du 29 décembre 1997
01/01/1997	161,77 F	80,89 F	Arrêté du 30 décembre 1996
01/01/1996	159,85 F	79,93 F	Arrêté du 30 janvier 1996
01/07/1995	156,72 F	78,36 F	Arrêté du 31 juillet 1995
01/01/1995	155,94 F	77,97 F	Arrêté du 27 janvier 1995
01/01/1994	154,09 F	77,05 F	Arrêté du 24 janvier 1994
01/01/1993	151,07 F	75,54 F	Arrêté du 22 janvier 1993
01/07/1992	149,13 F	74,57 F	Loi du 31 décembre 1991
01/01/1992	146,49 F	73,25 F	Loi du 31 décembre 1991
01/07/1991	145,04 F	72,52 F	Loi du 31 juillet 1991
01/01/1991	143,89 F	71,94 F	Loi du 18 janvier 1991
01/07/1990	141,48 F	70,74 F	Loi du 23 janvier 1990
01/01/1990	139,66 F	69,83 F	Loi du 23 janvier 1990
01/07/1989	136,72 F	68,36 F	Loi du 13 janvier 1989
01/01/1989	135,10 F	67,55 F	Loi du 13 janvier 1989
01/07/1988	133,37 F	66,69 F	Loi du 05 janvier 1988
01/01/1988	131,66 F	65,83 F	Loi du 05 janvier 1988
01/07/1987	128,32 F	64,16 F	Loi du 27 janvier 1987
01/01/1987	127,05 F	63,52 F	
01/10/1986	124,80 F	62,40 F	
01/01/1986	124,18 F	62,09 F	
01/07/1985	122,59 F	61,29 F	Arrêté du 9 août 1985
01/01/1985	119,25 F	59,62 F	Arrêté du 12 mars 1985
01/04/1984	116,00 F	58,00 F	Arrêté du 25 juin 1984

Sources : Document *Revalorisations depuis avril 1978* du service juridique de l'Unedic et Journal officiel.

Note législative : La revalorisation du minimum des préretraites FNE est décidée par les pouvoirs publics.

Tab. B.7 – Montants et plafonds de l'allocation spéciale d'attente (ASA)

	Montant Mensuel	Plafond pers seule	Références
01/01/2002		770	Décret n°2001-1203 du 17 décembre 2001
01/06/1998	1750	5000	Décret n°98-456 du 12 juin 1998

Sources : Journal Officiel.

TAB. B.8 – Montants et plafonds de l'allocation équivalent retraite (AER)

	Montant		Plafond		Références
	Journalier	Mensuel	pers seule	couple	
01/01/2006	30,77 €	936 €	1476,96 €	2123,13 €	Décret n°2005-1700 du 29 décembre 2005
01/01/2005	30,23 €	919 €	1451,04 €	2085,87 €	Décret n°2004-1537 du 30 décembre 2004
01/01/2004	29,70 €	903 €	1425,60 €	2049,30 €	Décret n°2003-1374 du 31 décembre 2003
01/01/2003	29,26 €	890 €	1404,48 €	2018,94 €	Décret n°2002-1615 du 31 décembre 2002
05/04/2002	28,83 €	877 €	1383,84 €	1989,27 €	Décret n°2002-462 du 5 avril 2002

SOURCES : Assedic et Journal officiel, montant journalier de l'allocation en Euros. Le montant mensuel correspond à un montant mensuel sur l'année (365 jours sur 12 mois).

NOTE LÉGISLATIVE : Le plafond pour une personne seule correspond à 48 fois le montant journalier et 69 fois pour un couple. Si l'AER et les ressources des bénéficiaires dépassent le plafond alors l'AER agit comme un complément jusqu'au plafond.

TAB. B.9 – Montants de l'Allocation de solidarité spécifique (ASS)

	Montant	Avec majoration	Références
01/01/2006	14,25 €	20,35 €	Décret n°2005-1700 du 29 décembre 2005
01/01/2005	14,00 €	20,10 €	Décret n°2004-1537 du 30 décembre 2004
01/01/2004	13,76 €	19,76 €	Décret n°2003-1374 du 31 décembre 2003
01/01/2003	13,56 €	19,47 €	Décret n°2002-1615 du 31 décembre 2002
01/01/2002	13,36 €	19,19 €	Décret n°2001-1354 du 28 décembre 2001
01/01/2001	13,10 €	18,81 €	Décret n°2000-1260 du 26 décembre 2000
01/01/2000	84,07 F	120,76 F	Décret n°99-1044 du 14 décembre 1999
01/01/1999	82,42 F	118,39 F	Décret n°98-1180 du 23 décembre 1998
01/01/1998	80,02 F	114,94 F	Décret n°98-151 du 10 mars 1998
01/07/1997	75,49 F	108,43 F	Décret n°97-1220 du 26 décembre 1997
01/07/1994	74,01 F	106,30 F	Décret n°94-627 du 22 juillet 1994
01/01/1993	72,92 F	104,73 F	Décret n°93-116 du 27 janvier 1993
01/07/1992	71,98 F	103,38 F	Décret n°92-718 du 27 juillet 1992
01/01/1992	70,71 F	101,55 F	Décret n°92-124 du 5 février 1992
01/07/1991	70,01 F	100,54 F	Décret n°91-824 du 29 août 1991
01/01/1991	69,45 F	99,74 F	Décret n°91-146 du 7 février 1991
01/01/1990	68,29 F	98,07 F	Décret n°90-216 du 8 mars 1990
01/11/1988	66,43 F	95,40 F	Décret n°88-1116 du 12 décembre 1988[a]
01/04/1987	64,50 F	92,60 F	Décret n°87-315 du 7 mai 1987[b]
01/04/1985	43,00 F	86,00 F	Décret n°85-800 du 10 juin 1985
01/10/1984	41,40 F	82,80 F	Décret n°84-1180 du 26 décembre 1984
01/04/1984	40,00 F	80,00 F	Décret n°84-417 du 30 mai 1984

SOURCES : Journal officiel, montant journalier de l'allocation.

NOTE LÉGISLATIVE : La majoration au départ s'appliquait aux personnes de 50 ans ou plus avec 10 ans d'activité salariée (50 %) et de 55 ans ou plus avec 20 d'activité salariée (100%). Depuis le 1er juin 1998, la majoration s'applique pour les personnes de 55 ans ou plus avec 20 ans d'activité salariée, ou les personnes de 57,5 ans ou plus avec 10 d'activité salariée et avec plus de 160 trimestres de durée d'assurance. Depuis le 1er janvier 2004, l'ASS majorée est supprimée sauf pour ceux qui en bénéficiaient à la fin 2003.

[a] coeff. de 2,2186 pour les plus de 57 ans, 1,5449 pour les autres
[b] coeff. de 2,1535 pour les plus de 57 ans ; 1,5 pour les autres

Tab. B.10 – Revalorisation du salaire de référence des allocations chômage

Date	Taux	Références
01/07/2004	1,00 %	Circ. 04-13 - décision du 25 juin 2004
01/07/2003	2,15 %	Circ. 03-09 - décision du 2 juillet 2003
01/07/2002	1,50 %	Circ. 02-15 - décision du 3 juillet 2002
01/07/2001	2,40 %	Circ. 01-16 - décision du 4 juillet 2001
01/07/2000	2,00 %	Circ. 00-10 - décision du 30 juin 2000
01/07/1999	1,22 %	Circ. 99-12 - décision du 1er juillet 1999
01/07/1998	1,90 %	Circ. 98-13 - décision du 1er juillet 1998
01/07/1997	2,20 %	Circ. 97-12 - décision du 2 juillet 1997
01/07/1996	2,45 %	Circ. 96-13 - décision du 4 juillet 1996
01/07/1995	2,20 %	Circ. 95-12 - décision du 29 juin 1995
01/07/1994	2,10 %	Circ. 94-08 - décision du 28 juin 1994
01/07/1992	2,70 %	Circ. 92-13 - décision du 30 juillet 1992
01/07/1991	2,10 %	Circ. 91-15 - décision du 12 juillet 1991
01/10/1990	3,90 %	Circ. 90-16 - décision du 5 octobre 1990
01/10/1989	3,60 %	Circ. 89-18 - décision du 3 octobre 1989
01/10/1988	3,00 %	Circ. 88-15 - décision du 11 octobre 1988
01/10/1987	1,70 %	Circ. 87-16 - décision du 22 septembre 1987
01/04/1987	1,50 %	Circ. 87-09 - décision du 31 mars 1987
01/10/1986	1,80 %	Circ. 86-28 - décision du 7 octobre 1986
01/04/1986	0,00 %	Circ. 86-49 - décision du 25 mars 1986
01/10/1985	2,50 %	Circ. 85-28 - décision du 30 septembre 1985
01/04/1985	2,45 %	Circ. 85-10 - décision du 24 avril 1985
01/10/1984	2,80 %	Circ. 84-26 - décision du 27 septembre 1984
01/04/1984	3,50 %	Circ. 84-12 - décision du 18 avril 1984
01/10/1983	4,00 %	Circ. 83-50 - décision du 20 octobre 1983
01/04/1983	4,00 %	Circ. 83-21 - décision du 25 avril 1983
01/11/1982	1,60 %	Décret n°82-991 du 24 novembre 1982
01/04/1982	8,31 %	Circ. 82-23 - décision du 2 avril 1982
01/10/1981	7,43 %	Circ. 81-45 - décision du 29 septembre 1981
01/04/1981	6,64 %	Circ. 81-21 - décision du 26 mars 1981
01/10/1980	8,24 %	Circ. 80-40 - décision du 9 septembre 1980
01/04/1980	7,13 %	Circ. 80-17 - décision du 27 mars 1980
01/10/1979	6,20 %	Circ. 79-36 - décision du 21 septembre 1979
02/04/1979	5,00 %	Circ. 79-15 - décision du 29 mars 1979
02/10/1978	7,40 %	Circ. 78-36 - décision du 2 octobre 1978
03/04/1978	6,10 %	Circ. 78-14 - décision du 21 mars 1978
03/10/1977	5,60 %	Circ. 77-28 - décision du 23 septembre 1977
04/04/1977	6,40 %	Circ. 77-14 - décision du 13 avril 1977
04/10/1976	7,00 %	Circ. 76-20 - décision du 21 septembre 1976
05/04/1976	6,00 %	Circ. 76-06 - décision du 25 mars 1976
06/10/1975	7,00 %	Circ. 75-36 - décision du 23 septembre 1975
02/06/1975	6,00 %	Circ. 75-24 - décision du 2 juin 1975
30/12/1974	7,00 %	Circ. 74-31 - décision du 23 décembre 1974
01/07/1974	10,00 %	Circ. 74-11 - décision du 3 juillet 1974
08/07/1968	7,00 %	Circ. 68-35 - décision du 25 juin 1968

Sources : Site Internet Assedic.fr unijuridis depuis 1994
Consultation des circulaires Unedic au service de documentation de l'Unedic.
Historique du régime d'assurance chômage 1982-1986 (p. 135) : période 1974 à 1985

Note législative : A part des revalorisations exceptionnelles comme en 1968, le salaire de référence des allocataires du régime d'assurance chômage de moins de 61 ans n'a pas été revalorisé avant 1974. En juillet 1993, aucune revalorisation n'est effectuée (Avenant du 28 juin 1993 à la convention du 1er janvier 1993). Par ailleurs, la revalorisation du salaire de référence des bénéficiaires de l'ARPE est définie de la même façon.
Les revalorisations s'appliquent aux salaires de références constitués intégralement de rémunérations anciennes d'au moins six mois.

TAB. B.11 – Minimum de l'allocation de base du régime d'assurance chômage (1968-2004)

	Montant journalier	Montant mensuel	Références
01/07/2004	25,01 €	761 €	Circ. 04-13 - décision du 25 juin 2004
01/07/2003	24,76 €	753 €	Circ. 03-09 - décision du 2 juillet 2003
01/07/2002	24,24 €	737 €	Circ. 02-15 - décision du 3 juillet 2002
01/07/2001	156,61 F	4764 F	Circ. 01-16 - décision du 4 juillet 2001
01/07/2000	152,94 F	4652 F	Circ. 00-10 - décision du 30 juin 2000
01/07/1999	149,94 F	4561 F	Circ. 99-12 - décision du 1er juillet 1999
01/07/1998	148,13 F	4506 F	Circ. 98-13 - décision du 1er juillet 1998
01/07/1997	145,37 F	4422 F	Circ. 97-12 - décision du 2 juillet 1997
01/07/1996	142,24 F	4326 F	Circ. 96-13 - décision du 4 juillet 1996
01/07/1995	138,84 F	4223 F	Circ. 95-12 - décision du 29 juin 1995
01/07/1994	133,76 F	4069 F	Circ. 94-08 - décision du 28 juin 1994
01/07/1992	131,01 F	3985 F	Circ. 92-13 - décision du 30 juillet 1992
01/07/1991	127,57 F	3880 F	Circ. 91-15 - décision du 12 juillet 1991
01/10/1990	124,95 F	3801 F	Circ. 90-16 - décision du 5 octobre 1990
01/10/1989	119,80 F	3644 F	Circ. 89-18 - décision du 3 octobre 1989
01/10/1988	115,19 F	3504 F	Circ. 88-15 - décision du 11 octobre 1988
01/10/1987	111,51 F	3392 F	Circ. 87-16 - décision du 22 septembre 1987
01/04/1987	109,65 F	3335 F	Circ. 87-09 - décision du 31 mars 1987
01/10/1986	107,61 F	3273 F	Circ. 86-28 - décision du 7 octobre 1986
01/04/1986	105,50 F	3209 F	Circ. 86-49 - décision du 25 mars 1986
01/10/1985	104,55 F	3180 F	Circ. 85-28 - décision du 30 septembre 1985
01/04/1985	102,00 F	3103 F	Circ. 85-10 - décision du 24 avril 1985
01/10/1984	102,00 F	3103 F	Circ. 84-26 - décision du 27 septembre 1984
01/10/1983	100,10 F	3045 F	Circ. 83-50 - décision du 20 octobre 1983
01/04/1983	95,34 F	2900 F	Circ. 83-21 - décision du 25 avril 1983
01/11/1982	90,20 F	2744 F	Décret n°82-991 du 24 novembre 1982
01/04/1982	85,99 F	2616 F	Circ. 82-23 - décision du 2 avril 1982
01/10/1981	80,08 F	2436 F	Circ. 81-45 - décision du 29 septembre 1981
01/07/1981	75,00 F	2281 F	Circ. 81-38 -
01/04/1981	70,20 F	2135 F	Circ. 81-21 - décision du 26 mars 1981
01/10/1980	66,00 F	2008 F	Circ. 80-40 - décision du 9 septembre 1980
01/04/1980	61,50 F	1871 F	Circ. 80-17 - décision du 27 mars 1980
01/10/1979	57,00 F	1734 F	Circ. 79-36 - décision du 21 septembre 1979
01/07/1979	53,00 F	1612 F	Règlement annexe à la Convention du 27 mars 1979

	normal	majoré	Références
02/04/1979	29,13 F	33,50 F	Circ. 79-15 - décision du 29 mars 1979
02/10/1978	27,75 F	31,91 F	Circ. 78-36 - décision du 2 octobre 1978
03/04/1978	25,70 F	29,55 F	Circ. 78-14 - décision du 21 mars 1978
03/10/1977	24,00 F	27,60 F	Circ. 77-28 - décision du 23 septembre 1977
04/04/1977	22,61 F	26,00 F	Circ. 77-14 - décision du 13 avril 1977
04/10/1976	21,20 F	24,38 F	Circ. 76-20 - décision du 21 septembre 1976
05/04/1976	19,60 F	22,54 F	Circ. 76-06 - décision du 25 mars 1976
06/10/1975	18,26 F	21,00 F	Circ. 75-36 - décision du 23 septembre 1975
02/06/1975	17,39 F	20,00 F	Circ. 75-23 - décision du 21 mai 1975
30/12/1974	15,22 F	17,50 F	Circ. 74-32 - décision du 20 décembre 1974
01/07/1974	13,92 F	16,00 F	Circ. 74-12 - décision du 3 juillet 1974
02/07/1973	10,32 F	11,87 F	Circ. 73-17 - décision du 26 juin 1973
06/11/1972	9,74 F	11,20 F	Circ. 72-33 - décision du 23 octobre 1972
11/10/1971	8,69 F	10,00 F	Circ. 71-17 - décision du 28 septembre 1971
29/03/1971	8,20 F	9,43 F	Circ. 71-06 - décision du 23 mars 1971
05/01/1970	7,70 F	8,86 F	Circ. 69-36 - décision du 4 décembre 1969
22/07/1968	7,10 F	8,10 F	Circ. 68-35 - décision du 25 juin 1968

SOURCES : Site Internet Assedic.fr unijuridis depuis 1994
Document *Revalorisations depuis avril 1978* du service juridique de l'Unedic et *Historique du régime d'assurance chômage 1982-1986* (p. 138-139)
Consultation des circulaires Unedic au service de documentation de l'Unedic.
Le montant mensuel correspond à un montant mensuel sur l'année (365 jours sur 12 mois).

Tab. B.12 – Minimum de l'allocation de base du régime d'assurance chômage (1959-1967)

Date d'effet	Paris	Villes de plus de 5000 hab	Villes de moins de 5000 hab	Références
09/01/1967	6,60 F	6,40 F	6,40 F	Circ. 66-41 - décision du 24 novembre 1966
27/12/1965	6,20 F	6,00 F	6,00 F	Circ. 65-50 - décision du 25 novembre 1965
02/11/1964	5,80 F	5,60 F	5,60 F	Circ. 64-26 - décision du 26 novembre 1964
23/09/1963	5,40 F	5,30 F	5,00 F	Circ. 63-41 - décision du 28 novembre 1963
18/06/1962	4,80 F	4,70 F	4,40 F	Circ. 62-23 - décision du 26 juin 1962
26/09/1960	4,20 F	4,10 F	3,85 F	Circ. 60-48 - décision du 13 octobre 1960
01/03/1960	4,10 F	4,00 F	3,80 F	Circ. 60-19 - décision du 28 mars 1960
31/12/1958	380 AF	370 AF	350 AF	Art. 8 du règlement de la Convention du 31 déc. 1958

Sources : Consultation des circulaires Unedic au service de documentation de l'Unedic.

Tab. B.13 – Montant de la part fixe de l'allocation chômage (1979-2004)

	Montant journalier	Montant mensuel	Références
01/07/2004	10,25 €	312 €	Circ. 04-13 - décision du 25 juin 2004
01/07/2003	10,15 €	309 €	Circ. 03-09 - décision du 2 juillet 2003
01/07/2002	9,94 €	302 €	Circ. 02-15 - décision du 3 juillet 2002
01/07/2001	64,24 F	1954 F	Circ. 01-16 - décision du 4 juillet 2001
01/07/2000	62,73 F	1908 F	Circ. 00-10 - décision du 30 juin 2000
01/07/1999	61,5 F	1871 F	Circ. 99-12 - décision du 1er juillet 1999
01/07/1998	60,76 F	1848 F	Circ. 98-13 - décision du 1er juillet 1998
01/07/1997	59,63 F	1814 F	Circ. 97-12 - décision du 2 juillet 1997
01/07/1996	58,35 F	1775 F	Circ. 96-13 - décision du 4 juillet 1996
01/07/1995	56,95 F	1732 F	Circ. 95-12 - décision du 29 juin 1995
01/07/1994	55,29 F	1682 F	Circ. 94-08 - décision du 28 juin 1994
01/07/1992	54,15 F	1647 F	Circ. 92-13 - décision du 30 juillet 1992
01/07/1991	52,73 F	1604 F	Circ. 91-15 - décision du 12 juillet 1991
01/10/1990	51,65 F	1571 F	Circ. 90-16 - décision du 5 octobre 1990
01/10/1989	49,52 F	1506 F	Circ. 89-18 - décision du 3 octobre 1989
01/10/1988	47,71 F	1451 F	Circ. 88-15 - décision du 11 octobre 1988
01/10/1987	46,32 F	1409 F	Circ. 87-16 - décision du 22 septembre 1987
01/04/1987	45,55 F	1385 F	Circ. 87-09 - décision du 31 mars 1987
01/10/1986	44,66 F	1358 F	Circ. 86-28 - décision du 7 octobre 1986
01/04/1986	43,87 F	1334 F	Circ. 86-49 - décision du 25 mars 1986
01/10/1985	43,87 F	1334 F	Circ. 85-28 - décision du 30 septembre 1985
01/04/1985	42,80 F	1302 F	Circ. 85-10 - décision du 24 avril 1985
01/10/1984	41,40 F	1259 F	Circ. 84-26 - décision du 27 septembre 1984
01/04/1984	40,00 F	1217 F	Circ. 84-12 - décision du 18 avril 1984
01/10/1983	37,80 F	1150 F	Circ. 83-50 - décision du 20 octobre 1983
01/04/1983	36,00 F	1095 F	Circ. 83-21 - décision du 25 avril 1983
01/11/1982	34,05 F	1036 F	Décret n°82-991 du 24 novembre 1982
01/04/1982	32,46 F	987 F	Circ. 82-23 - décision du 2 avril 1982
01/10/1981	30,23 F	919 F	Circ. 81-45 - décision du 29 septembre 1981
01/04/1981	26,50 F	806 F	Circ. 81-21 - décision du 26 mars 1981
01/10/1980	25,00 F	760 F	Circ. 80-40 - décision du 9 septembre 1980
01/04/1980	23,50 F	715 F	Circ. 80-17 - décision du 27 mars 1980
01/10/1979	22,00 F	669 F	Circ. 79-36 - décision du 21 septembre 1979
01/07/1979	20,00 F	608 F	Règlement annexe à la Convention du 27 mars 1979

Sources : Assedic site unijuridis depuis 1994 ; *Historique du régime d'assurance chômage 1982-1986* (p. 136) : période 1979 à 1985 ; consultation des circulaires Unedic au service de documentation de l'Unedic.
Le montant mensuel correspond à un montant mensuel sur l'année (365 jours sur 12 mois).

Annexe C

Modélisation des incitations

Modélisation de l'effet de révélation

Au tableau C.1 nous avons représenté l'estimation en double différence théorique afin de mettre en évidence « l'effet de révélation ». Nous souhaitons modéliser deux éléments : l'impact de la réforme sur la liquidation de pensions pour inaptitude et l'effet de la réforme sur la révélation des durées de cotisation. Nous distinguons un effet génération et un effet durée de cotisation. Trois types d'individus sont ainsi considérés : le premier groupe est dit « normal », c'est-à-dire qu'il prend sa retraite avec une pension normale et devrait idéalement constituer la totalité de notre échantillon. Au sein de ce groupe, il y a, néanmoins, certains individus que l'on appelle « potentiellement inaptes », c'est-à-dire que ces individus pourraient être qualifiés pour une pension pour inaptitude s'ils se trouvaient avoir les incitations pour en demander la liquidation.[1] Enfin un dernier groupe de salariés ont 152 trimestres de cotisation en réalité alors qu'ils n'en déclarent que le nombre requis pour obtenir le taux plein (N_1). On appelle ce dernier groupe « durée de cotisation incertaine ».

La taille de chacun de ces groupes est respectivement N_{34}, D_{34} et K_{34} pour la génération 1934 et N_{35}, D_{35} et K_{35} pour la génération 1935. On note α la constance ; β l'effet de génération (génération 1935) ; γ est l'effet de la durée de cotisation (151 trimestres) et ν_i est un paramètre de préférences ; finalement η est le véritable effet de la réforme. Tous ces paramètres sont exprimés en trimestre.

Le paramètre de préférence ν_i est différent pour chacun des individus. Pour les individus potentiellement inapte et le groupe avec une durée de cotisation incertaine, ν_i est proche de 0 ; pour les individus « normaux », ν_i est en moyenne positive, mais sa distribution est positive avec une large minorité avec un fort ν_i (les individus qui ont une faible préférence pour le loisir et qui vont liquider leur pension après avoir eu accès au taux plein).

Idéalement, nous aimerions estimer nos doubles différences sur un échantillon de retraités « normaux ». Si nous appliquons l'équation (3.4) à notre modèle pour calculer l'estimateur DD sur le groupe des individus normaux, nous obtenons :

[1] Ces individus n'ont pas d'incitation à demander une pension pour inaptitude s'ils peuvent liquider une pension à 60 ans au taux plein.

$$DD = \Big[\big(\alpha+\beta+\gamma+\nu_i+\eta\big) - \big(\alpha+\beta+\nu_i\big)\Big] - \Big[\big(\alpha+\gamma+\nu_i\big) - \big(\alpha+\nu_i\big)\Big] = \eta \quad \text{(C.1)}$$

L'estimation est dans ce cas sans biais et permet d'estimer l'effet de la réforme directement. Malheureusement, nous ne pouvons pas distinguer dans les données les individus dits « normaux »des individus potentiellement inaptes ou à durée de cotisation incertaine lorsqu'ils ne sont pas touchés par la réforme. Seule la réforme peut les inciter à révéler pleinement leur caractéristique, car ceci est coûteux pour eux (il faut faire un effort de recherche d'anciens trimestres ou remplir un dossier médical). Dès lors nous calculons l'estimateur en double différence suivant :

$$\begin{aligned} DD = &\Big[\big(\alpha+\beta+\gamma+\nu_i+\eta\big) - \big(\alpha+\beta+\frac{N_{35}}{K_{35}+N_{35}+D_{35}}\nu_i\big)\Big] \\ -&\Big[\big(\alpha+\frac{N_{34}+D_{34}}{D_{34}+N_{34}+K_{34}}\gamma+\frac{N_{34}}{K_{34}+N_{34}+D_{34}}\nu_i\big) - \big(\alpha+\frac{N_{34}}{N_{34}+D_{34}}\nu_i\big)\Big] \end{aligned} \quad \text{(C.2)}$$

qui être réécrit de la façon suivante :

$$DD = \eta + \frac{K_{34}}{D_{34}+N_{34}+K_{34}}\gamma + \underbrace{\Big[\frac{K_{35}+D_{35}}{K_{35}+N_{35}+D_{35}} + \Big(\frac{N_{34}}{N_{34}+D_{34}} - \frac{N_{34}}{K_{34}+N_{34}+D_{34}}\Big)\Big]}_{>0}\nu_i \quad \text{(C.3)}$$

Ainsi, notre estimation en double différence diffère de l'effet véritable de la réforme η pour deux raisons principales. D'abord le fait que la réforme incite le groupe à « durée de cotisation incertaine »à révéler sa vraie durée de cotisation biaise notre estimation par un coefficient égal au produit de l'effet trimestre γ et de la proportion d'individus qui ont potentiellement la durée requise de cotisation dans le groupe de contrôle. Nous pouvons estimer le coefficient γ : dans les trois régression, il varie de -0,07 à 0,06, significatif à 10 %. La borne supérieure de la proportion d'individus touchés par l'effet de révélation est 20 %, du coup le biais correspond à une sous-estimation ou sur-estimation du vrai coefficient η de 0,015.

La seconde partie du biais est clairement positive et vient d'une sur-pondération des individus dits normaux, avec une préférence positive ν_i, dans le groupe de traitement (ou une sous-pondération dans le groupe de contrôle). Pour corriger de ce biais nous estimons les doubles différences en excluant de notre échantillon les individus qui ont pris leur retraite au moins un trimestre après avoir atteint le taux plein. Ce groupe d'individu a clairement un ν_i positif. Notre estimation en double différence devient alors :

$$DD = \eta + \frac{K_{34}}{D_{34}+N_{34}+K_{34}}\gamma \quad \text{(C.4)}$$

Les résultats peuvent être analysés au 3.7. Remarquons d'abord que le biais $\frac{K_{34}}{D_{34}+N_{34}+K_{34}}\gamma$ est de l'ordre de la marge d'erreur de la régression.

TAB. C.1 – Biais théorique dans l'estimation suivant « l'effet de révélation ».

	Durée de cotisation à 60 ans en trimestres				
	151 trimestres		152 ou 151 trimestres	152 trimestres	
type	Potentiellement inaptes	Normal	Durée incertaine de cotisation	Normal	Potentiellement inaptes
taille	D_{cohort}	N_{cohort}	K_{cohort}	N_{cohort}	D_{cohort}
Génération 1935	$\alpha+\beta+\gamma-d$	$\alpha+\beta+\gamma+\nu_i+\eta$	152 trimestres $\alpha+\beta$	$\alpha+\beta+\nu_i$	$\alpha+\beta$
Génération 1934	$\alpha+\gamma$	$\alpha+\gamma+\nu_i$	151 trimestres α	$\alpha+\nu_i$	α

LECTURE : Ce tableau est un tableau classique 2x2 représentant une estimation en double différence. La différence tient au fait que l'on a divisé le groupe de contrôle et de traitement en deux sous-groupes : ceux potentiellement inaptes qui peuvent recevoir une pension pour inaptitude s'ils la demandent, et le groupe normal. De plus le groupe « durée incertaine de cotisation »a 152 trimestres de cotisation en réalité mais révèle avant la réforme seulement 151 trimestres.

NOTES : α est la constante, β est un effet de génération (génération 1935), γ est un effet durée de cotisation (151 trimestres) et ν_i est un effet de préférence ; finalement η est le véritable effet de la réforme. Tous les paramètres sont exprimés en trimestres. N_1 prend la valeur 151 pour la génération 1934 et 152 pour la génération 1935 (augmentation avec la réforme de la durée de cotisation requise. d est l'effet de l'inaptitude.
Le paramètre de préférence ν_i est différent pour chaque individu. Pour les individus potentiellement inaptes et pour les individus avec durée incertain de cotisation, ν_i est proche de 0 ; pour les individus normaux, ν_i est en moyenne positive, mais sa distribution est hétérogène, avec une minorité avec un ν_i positif.

Résolution optimum utilitariste

Pour contraster les résultats de l'optimum séparé, on reprend les mêmes bases du problème dans le cas d'une contrainte budgétaire commune (mais avec possibilité de taux de cotisations différents).

Le programme de l'optimum social est le suivant

$$Max\ _{\tau_i,r_i,n_i}\ \sum_i f_i\Big[(n_i-a)u[(1-\tau_i)w]+(T-n_i)u[r_i(1-\tau_i)w]-V(n_i)\Big]$$

sous contraintes : $\sum_i f_i\tau_i w(n_i-a)=\sum_i f_i(T-n_i)r_i(1-\tau_i)w(BC)$

Le Lagrangien s'écrit ainsi :

$$\mathcal{L}=\sum_{i=1,2} f_iU_i+\lambda\Big[\sum_i f_i\tau_i w(n_i-a)-\sum_i f_i(T-n_i)r_i(1-\tau_i)w\Big]$$

On obtient les conditions du premier ordre :

$$\forall i,\ \frac{\delta\mathcal{L}}{\delta r_i}=f_i(T-n_i)u'[r_i(1-\tau_i)w](1-\tau_i)w-\lambda\Big((T-n_i)(1-\tau_i)f_i\Big)=0$$

$$\forall i,\ \tfrac{\delta\mathcal{L}}{\delta\tau_i}=-wf_i(n_i-a)u'[(1-\tau_i)w]-wr_if_i(T-n_i)u'[r_i(1-\tau_i)w]+\lambda\Big[(n_i-a)f_i+$$

$r_i(T-n_i)f_i + r_i(T-n_i)f_i\Big]$

$$\forall i,\ \frac{\delta\mathcal{L}}{\delta n_i} = f_i\Big(u[(1-\tau_i)w] - u[r_i(1-\tau_i)w] - V'(n_i)\Big) + \lambda\Big(\tau f_i + f_i(1-\tau_i)r_i\Big) = 0$$

À partir de la première équation, on en déduit :

$$\frac{\lambda}{w} = \frac{f_i(T-n_i)u'[r_i(1-\tau_i)w](1-\tau_i)}{(T-n_i)(1-\tau_i)f_i} = u'[r_i(1-\tau_i)w]$$

Ce qui implique :

$$\boxed{u'[r_1(1-\tau_1)w] = u'[r_2(1-\tau_2)w]}$$

d'où

$$r_1(1-\tau_1) = r_2(1-\tau_2)$$

À partir de la seconde équation, on obtient :

$$\frac{\lambda}{w} = \frac{f_i(n_i-a)u'[(1-\tau_i)w] + r_i f_i(T-n_i)u'[r_i(1-\tau_i)w]}{(n_i-a)f_i + r_i(T-n_i)f_i}$$

En utilisant le résultat précédent, on obtient :

$$u'[r_i(1-\tau_i)w] = \frac{f_i(n_i-a)u'[(1-\tau_i)w] + r_i f_i(T-n_i)u'[r_i(1-\tau_i)w]}{(n_i-a)f_i + r_i(T-n_i)f_i}$$

$$\boxed{u'[r_i(1-\tau_i)w] = u'[(1-\tau_i)w]}$$

soit $r_i = 1$, c'est-à-dire égalisation des consommations avant la retraite et après et ceci pour les deux types d'agents.

À partir de la dernière équation du premier ordre, on obtient les déterminants du choix de l'âge de la retraite optimal :

$$\lambda = \frac{u[(1-\tau_i)w] - u[r_i(1-\tau_i)w] - V'(n_i)}{-\tau_i - (1-\tau_i)r_i}$$

Ce qui implique, au vu des résultats précédents :

$$\boxed{V'(n_i) = wu'[(1-\tau_i)w]}$$

La désutilité marginale au travail est égalisée pour les deux types d'agents (redistribution parfaite) : $n_2 < n_1$

On peut réécrire la contrainte budgétaire en notant $\bar{n} = \sum_i f_i n_i$ la moyenne de l'âge de départ à la retraite :

$$\tau = \frac{T-\bar{n}}{T-a}$$

Avec les spécifications précédentes, on peut écrire la détermination de l'âge de

départ en retraite comme :

$$\lambda_i n_i^{\alpha} = w\Big(w\frac{\bar{n}-a}{T-a}\Big)^{-\sigma}$$

Ce système d'équation ne peut être résolu analytiquement pour des paramètres indéterminés ; en supposant $a = 0$, on peut réécrire les âges optimaux sous la forme :

$$\lambda_1 n_1^{\alpha} = w^{1-\sigma}\Big(\frac{T}{\bar{n}}\Big)^{\sigma} \quad \text{et} \quad \lambda_2 n_2^{\alpha} = w^{1-\sigma}\Big(\frac{T}{\bar{n}}\Big)^{\sigma}$$

Du coup comme $n_2 \leq \bar{n} \leq n_1$ dans le cas où l'équilibre est séparé, on obtient les relations suivantes :

$$w^{1-\sigma}\Big(\frac{T}{n_1}\Big)^{\sigma} \leq w^{1-\sigma}\Big(\frac{T}{\bar{n}}\Big)^{\sigma} \quad \text{et} \quad \lambda_2 n_2^{\alpha} = w^{1-\sigma}\Big(\frac{T}{n_2}\Big)^{\sigma} \geq w^{1-\sigma}\Big(\frac{T}{\bar{n}}\Big)^{\sigma}$$

$$\frac{n_1}{n_2} = \Big(\frac{\lambda_2}{\lambda_1}\Big)^{\frac{1}{\alpha}}$$

Ce rapport se compare au cas de l'optimum séparé : $\Big(\frac{\lambda_2}{\lambda_1}\Big)^{\frac{1}{\alpha}} > \Big(\frac{\lambda_2}{\lambda_1}\Big)^{\frac{1}{\sigma+\alpha}}$

On peut réécrire les conditions du premier ordre de la façon suivante :

$$\frac{\lambda}{w} = \mu u'[r_1(1-\tau_1)w]$$

$$\frac{\lambda}{w} = (1-\mu)u'[r_2(1-\tau_2)w]$$

$$\frac{\lambda}{w} = \mu\Big[\frac{f_1 w(n_1-a)u'[(1-\tau_1)w] + f_1(T-n_1)r_1 w u'[r_1(1-\tau_1)w]}{f_1(n_1-a) + f_1(T-n_1)r_1}]\Big]$$

$$\frac{\lambda}{w} = (1-\mu)\Big[\frac{f_2 w(n_2-a)u'[(1-\tau_2)w] + f_2(T-n_2)r_2 w u'[r_2(1-\tau_2)w]}{f_2(n_2-a) + f_2(T-n_2)r_2}]\Big]$$

$$\lambda = \mu\frac{V'(n_1)}{f_1}$$

$$\lambda = (1-\mu)\frac{V'(n_2)}{f_2}$$

La première et la troisième condition impliquent :

$$\boxed{u'[r_1(1-\tau_1)w] = u'[(1-\tau_1)w]}$$

La seconde et la quatrième impliquent :

$$\boxed{u'[r_2(1-\tau_2)w] = u'[(1-\tau_2)w]}$$

On a donc naturellement $r_1 = r_2 = 1$, les consommations sont égalisées au cours du cycle de vie pour les deux agents.

On a par ailleurs cette condition sur la relation des taux de cotisation :

$$\mu u'[(1-\tau_1)w] = (1-\mu)u'[(1-\tau_2)w]$$

et l'expression de l'âge de départ en fonction du taux de cotisation :

$$u'[r_1(1-\tau_1)w]w = \frac{V'(n_1)}{f_1}$$

$$u'[r_2(1-\tau_2)w]w = \frac{V'(n_2)}{f_2}$$

Ce qui donne avec nos spécifications :

$$\boxed{n_1 = w^{\frac{1-\sigma}{\alpha}} \left(\frac{f_1}{\lambda_1}\right)^{\frac{1}{\alpha}} \left(\frac{1}{1-\tau_1}\right)^{\frac{\sigma}{\alpha}}}$$

$$\boxed{n_2 = w^{\frac{1-\sigma}{\alpha}} \left(\frac{f_2}{\lambda_2}\right)^{\frac{1}{\alpha}} \left(\frac{1}{1-\tau_2}\right)^{\frac{\sigma}{\alpha}}}$$

Annexe D

Financement des cessations d'activité

Cette annexe décrit les données et les calculs qui ont servi de base à l'estimation du coût de financement des cessations anticipées d'activité. Ces données reposent en grande partie sur les Comptes de l'Emploi publiés par la Dares depuis la fin des années 1970 ainsi que sur les données du service statistique de l'Unedic, Unistatis.

Tab. D.1 – Les dispensés de recherche d'emploi (DRE)

	Effectif des DRE				Ensemble des chômeurs			Part des DRE		
	RAC	ASS	AER	Total	RAC	ASS	AER	RAC	ASS	AER
1986	59 767	22 996		82 763	1 297 492	172 471		4,61 %	13,33 %	
1987	78 083	38 070		116 153	1 371 548	242 006		5,69 %	15,73 %	
1988	115 600	60 740		176 340	1 433 940	285 842		8,06 %	21,25 %	
1989	137 343	73 099		210 442	1 414 012	310 214		9,71 %	23,56 %	
1990	144 868	81 739		226 607	1 406 767	320 439		10,30 %	25,51 %	
1991	141 969	89 298		231 267	1 486 840	334 838		9,55 %	26,67 %	
1992	138 633	93 725		232 358	1 742 820	351 920		7,95 %	26,63 %	
1993	138 289	107 107		245 396	1 989 245	345 532		6,95 %	31,00 %	
1994	176 857	102 162		279 019	2 100 393	401 871		8,42 %	25,42 %	
1995	178 741	103 036		281 777	1 902 993	458 825		9,39 %	22,46 %	
1996	169 603	102 088		271 691	1 856 417	488 288		9,14 %	20,91 %	
1997	161 046	105 564		266 610	1 877 226	519 172		8,58 %	20,33 %	
1998	163 947	109 298		273 245	1 908 809	490 933		8,59 %	22,26 %	
1999	178 465	104 813		283 278	1 931 249	495 500		9,24 %	21,15 %	
2000	211 519	113 895		325 414	1 834 914	469 424		11,53 %	24,26 %	
2001	229 377	118 586		347 962	1 710 161	422 174		13,41 %	28,09 %	
2002	241 366	124 783		366 149	1 948 200	391 000		12,39 %	31,91 %	
2003	259 183	118 417	1 430	379 030	2 193 700	371 300	3800	11,81 %	31,89 %	37,63 %
2004	273 942	100 989	22 663	397 594	2 290 400	352 000	27900	11,96 %	28,69 %	81,23 %
2005	273 094	99 893	29 806	402 793	2 267 800	345 400	33600	12,04 %	28,92 %	88,71 %

Source : Données Assedic - source unistatis.

Note : RAC est le régime d'assurance chômage, ASS l'allocation de solidarité spécifique et l'AER l'allocation équivalent retraite

TAB. D.2 – Estimation du coût des dispensés de recherche d'emploi

	Coût des allocations			Estimation du coût des DRE				
	RAC	ASS	AER	RAC	ASS	AER	Unedic	État
1986	7650	757		352,39	100,93		352	101
1987	8587	992		488,86	156,05		489	156
1988	9350	1130		753,77	240,12		754	240
1989	9843	1256		956,05	295,96		956	296
1990	10570	1343		1 088,49	342,58		1 088	343
1991	12554	1436		1 198,70	382,97		1 199	383
1992	14705	1502		1 169,71	400,02		1 170	400
1993	16471	1554		1 145,04	481,70		1 145	482
1994	15653	1778		1 318,01	452,00		1 318	452
1995	14457	1959		1 357,89	439,92		1 358	440
1996	14870	2142		1 358,53	447,84		1 359	448
1997	15487	2075		1 328,62	421,91		1 329	422
1998	15884	2376		1 364,27	528,98		1 364	529
1999	16174	2519		1 494,62	532,84		1 495	533
2000	15858	2406		1 828,02	583,76		1 828	584
2001	16771	2278		2 249,43	639,88		2 249	640
2002	20965	2235	11	2 597,39	713,27		2 597	713
2003	24860	2003	258	2 937,18	638,81	97,09	2 937	736
2004	26120	2016	365	3 124,07	578,39	296,49	3 124	875

SOURCE : Données Assedic - source unistatis.

NOTE : Les montants sont exprimés en millions d'Euros. On estime le coût des DRE comme la proportion du coût des allocations correspondant à la part en terme d'effectif des DRE (calculé au tableau D.1). L'Unedic supporte le coût pour le régime d'assurance chômage et l'État prend en compte le régime de solidarité (ASS et AER).

TAB. D.3 – Financement des cessations d'activité par l'Unedic

	(1) Chômage	(2) Ret. act.	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8) DRE	(9) ASSO	(10) Total	(11) Retrait	(12) Part du total
1973	1 279	608				48				1 935	608	31,4%
1974	1 783	981				90				2 854	981	34,4%
1975	4 908	1 568				196				6 672	1 568	23,5%
1976	6 788	2 145				222				9 155	2 145	23,4%
1977	8 847	2 704		18		350				11 919	2 704	22,7%
1978	12 099	4 439		42		582				17 162	4 439	25,9%
1979	14 217	5 133		75		703				20 128	5 133	25,5%
1980	16 852	6 078		29		763				23 722	6 078	25,6%
1981	24 929	10 399		339		1 036				36 703	10 399	28,3%
1982	30 893	17 119		523		1 328			607	49 863	17 726	35,1%
1983	27 297	29 862		588		1 313			513	59 060	30 375	51,0%
1984	37 268	24 362		334		1 432			508	63 396	24 870	38,9%
1985	48 398	21 028		2		691			634	70 119	21 662	30,6%
1986	52 913	19 156		1		89		2 974	511	72 159	22 641	31,2%
1987	59 552	16 670				83		4 230	466	76 305	21 366	27,8%
1988	64 396	14 961		11		470		6 519	470	79 838	21 950	27,3%
1989	66 329	12 947		17		787		8 213	469	80 080	21 629	26,9%
1990	74 347	14 426		5		909		9 387	429	89 687	24 242	26,9%
1991	88 267	12 199				1 797		10 375	395	102 263	22 969	22,4%
1992	102 281	8 957				2 876		10 297	441	114 114	19 694	17,2%
1993	107 039	5 430				4 818		10 671	457	117 287	16 558	14,1%
1994	94 503	7 020				4 831		11 610	387	106 354	19 018	17,8%
1995	92 494	6 903	12	15		4 081		11 793	353	103 505	19 049	18,3%
1996	101 150	10 112		590		4 241		11 849	398	116 093	22 359	19,2%
1997	110 013	11 802		1 561		6 847		11 483	367	130 224	23 652	18,1%
1998	114 212	12 819		1 835		5 468		12 419	367	134 334	25 606	19,0%
1999	107 969	14 966		1 736		5 136		13 299	335	129 807	28 600	22,0%
2000	17 741	2 505		46		712		2 412	45	21 005	4 961	23,6%
2001	20 238	1 909		1	1	823	59	2 889	567	23 031	5 365	22,7%
2002	23 435	1 307		31	13	1 086	431	3 311	515	26 303	5 133	19,1%
2003	26 477	798		66	23	1 201	513	3 673	488	29 078	4 959	16,8%

SOURCES :
(1) : Indemnisation du chômage ; Dares (1996) - tableau 5 p. 74-75 ; Dares depuis 1995
(2) : Incitation au retrait d'activité ; *ibid.*
(3) : Maintien de l'emploi ; *ibid.*
(4) : Promotion de l'emploi ; *ibid.*
(5) : Incitation à l'activité ; *ibid.*
(6) : Formation professionnelle *ibid.*
(7) : Fonct. marché du travail *ibid.*
(8) : DRE (Unedic) issus des estimations du tableau D.2
(9) : Associations professionnelles (ASF, financement des garanties de ressources après 1983) ; *ibid.*
(10) : Total des dépenses de l'Unedic *ibid.*
(11) : Ensemble des dépenses de retrait d'activité financé par l'Unedic (2)+(8)+(9)
(12) : Part des incitations au retrait dans les dépenses totales de l'Unedic (11)/((9)+(10))

NOTE : Les montants sont exprimés en millions de Francs jusqu'en 1999 et en millions d'Euros ensuite.

Tab. D.4 – Taux de cotisation du régime Unedic

	Total				Assurance chômage						Structure financière (ASF-AGFF)						Références
	Tranche A		Tranche B		Tranche A			Tranche B			Tranche A			Tranche B			
	Part Patr.	Part Sal.	Part Patr.	Part Sal.	Part Patr.	Part Sal.	Total	Part Patr.	Part Sal.	Total	Part Patr.	Part Sal.	Total	Part Patr.	Part Sal.	Total	
01/01/2005	5,20	3,20	5,30	3,30	4,00	2,40	6,40	4,00	2,40	6,40	1,20	0,80	2,00	1,30	0,90	2,20	Convention du 1er janvier 2004
01/01/2004	5,20	3,20	5,30	3,30	4,00	2,40	6,40	4,00	2,40	6,40	1,20	0,80	2,00	1,30	0,90	2,20	Convention du 1er janvier 2005
01/01/2003	5,20	3,20	5,30	3,30	4,00	2,40	6,40	4,00	2,40	6,40	1,20	0,80	2,00	1,30	0,90	2,20	Convention du 1er janvier 2001 avenant du 27 décembre 2002
01/07/2002	4,90	2,90	5,00	3,00	3,70	2,10	5,80	3,70	2,10	5,80	1,20	0,80	2,00	1,30	0,90	2,20	Convention du 1er janvier 2001 avenant du 19 juin 2002
01/01/2002	4,80	2,80	4,90	2,90	3,60	2,00	5,60	3,60	2,00	5,60	1,20	0,80	2,00	1,30	0,90	2,20	Convention du 1er janvier 2001 agréé par l'arrêté du 4 décembre 2000
01/04/2001	4,90	2,90	5,00	3,50	3,70	2,10	5,80	3,70	2,60	6,30	1,20	0,80	2,00	1,30	0,90	2,20	Accord du 10 février 2001 (Arrco-Argic)
01/01/2001	4,86	2,90	4,99	3,49	3,70	2,10	5,80	3,70	2,60	6,30	1,16	0,80	1,96	1,29	0,89	2,18	Convention du 1er janvier 2001 agréé par l'arrêté du 4 décembre 2000
01/01/1997	5,13	3,01	5,26	3,60	3,97	2,21	6,18	3,97	2,71	6,68	1,16	0,80	1,96	1,29	0,89	2,18	Convention du 1er janvier 1997
01/01/1994	5,34	3,22	5,47	3,86	4,18	2,42	6,60	4,18	2,97	7,15	1,16	0,80	1,96	1,29	0,89	2,18	
01/08/1993	5,26	3,14	5,38	3,77	4,18	2,42	6,60	4,18	2,97	7,15	1,08	0,72	1,80	1,20	0,80	2,00	Accord du 22 juillet 1993, avenant à la conv. 1er janv. 1993
01/08/1992	4,71	2,79	4,83	3,37	3,63	2,07	5,70	3,63	2,57	6,20	1,08	0,72	1,80	1,20	0,80	2,00	Protocole du 18 juillet 1992 accord 30 déc. 1992
01/01/1992	4,31	2,39	4,43	2,97	3,23	1,67	4,90	3,23	2,17	5,40	1,08	0,72	1,80	1,20	0,80	2,00	Protocole d'accord 5 déc. 1991
01/01/1991	4,25	2,33	4,37	2,91	3,17	1,61	4,78	3,17	2,11	5,28	1,08	0,72	1,80	1,20	0,80	2,00	Convention du 1er janvier 1990 Circ. 90-08 du 6 juin 1990
01/10/1990	4,31	2,39	4,43	2,97	3,23	1,67	4,90	3,23	2,17	5,40	1,08	0,72	1,80	1,20	0,80	2,00	Compromis du 25 juin 1990 (Dupeyroux 1993, p. 791)
01/01/1988	4,43	2,47	4,43	2,97	3,23	1,67	4,90	3,23	2,17	5,40	1,20	0,80	2,00	1,20	0,80	2,00	Convention du 30 décembre 1987
01/11/1985	4,27	2,31	4,27	2,81	3,07	1,51	4,58	3,07	2,01	5,08	1,20	0,80	2,00	1,20	0,80	2,00	Protocole d'accord du 28 oct. 1985
01/07/1985	4,08	2,12	4,08	2,62	2,88	1,32	4,20	2,88	1,82	4,70	1,20	0,80	2,00	1,20	0,80	2,00	Protocole d'accord du 17 juillet 1985
01/04/1984	4,08	1,92	4,08	2,42	2,88	1,12	4,00	2,88	1,62	4,50	1,20	0,80	2,00	1,20	0,80	2,00	Convention du 24 février 1984
01/01/1984	4,08	1,92			2,88	1,12	4,00				1,20	0,80	2,00				Accord du 10 janvier 1984
01/07/1983	4,08	1,72			4,08	1,72	5,80										Accord du 4 février 1983 (ASF) et conseil adm. Unedic (Drouin et Greffe)
01/11/1982	3,48	1,32			3,48	1,32	4,80										Décret n°82-940 du 4 novembre 1982
01/04/1979	2,76	0,84			2,76	0,84	3,60										Loi 16 janvier 1979 et Convention du 27 mars 1979 ; accord 16 mars 1979
01/05/1978	2,40	0,60			2,40	0,60	3,00										Décision conseil adm. 13 juillet 1978
01/01/1978	1,92	0,48			1,92	0,48	2,40										
01/01/1977	1,76	0,44			1,76	0,44	2,20										
01/07/1975	1,92	0,48			1,92	0,48	2,40										Décision conseil adm. 21 mai 1975
01/01/1975	1,44	0,36			1,44	0,36	1,80										Décision conseil adm. 27 nov. 1974
01/01/1974	0,64	0,16			0,64	0,16	0,80										Décision conseil adm. 4 dec. 1973
01/01/1973	0,56	0,14			0,56	0,14	0,70										Bureau Unedic du 22 nov. 1971
01/01/1969	0,32	0,08			0,32	0,08	0,40										
01/01/1968	0,28	0,07			0,28	0,07	0,35										
01/01/1962	0,20	0,05			0,20	0,05	0,25										Décision conseil adm. 27 nov. 1961
01/01/1959	0,80	0,20			0,80	0,20	1,00										Convention du 31 décembre 1958

Sources : Assedic, service Internet unijuris ; JJ Dupeyroux (Dupeyroux et al. 1975-2005) ; Unedic (1983, 1987) ; J. Boutault (1999) ; V. Drouin et X. Greffe (1985) ; Bulletin de liaison de l'Unedic

Notes : Les taux de cotisation sont exprimés en point de pourcentage du salaire brut. Depuis le 1er avril 2001, la cotisation de l'Association pour la gestion du fonds de financement (AGFF) remplace la cotisation pour l'Association de la structure financière (ASF) avant perçue par les Assedic. Elle est perçue par les régimes complémentaires.

TAB. D.5 – Estimation du coût de l'abaissement de l'âge de la retraite

	(1) Salaires moy.	(2) Pension moy.	(3) Taux de rempl.	(4) Cot. RG	(5) Ret. RG	(6) Ratio de dép. éco. RG	(7) Taux de cot. équil. RG	(8) Taux d'emploi 16-56 ans	(9) Ratio de dep. dem.	(10) Tx d'act. des plus de 65 ans	(11) Ratio de dép. éco. Ret. 65 ans	(12) Taux de cot. d'équ. Ret. 65 ans
1969	14 669	3 088	21,1%	12,28	3,18	25,9%	5,46%	66,4%	21,6%	11,7%	28,67%	6,03%
1970	16 046	3 429	21,4%	12,61	3,32	26,3%	5,63%	66,8%	21,7%	10,6%	29,06%	6,21%
1971	17 788	3 763	21,2%	12,55	3,44	27,4%	5,80%	66,5%	21,9%	9,7%	29,70%	6,28%
1972	19 580	4 281	21,9%	12,84	3,56	27,7%	6,06%	67,2%	22,1%	9,4%	29,77%	6,51%
1973	21 951	4 858	22,1%	13,18	3,71	28,2%	6,24%	67,7%	22,2%	8,5%	30,07%	6,65%
1974	25 742	5 713	22,2%	13,12	3,90	29,7%	6,60%	68,1%	22,4%	7,9%	30,28%	6,72%
1975	29 482	6 866	23,3%	13,01	4,13	31,8%	7,40%	67,3%	22,6%	7,4%	31,11%	7,25%
1976	34 141	8 204	24,0%	13,23	4,36	33,0%	7,93%	66,9%	22,8%	6,9%	31,74%	7,63%
1977	37 659	9 565	25,4%	13,38	4,52	33,8%	8,59%	67,2%	22,8%	6,2%	31,87%	8,09%
1978	42 647	11 105	26,0%	13,35	4,70	35,2%	9,17%	66,9%	23,1%	5,8%	32,45%	8,45%
1979	46 312	12 477	26,9%	13,40	4,84	36,1%	9,73%	67,1%	23,2%	5,1%	32,82%	8,84%
1980	52 724	13 981	26,5%	13,35	4,98	37,3%	9,90%	67,0%	23,3%	4,2%	33,33%	8,84%
1981	59 665	15 877	26,6%	13,20	5,10	38,7%	10,29%	66,3%	22,8%	3,7%	33,08%	8,80%
1982	67 870	18 281	26,9%	12,92	5,15	39,9%	10,75%	66,7%	22,0%	3,1%	31,90%	8,59%
1983	75 039	20 705	27,6%	12,92	5,28	40,9%	11,29%	66,7%	21,3%	2,8%	31,02%	8,56%
1984	80 390	22 189	27,6%	13,03	5,57	42,8%	11,80%	65,5%	20,7%	2,8%	30,74%	8,48%
1985	86 110	23 728	27,6%	12,94	5,86	45,3%	12,48%	65,1%	20,4%	2,7%	30,44%	8,39%
1986	90 715	24 872	27,4%	12,79	6,15	48,1%	13,19%	65,5%	20,8%	2,5%	30,92%	8,48%
1987	93 201	25 871	27,8%	12,75	6,42	50,3%	13,97%	65,0%	21,2%	2,3%	31,81%	8,83%
1988	95 911	27 184	28,3%	12,94	6,72	51,9%	14,72%	65,0%	21,5%	2,2%	32,34%	9,17%
1989	100 163	28 168	28,1%	13,39	7,01	52,3%	14,72%	65,5%	21,8%	2,2%	32,56%	9,16%
1990	105 381	29 366	27,9%	13,72	7,31	53,3%	14,85%	65,7%	22,1%	2,0%	32,96%	9,18%
1991	109 140	30 426	27,9%	13,67	7,61	55,7%	15,53%	66,0%	22,4%	1,9%	33,32%	9,29%
1992	111 982	31 419	28,1%	14,05	7,93	56,5%	15,84%	65,5%	22,7%	1,8%	34,07%	9,56%
1993	114 837	32 380	28,2%	13,71	8,24	60,1%	16,95%	65,1%	23,1%	1,8%	34,84%	9,82%
1994	117 649	33 169	28,2%	13,81	8,50	61,6%	17,36%	64,2%	23,5%	1,5%	35,98%	10,14%
1995	120 012	33 849	28,2%	14,05	8,75	62,3%	17,56%	64,9%	23,8%	1,3%	36,23%	10,22%
1996	120 876	34 753	28,8%	13,98	8,97	64,2%	18,45%	65,0%	24,3%	1,3%	36,85%	10,60%
1997	124 332	35 313	28,4%	14,11	9,18	65,1%	18,48%	64,5%	24,6%	1,2%	37,74%	10,72%
1998	126 770	35 864	28,3%	14,47	9,38	64,8%	18,34%	65,1%	25,0%	1,2%	37,86%	10,71%
1999	128 951	36 428	28,2%	14,94	9,58	64,2%	18,13%	65,5%	25,1%	1,0%	37,95%	10,72%
2000	131 004	37 123	28,3%	15,41	9,70	62,9%	17,83%	67,1%	25,6%	1,0%	37,81%	10,71%
2001	134 212	37 979	28,3%	15,80	9,84	62,3%	17,63%	68,1%	25,8%	0,9%	37,56%	10,63%
2002	137 548	38 938	28,3%	16,50	10,01	60,7%	17,18%	68,1%	26,0%	0,9%	37,84%	10,71%
2003	140 884	39 889	28,3%	16,51	10,20	61,8%	17,49%	68,1%	26,2%	0,9%	38,06%	10,78%

SOURCES :
(1) : Salaire moyen, *Séries longues sur les salaires* jusqu'en 1996 puis estimation à partir des indices Insee
(2) : Pension moyenne versée par le régime général, *Recueil statistique* de la Cnav (2001), p. 127 ; site Cnav pour 2002 et 2003
(3) : Le taux de remplacement instantané est le ratio de (2) sur (3).
(4) et (5) : Nombre de cotisants et de retraités au régime général (RG), *Recueil statistique* de la Cnav (2001), p. 21 et site internet Cnav pour 2002 et 2003
(6) : Le ratio de dépendance économique est le ratio du nombre de retraités sur le nombre de cotisants. Soit pour le régime général (RG) (5)/(4)
(7) : Le taux de cotisation d'équilibre est le taux de cotisation qui équilibre les comptes du régime. Soit pour le régime général (RG) (3) × (6)
(8) : Le taux d'emploi des 16-56 ans est obtenu à partir des enquêtes Emploi (1969-2002).
(9) : Le ratio de dépendance démographique correspond au ratio de la population des plus de 65 ans sur la population susceptible d'être en activité (18-64 ans). On utilise les tables « population par âge et par année » de Vallin et Meslé (2001) issues de données Insee.
(10) : Le taux d'activité des plus de 65 ans est obtenu à partir des enquêtes Emploi (1969-2002)
(11) : Le ratio de dépendance économique correspond au ratio des retraités sur les cotisants, soit au produit du ratio de dépendance démographique et du ratio entre la part des plus de 65 ans inactifs sur la part des 18-64 ans en emploi ; soit (9) × $\frac{1-(10)}{(8)}$
(12) : Le taux de cotisation d'équilibre en maintenant la retraite à 65 ans correspond au produit (3) × (11)

TAB. D.6 – Estimation de l'augmentation des cotisations pour financer les cessations d'activité

	Taux de cotisation (en net)				Coût des cessations d'activité			Répartition des coûts		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	Cnav	Compl.	Unedic	Total	Unedic	Cnav	Retraite	Cess. act.	Chômage	Retraite
1973	9,55 %	4,69 %	0,76 %	15,00 %	0,24 %	-0,45 %	-0,67 %	0,00 %	0,52 %	14,91 %
1974	11,19 %	4,80 %	0,87 %	16,87 %	0,30 %	-0,13 %	-0,19 %	0,11 %	0,57 %	16,19 %
1975	11,22 %	4,82 %	2,30 %	18,34 %	0,54 %	0,17 %	0,25 %	0,79 %	1,76 %	15,79 %
1976	12,01 %	4,87 %	2,66 %	19,54 %	0,62 %	0,34 %	0,48 %	1,10 %	2,03 %	16,41 %
1977	12,41 %	4,90 %	2,45 %	19,76 %	0,56 %	0,55 %	0,77 %	1,32 %	1,89 %	16,54 %
1978	12,43 %	4,90 %	3,12 %	20,45 %	0,81 %	0,81 %	1,13 %	1,93 %	2,31 %	16,20 %
1979	14,68 %	5,01 %	3,93 %	23,62 %	1,00 %	1,01 %	1,35 %	2,35 %	2,93 %	18,34 %
1980	14,79 %	5,05 %	4,13 %	23,97 %	1,06 %	1,21 %	1,63 %	2,69 %	3,07 %	18,21 %
1981	14,78 %	5,01 %	4,10 %	23,89 %	1,16 %	1,70 %	2,27 %	3,44 %	2,94 %	17,51 %
1982	14,82 %	5,06 %	4,37 %	24,25 %	1,50 %	2,48 %	3,32 %	4,82 %	2,87 %	16,56 %
1983	14,94 %	5,33 %	6,14 %	26,41 %	3,10 %	3,16 %	4,29 %	7,39 %	3,03 %	15,98 %
1984	16,35 %	5,41 %	7,00 %	28,77 %	2,69 %	3,90 %	5,20 %	7,89 %	4,31 %	16,57 %
1985	16,39 %	5,42 %	7,26 %	29,08 %	2,18 %	4,82 %	6,42 %	8,60 %	5,09 %	15,40 %
1986	16,84 %	5,46 %	7,81 %	30,11 %	2,39 %	5,59 %	7,40 %	9,79 %	5,41 %	14,90 %
1987	17,60 %	5,63 %	7,88 %	31,11 %	2,16 %	6,16 %	8,12 %	10,28 %	5,72 %	15,11 %
1988	17,83 %	5,78 %	8,31 %	31,92 %	2,24 %	6,69 %	8,86 %	11,09 %	6,08 %	14,76 %
1989	19,27 %	5,85 %	8,41 %	33,53 %	2,22 %	6,79 %	8,85 %	11,07 %	6,19 %	16,27 %
1990	19,26 %	5,85 %	8,24 %	33,35 %	2,23 %	6,91 %	9,01 %	11,24 %	6,01 %	16,10 %
1991	19,98 %	6,03 %	8,06 %	34,06 %	1,81 %	7,65 %	9,95 %	11,76 %	6,25 %	16,05 %
1992	20,19 %	6,08 %	8,69 %	34,96 %	1,50 %	7,76 %	10,09 %	11,59 %	7,19 %	16,18 %
1993	20,44 %	6,15 %	9,85 %	36,45 %	1,39 %	8,91 %	11,59 %	12,98 %	8,46 %	15,00 %
1994	20,67 %	6,22 %	10,82 %	37,72 %	1,94 %	9,13 %	11,87 %	13,81 %	8,89 %	15,02 %
1995	20,67 %	6,22 %	10,82 %	37,72 %	1,99 %	9,29 %	12,08 %	14,07 %	8,83 %	14,82 %
1996	20,86 %	7,18 %	10,92 %	38,97 %	2,10 %	10,02 %	13,46 %	15,57 %	8,82 %	14,58 %
1997	20,79 %	7,95 %	10,35 %	39,09 %	1,88 %	9,87 %	13,64 %	15,52 %	8,47 %	15,10 %
1998	20,63 %	8,68 %	10,27 %	39,58 %	1,96 %	9,63 %	13,67 %	15,63 %	8,31 %	15,64 %
1999	20,70 %	9,49 %	10,31 %	40,50 %	2,27 %	9,38 %	13,69 %	15,96 %	8,03 %	16,51 %
2000	20,80 %	9,54 %	10,36 %	40,70 %	2,45 %	9,06 %	13,22 %	15,66 %	7,91 %	17,13 %
2001	20,77 %	9,53 %	9,85 %	40,14 %	2,29 %	8,89 %	12,97 %	15,26 %	7,55 %	17,33 %
2002	20,76 %	9,52 %	9,78 %	40,06 %	1,91 %	8,21 %	11,97 %	13,88 %	7,87 %	18,32 %
2003	20,85 %	9,57 %	10,71 %	41,14 %	1,83 %	8,56 %	12,48 %	14,31 %	8,89 %	17,94 %

SOURCES :
(1) : Taux de cotisations du régime général (Cnav) en fonction du salaire net.
(2) : Taux de cotisation des régimes de retraite complémentaire en fonction du salaire net.
(3) : Taux de cotisation Unedic en fonction du salaire net.
(4) : Ensemble des cotisations d'assurance chômage et de retraite (1)+(2)+(3)
(5) : Taux de cotisation Unedic visant à financer les cessations anticipée d'activité. Il s'agit de la part mesurée à la colonne (12) du tableau D.3 fois le taux de cotisation Unedic.
(6) : Taux de cotisation visant à financer l'abaissement de l'âge de la retraite dans le régime général.
(7) : Taux de cotisation visant à financer l'abaissement de l'âge de la retraite dans le régime général et les régimes complémentaires.
(8) : Taux de cotisation servant à financer les cessations anticipées d'activité (5)+(7)
(9) : Taux de cotisation servant à financer l'augmentation du chômage (3)-(5)
(10) : Taux de cotisation servant à financer la retraite des plus de 65 ans (1)+(2)-(7)

NOTE : Les taux de cotisation sont exprimés en fonction du salaire net au niveau du plafond de la sécurité sociale. Ils incluent la part patronale et la part salariale.

Annexe E

Construction de bilans actualisés

Cette annexe détaille les paramètres et les choix qui ont présidé à la construction des simulations des flux de cotisation et de pension à la base des chapitres 6 et 7 de cette thèse. Ces hypothèses concernent à la fois les simplifications nécessaires à l'application d'une législation complexe, mais aussi nécessaires pour faire face parfois au manque de données précises.

Le traitement des cotisations aux assurances sociales entre 1930 et 1947 est délicat. Les cotisations à ces assurances n'étaient obligatoires que si les individus avaient des salaires inférieurs au plafond d'imposition. Ainsi les cadres étaient largement exemptés de ces cotisations. Pourtant en 1948 les années depuis 1930 sont validées pour les cadres sous condition du rachat des cotisations.[1] Nous avons considéré que depuis 1930 cadres et non-cadres avaient alors cotisé aux assurances sociales et donc compté ces cotisations dans les bilans actualisés. Pour autant la question du taux de cotisation effectif à imputer au régime de retraite n'était pas tranchée. Jusqu'à la réforme de 1967, les risques maladie, vieillesse et invalidité sont fusionnés et il n'est pas possible de retrouver une série de taux de cotisation dédiée au risque vieillesse. Nous avons donc supposé que la part du risque vieillesse n'avait pas changé depuis 1930 jusqu'en 1967 (40 %) et recalculé ainsi les taux de cotisation retraite depuis 1930 (tableau E.1).

Tab. E.1 – Taux de cotisation fictifs de l'assurance vieillesse (1930-1966)

Date d'effet	Cotisation ouvrière	Cotisation patronale	Total
01/09/1966	2,43%	6,07%	8,50%
01/01/1962	2,43%	5,77%	8,20%
01/01/1961	2,43%	5,46%	7,89%
01/01/1959	2,43%	5,06%	7,49%
01/07/1948	2,43%	4,05%	6,48%
01/01/1947	2,43%	4,05%	6,48%
01/01/1945	2,43%	2,43%	4,86%
01/01/1937	1,62%	1,62%	3,24%
01/01/1936	1,42%	1,42%	2,83%
01/07/1930	1,80%	1,80%	3,59%
01/07/1930	1,62%	1,62%	3,24%

Notes : Il s'agit de taux de cotisation fictif au sens où il n'existe pas de cotisation vieillesse à proprement dite sur la période 1930-1966. On attribue alors au risque vieillesse la part de 40 % de l'ensemble des cotisations d'assurance sociale. Cette clé de répartition correspond à la répartition en 1967, au moment de la séparation des assurances vieillesse, maladie, maternité et invalidité.

Un autre point délicat correspond au choix des pondérations des différents cas-types pour obtenir des bilans actualisés moyens par sexe ou pour l'ensemble de la population.

[1] Voir chapitre 2 page 42.

Tab. E.2 – Coefficients de pondération par statut, sexe, dispositif de cessation d'activité et par génération

	Type de cessation d'activité			Privé				Public	
				Cadres		Non-cadres			
	Retraite	DRE	Préretraite	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
1902	100 %	0 %	0 %	6,60 %	1,44 %	36,63 %	40,26 %	8,09 %	6,97 %
1903	100 %	0 %	0 %	5,29 %	0,99 %	36,72 %	40,05 %	9,83 %	7,11 %
1904	100 %	0 %	0 %	5,12 %	1,98 %	41,94 %	35,50 %	8,55 %	6,91 %
1905	100 %	0 %	0 %	5,05 %	0,11 %	42,50 %	37,39 %	9,29 %	5,68 %
1906	100 %	0 %	0 %	3,98 %	0,50 %	46,68 %	31,96 %	10,33 %	6,55 %
1907	100 %	0 %	0 %	4,05 %	0,87 %	47,36 %	31,71 %	7,91 %	8,11 %
1908	100 %	0 %	0,0 %	4,02 %	0,45 %	45,48 %	32,34 %	10,35 %	7,36 %
1909	99 %	0 %	1,2 %	4,65 %	0,79 %	47,66 %	29,35 %	9,69 %	7,86 %
1910	99 %	0 %	1,1 %	2,68 %	0,50 %	46,53 %	29,76 %	11,60 %	8,94 %
1911	99 %	0 %	1,2 %	4,10 %	0,42 %	41,74 %	30,81 %	13,01 %	9,92 %
1912	96 %	0 %	4,5 %	3,08 %	0,63 %	45,18 %	28,29 %	13,85 %	8,97 %
1913	96 %	0 %	4,4 %	3,83 %	0,46 %	45,15 %	28,40 %	13,69 %	8,46 %
1914	94 %	0 %	5,7 %	4,79 %	0,73 %	41,37 %	28,19 %	14,44 %	10,48 %
1915	93 %	0 %	7,2 %	4,90 %	0,49 %	42,13 %	25,62 %	15,46 %	11,39 %
1916	91 %	0 %	9,5 %	4,81 %	0,63 %	41,34 %	25,62 %	17,39 %	10,22 %
1917	89 %	0 %	11,0 %	4,70 %	0,79 %	41,21 %	25,14 %	19,26 %	8,91 %
1918	84 %	0 %	15,8 %	4,77 %	0,54 %	43,25 %	23,69 %	17,64 %	10,12 %
1919	80 %	0 %	19,8 %	4,78 %	0,71 %	40,90 %	25,20 %	16,95 %	11,45 %
1920	80 %	0 %	19,8 %	4,49 %	0,65 %	41,11 %	24,03 %	18,26 %	11,46 %
1921	76 %	0 %	24,3 %	5,33 %	0,72 %	42,46 %	23,22 %	17,63 %	10,64 %
1922	72 %	0 %	28,4 %	4,80 %	0,61 %	40,04 %	23,86 %	18,74 %	11,94 %
1923	71 %	0 %	29,5 %	5,07 %	0,82 %	40,50 %	24,04 %	17,49 %	12,08 %
1924	74 %	0 %	26,2 %	6,05 %	0,75 %	40,28 %	23,02 %	17,31 %	12,58 %
1925	77 %	0 %	23,4 %	5,57 %	0,83 %	39,80 %	23,17 %	17,65 %	12,97 %
1926	78 %	0 %	21,6 %	5,34 %	0,82 %	41,06 %	23,16 %	16,48 %	13,14 %
1927	77 %	0 %	22,6 %	5,62 %	1,01 %	39,18 %	23,19 %	16,79 %	14,22 %
1928	64 %	0 %	35,6 %	5,30 %	0,87 %	40,43 %	23,82 %	15,94 %	13,64 %
1929	62 %	0 %	37,6 %	5,70 %	0,92 %	39,86 %	24,20 %	15,43 %	13,89 %
1930	65 %	1,5 %	34,0 %	5,84 %	1,05 %	39,17 %	24,12 %	15,78 %	14,04 %
1931	63 %	8,8 %	28,6 %	5,62 %	1,20 %	39,02 %	24,68 %	16,09 %	13,38 %
1932	64 %	12,0 %	23,8 %	5,89 %	1,20 %	39,29 %	24,26 %	15,72 %	13,65 %
1933	63 %	16,9 %	20,3 %	5,92 %	0,91 %	37,79 %	25,26 %	15,73 %	14,39 %
1934	62 %	18,7 %	19,0 %	5,63 %	1,23 %	37,67 %	24,01 %	16,13 %	15,34 %
1935	63 %	19,6 %	17,4 %	6,42 %	1,11 %	37,09 %	24,59 %	16,33 %	14,46 %
1936	64 %	19,9 %	16,4 %	6,48 %	1,32 %	35,03 %	24,89 %	17,22 %	15,05 %
1937	63 %	20,5 %	16,7 %	6,34 %	1,58 %	35,42 %	23,24 %	16,81 %	16,60 %
1938	63 %	21,2 %	16,2 %	7,10 %	1,68 %	32,47 %	24,38 %	17,18 %	17,19 %
1939	60 %	23,4 %	16,7 %	6,77 %	1,62 %	33,81 %	22,79 %	17,58 %	17,43 %
1940	60 %	22,8 %	17,0 %	7,27 %	1,84 %	33,58 %	23,42 %	16,40 %	17,50 %
1941	59 %	22,0 %	18,9 %	8,05 %	2,07 %	31,33 %	22,47 %	17,25 %	18,83 %
1942	60 %	21,3 %	19,0 %	8,35 %	1,89 %	31,12 %	23,27 %	17,14 %	18,23 %
1943	60 %	21,8 %	18,3 %	8,53 %	2,48 %	29,79 %	23,51 %	16,67 %	19,03 %
1944	60 %	23,1 %	16,8 %	8,57 %	2,29 %	30,60 %	23,52 %	17,11 %	17,92 %
1945	60 %	24,5 %	15,8 %	8,13 %	2,10 %	30,58 %	23,95 %	16,58 %	18,67 %
1946	62 %	23,8 %	13,7 %	8,10 %	2,85 %	28,54 %	24,53 %	16,50 %	19,48 %
1947	65 %	23,3 %	11,3 %	7,68 %	2,71 %	29,43 %	24,43 %	16,19 %	19,56 %
1948	65 %	23,3 %	11,3 %	7,09 %	3,12 %	29,64 %	24,25 %	17,37 %	18,53 %

Sources : Les pondérations des types dispositifs de cessation d'activité sont issues des données sur les stocks de préretraite et de dispense de recherche d'emploi. Les pondérations par sexe et statut sont issues des enquêtes Emploi 1969-2002.

Tab. E.3: Inflation et croissance des salaires (1920-2005)

	(1) Taux d'inflation	(2) Salaire moyen	(3) Taux de croissance des salaires (nominal)	(4) Taux de croissance des salaires (réel)	(5) Taux de croissance du PIB (volume)
1920	37,4%	4 705	35,6%	-1,3%	7,6 %
1921	-12,4%	5 056	7,5%	22,7%	-4,4 %
1922	-3,9%	4 772	-5,6%	-1,8%	20,3 %
1923	11,0%	5 000	4,8%	-5,6%	5,8 %
1924	13,9%	5 856	17,1%	2,8%	12,0 %
1925	7,3%	6 314	7,8%	0,5%	1,4 %
1926	30,1%	7 595	20,3%	-7,5%	4,0 %
1927	4,4%	7 682	1,1%	-3,1%	-2,0 %
1928	-0,2%	8 139	5,9%	6,2%	6,1 %
1929	6,2%	9 106	11,9%	5,4%	8,9 %
1930	0,8%	9 515	4,5%	3,7%	-2,6 %
1931	-3,9%	9 128	-4,1%	-0,2%	-3,9 %
1932	-8,9%	8 516	-6,7%	2,4%	-8,8 %
1933	-3,2%	8 678	1,9%	5,3%	3,0 %
1934	-4,2%	8 507	-2,0%	2,3%	-3,4 %
1935	-8,3%	8 409	-1,2%	7,8%	-2,5 %
1936	7,3%	9 610	14,3%	6,5%	1,3 %
1937	25,8%	11 244	17,0%	-7,0%	2,3 %
1938	13,6%	11 846	5,4%	-7,3%	-2,5 %
1939	6,6%	12 425	4,9%	-1,6%	4,0 %
1940	18,6%	11 104	-10,6%	-24,6%	-23,3 %
1941	17,3%	13 867	24,9%	6,5%	-6,7 %
1942	20,1%	18 357	32,4%	10,2%	0,1 %
1943	24,2%	22 532	22,7%	-1,2%	-1,3 %
1944	22,3%	32 734	45,3%	18,8%	-23,7 %
1945	48,2%	57 282	75,0%	18,1%	25,0 %
1946	52,6%	81 568	42,4%	-6,7%	35,0 %
1947	49,4%	112 223	37,6%	-7,9%	6,3 %
1948	58,5%	183 330	63,4%	3,1%	13,2 %
1949	13,2%	213 923	16,7%	3,1%	6,2 %
1950	10,0%	232 624	8,7%	-1,1%	7,6 %
1951	16,3%	315 100	35,5%	16,5%	6,4 %
1952	11,9%	371 500	17,9%	5,4%	3,2 %
1953	-1,7%	380 500	2,4%	4,2%	3,7 %
1954	0,4%	415 800	9,3%	8,8%	5,4 %
1955	0,9%	459 400	10,5%	9,5%	5,4 %
1956	4,2%	507 800	10,5%	6,1%	5,2 %
1957	3,0%	561 000	10,5%	7,3%	5,9 %
1958	15,1%	624 600	11,3%	-3,3%	2,7 %
1959	6,1%	664 500	6,4%	0,3%	2,6 %
1960	3,7%	7 310	10,0%	6,1%	8,0 %
1961	3,3%	7 894	8,0%	4,5%	5,7 %
1962	4,7%	8 663	9,7%	4,8%	7,1 %
1963	4,8%	9 526	10,0%	4,9%	6,0 %
1964	3,4%	10 137	6,4%	2,9%	7,0 %
1965	2,5%	10 743	6,0%	3,4%	5,1 %
1966	2,7%	11 422	6,3%	3,5%	5,7 %
1967	2,6%	12 030	5,3%	2,7%	4,9 %
1968	4,6%	13 245	10,1%	5,3%	4,1 %

Suite de la page précédente ...

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
1969	6,5%	14 669	10,8%	4,0%	7,5 %
1970	5,2%	16 046	9,4%	4,0%	6,1 %
1971	5,5%	17 788	10,9%	5,1%	5,0 %
1972	6,2%	19 580	10,1%	3,6%	4,6 %
1973	7,3%	21 951	12,1%	4,5%	5,9 %
1974	13,7%	25 742	17,3%	3,1%	3,0 %
1975	11,8%	29 482	14,5%	2,4%	-0,9 %
1976	9,6%	34 141	15,8%	5,7%	4,4 %
1977	9,4%	37 659	10,3%	0,8%	3,2 %
1978	9,1%	42 647	13,2%	3,8%	3,2 %
1979	10,8%	46 312	8,6%	-2,0%	3,2 %
1980	13,6%	52 724	13,8%	0,2%	1,6 %
1981	13,4%	59 665	13,2%	-0,2%	1,0 %
1982	11,8%	67 870	13,8%	1,7%	2,4 %
1983	9,6%	75 039	10,6%	0,9%	0,5 %
1984	7,4%	80 390	7,1%	-0,3%	1,2 %
1985	5,8%	86 110	7,1%	1,2%	1,9 %
1986	2,7%	90 715	5,3%	2,6%	2,7 %
1987	3,1%	93 201	2,7%	-0,4%	2,4 %
1988	2,7%	95 911	2,9%	0,2%	4,8 %
1989	3,6%	100 163	4,4%	0,8%	4,9 %
1990	3,4%	105 381	5,2%	1,8%	2,7 %
1991	3,2%	109 140	3,6%	0,4%	0,4 %
1992	2,4%	111 982	2,6%	0,2%	0,9 %
1993	2,1%	114 837	2,5%	0,5%	-2,0 %
1994	1,7%	117 649	2,4%	0,8%	2,9 %
1995	1,7%	120 012	2,0%	0,3%	2,3 %
1996	2,0%	120 876	0,7%	-1,2%	1,3 %
1997	1,2%	122 031	1,0%	-0,3%	2,5 %
1998	0,7%	122 930	0,7%	0,0%	3,2 %
1999	0,5%	124887	2,2%	1,6%	3,2 %
2000	1,7%	125501	3,4%	0,5%	4,0 %
2001	1,7%	126118	3,7%	0,5%	1,9 %
2002	2,0%	127232	4,0%	0,9%	1,0 %
2003	2,0%	126734	4,2%	-0,4%	1,1 %
2004	2,2%	126982	2,2%	0,2%	2,3 %
2005	1,8%				1,2 %

Sources :
(1) : Suivant Piketty (2001) pp. 690-691, on a repris la série de Villa jusqu'en 1985 puis on a complété à partir de 1986 en calculant un taux d'inflation en moyenne annuelle à partir de série Insee « Pouvoir d'achat de l'euro et du franc 2005 ».
(2) : Salaire moyen en nominal - Série Piketty (2001) pp. 684-685 tableau E3 colonne (11) jusqu'en 1998. Calculs depuis 1998 à partir de l'indice Insee.
(3) : Taux de croissance nominal du salaire moyen issue de (2)
(4) : Taux de croissance réel du salaire moyen.
(5) : Taux de croissance du PIB en volume. Issu de Piketty (2001), annexe G-1 pp. 695-696 jusqu'en 1998, Insee depuis 1999 - Comptes nationaux base 2000.

TAB. E.4: Taux d'intérêt et rendement des actions françaises (1920-2005)

	(1) Taux d'intérêt (nominal)	(2) Taux d'intérêt (réel)	(3) Indice du rendement des actions françaises	(4) Rendement des actions françaises	(5) Rendement des actions françaises
1920	5,23%	-23,41%	385	26,8%	-7,7%
1921	5,31%	20,22%	297	-22,9%	-11,9%
1922	5,14%	9,41%	325	9,7%	14,2%
1923	5,29%	-5,14%	490	50,7%	35,7%
1924	5,70%	-7,20%	613	24,9%	9,7%
1925	6,39%	-0,85%	609	-0,6%	-7,4%
1926	6,13%	-18,42%	737	21,1%	-6,9%
1927	5,28%	0,84%	942	27,8%	22,4%
1928	4,43%	4,64%	1 409	49,6%	49,9%
1929	3,96%	-2,11%	1 770	25,6%	18,2%
1930	6,42%	5,58%	1 567	-11,5%	-12,2%
1931	3,46%	7,66%	1 141	-27,1%	-24,2%
1932	3,82%	13,96%	948	-17,0%	-8,9%
1933	4,38%	7,83%	939	-0,9%	2,3%
1934	4,12%	8,68%	815	-13,2%	-9,4%
1935	3,73%	13,12%	813	-0,2%	8,8%
1936	3,87%	-3,20%	816	0,4%	-6,4%
1937	3,90%	-17,41%	1 070	31,1%	4,2%
1938	4,02%	-8,43%	1 017	-4,9%	-16,3%
1939	3,95%	-2,49%	1 162	14,3%	7,2%
1940	4,06%	-12,26%	1 487	27,9%	7,9%
1941	3,19%	-12,03%	3 715	149,8%	113,0%
1942	3,14%	-14,12%	6 221	67,5%	39,5%
1943	3,11%	-16,98%	6 041	-2,9%	-21,8%
1944	3,01%	-15,77%	6 362	5,3%	-13,9%
1945	2,99%	-30,51%	7 271	14,3%	-22,9%
1946	3,17%	-32,39%	9 243	27,1%	-16,7%
1947	3,91%	-30,45%	12 193	31,9%	-11,7%
1948	4,62%	-33,99%	13 446	10,3%	-30,4%
1949	4,78%	-7,44%	13 333	-0,8%	-12,4%
1950	6,38%	-3,29%	11 492	-13,8%	-21,6%
1951	6,44%	-8,48%	14 989	30,4%	12,1%
1952	5,54%	-5,68%	20 075	33,9%	19,7%
1953	5,37%	7,19%	23 424	16,7%	18,7%
1954	5,32%	4,90%	33 093	41,3%	40,7%
1955	5,04%	4,10%	48 551	46,7%	45,4%
1956	5,23%	0,99%	50 996	5,0%	0,8%
1957	5,82%	2,74%	66 756	30,9%	27,1%
1958	5,48%	-8,36%	64 533	-3,3%	-16,0%
1959	5,27%	-0,78%	84 670	31,2%	23,7%
1960	5,81%	2,03%	107 152	26,6%	22,0%
1961	5,63%	2,26%	131 102	22,4%	18,4%
1962	5,51%	0,77%	138 569	5,7%	1,0%
1963	5,41%	0,58%	128 615	-7,2%	-11,4%
1964	5,34%	1,87%	113 047	-12,1%	-15,0%
1965	5,44%	2,87%	107 520	-4,9%	-7,2%
1966	6,27%	3,47%	98 992	-7,9%	-10,4%
1967	6,61%	3,91%	101 066	2,1%	-0,5%
1968	6,70%	2,01%	113 440	12,2%	7,3%

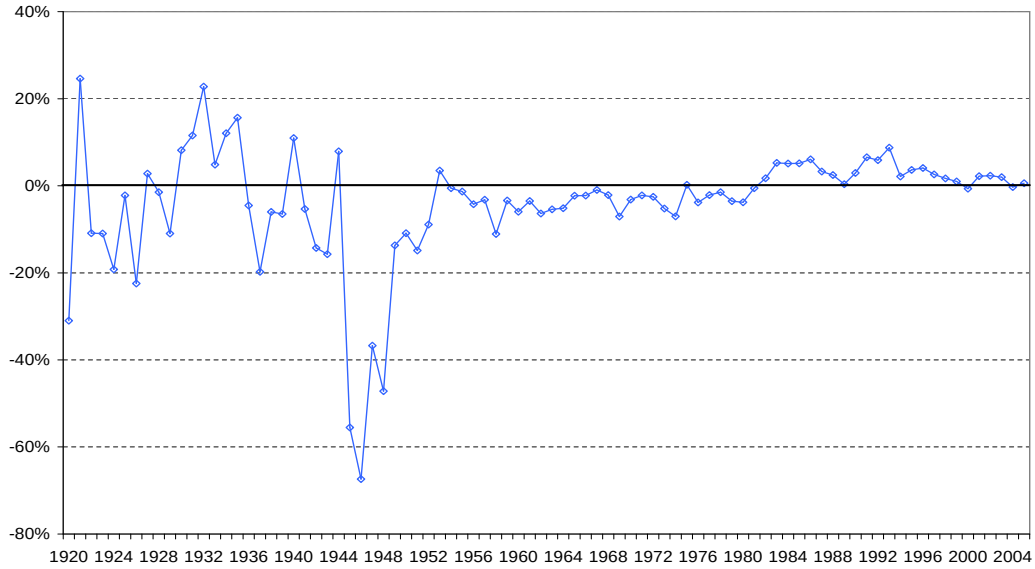
Suite de la page précédente ...

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
1969	7,01%	0,47%	150 255	32,5%	24,4%
1970	8,27%	2,91%	145 307	-3,3%	-8,1%
1971	8,51%	2,85%	139 618	-3,9%	-8,9%
1972	8,42%	2,09%	172 183	23,3%	16,1%
1973	8,00%	0,65%	174 901	1,6%	-5,3%
1974	9,15%	-4,00%	126 704	-27,6%	-36,3%
1975	11,05%	-0,67%	176 661	39,4%	24,7%
1976	10,24%	0,58%	156 192	-11,6%	-19,3%
1977	10,54%	1,04%	155 827	-0,2%	-8,8%
1978	11,03%	1,77%	245 166	57,3%	44,2%
1979	10,47%	-0,30%	305 494	24,6%	12,5%
1980	11,08%	-2,22%	352 119	15,3%	1,5%
1981	13,95%	0,48%	308 460	-12,4%	-22,8%
1982	16,44%	4,15%	334 390	8,4%	-3,0%
1983	15,87%	5,72%	564 622	68,9%	54,1%
1984	14,26%	6,38%	698 827	23,8%	15,2%
1985	13,26%	7,05%	1 071 514	53,3%	44,9%
1986	11,75%	8,81%	1 666 024	55,5%	51,5%
1987	9,01%	5,73%	1 205 576	-27,6%	-29,8%
1988	10,22%	7,32%	1 839 041	52,5%	48,6%
1989	9,13%	5,24%	2 543 212	38,3%	33,5%
1990	9,26%	5,67%	1 946 878	-23,4%	-25,9%
1991	10,40%	6,98%	2 336 371	20,0%	16,3%
1992	9,38%	6,81%	2 458 898	5,2%	2,8%
1993	8,93%	6,79%	3 390 218	37,9%	35,1%
1994	6,84%	5,05%	2 887 594	-14,8%	-16,2%
1995	7,70%	5,90%	2 965 455	2,7%	1,0%
1996	7,53%	5,42%	3 790 590	27,8%	25,3%
1997	6,41%	5,15%	5 040 437	33,0%	31,4%
1998	5,63%	4,89%	6 772 437	34,4%	33,4%
1999	4,71%	4,19%	10 449 733	54,3%	53,5%
2000	5,10%	3,35%	10 549 694	1,0%	-0,7%
2001	5,83%	4,10%	8 369 751	-20,7%	-22,0%
2002	5,36%	3,34%	7 215 587	-13,8%	-15,4%
2003	5,16%	3,08%		17,5%	15,1%
2004	4,22%	2,02%		9,2%	6,9%
2005	3,64%	1,80%		25,3%	23,1%

Sources :
(1) : Taux de rendement de la rente perpétuelle 3 % jusqu'en 1949 ; entre 1950 et 1959 rente 3 et 5 %. Annuaire statistique de la France 1966, Tableau VIII « taux monétaires. Années 1913 à 1965 », pp. 545, source Insee puis à partir de 1960, série OCDE du taux d'intérêt à long terme (issue de données Banque de France, « rendement à long terme des obligations d'Etat »)
(2) :Taux d'intérêt réel de long terme issu de la série (2) et (1)
(3) : Indice du rendement des actions françaises en base 100 en 1900, issues de Bozio (2002) Annexe D-7 colonne (6)
(4) : Rendement nominal des actions françaises, issu de (7) jusqu'en 2002 ; rendement des actions françaises (SBF 250) selon Euronext Factbook 2005
(5) : Rendement réel des actions françaises

On représente au graphique E.1 la différence entre le taux de croissance du PIB (colonne (5) du tableau E.3) et le taux d'intérêt (colonne (2) du tableau E.4). Jusqu'à la fin des années 1970, cette différence est négative et la seconde guerre mondiale se traduit par un écart encore plus massif en raison du taux d'inflation considérable. La période récente, avec une différence positive, apparaît presque une exception au regard de l'ensemble du siècle, même si cette situation est considérée par les économistes comme une hypothèse standard.

FIG. E.1 – Différence entre le taux d'intérêt réel et le taux de croissance de l'économie en France (1920-2005)



Définition du transfert net actualisé

La formulation des transferts nets actualisés en 2006 d'une génération née l'année i, $TRANS_{i,2006}$, peut s'écrire en fonction de l'année t, de l'âge de départ en retraite n. On suppose que la carrière débute à 18 ans et l'espérance de vie maximale est 99 ans. On note $\pi(t/a)$ la probabilité de survie en t conditionnellement à la survie en a, COT_t les cotisations payées à la date t et $PENS_t$ les pensions reçues à la date t.

$$
\begin{aligned}
TRANS_{i,2006} = & - \sum_{t=i+18}^{Min(i+n-1;2006)} \pi_i(t_i/t-i-1)COT_t \prod_{j=0}^{2006-t}(1+r_j) \\
& - \sum_{t=2006}^{Max(i+n-1;2006)} \frac{\pi_i(t_i/t-i-1)COT_t}{\prod_{j=2006}^{t}(1+r_j)} \\
& + \sum_{t=i+n}^{Min(i+99;2006)} \pi_i(t_i/t-i-1)COT_t \prod_{j=0}^{2006-t}(1+r_j) \\
& + \sum_{t=2006}^{Max(i+99;2006)} \frac{\pi_i(t_i/t-i-1)COT_t}{\prod_{j=2006}^{t}(1+r_j)}
\end{aligned}
$$

Bibliographie

Agirc (1983), *Convention collective nationale de retraite et de prévoyance des cadres du 14 mars 1947*, AGIRC.

Aglietta, M., Blanchet, D. et Héran, F. (2002), *Démographie et économie*. Rapport du Conseil d'analyse économique (CAE).

Alessie, R., Kapteyn, A. et Klijn, F. (1997), 'Mandatory Pensions and Personal Savings in the Netherlands', *De Economist* **145**, 291–324.

Angrist, J. et Krueger, A. (1999), 'Empirical strategies in labor economics', *Handbook of Labor Economics* (4).

Arbulu, P., Cotreuil de Belmont, I., Gallais-Hamonno, G. et Monsigny, L. (2002), 'Capitalisation versus répartition : Simulations sur le cas français 1950-1997', *Research Seminar of Ecole de commerce Solvay* .

Arrco (1990), *Guide pratique de la retraite complémentaire*, Arrco.

Arrondel, L. et Masson, A. (2005), 'Risk and time preferences : Saver types', *PSE working papers* (2005-33).

Artus, P. et Legros, F. (1999), *Le choix du système de retraite*, Economica.

Assous, L., Bonnet, C. et Colin, C. (2000), 'Comparaison des régimes de retraite des cadres et des non cadres', *Solidarité et Santé* (3), 29–46.

Assous, L., Bonnet, C. et Colin, C. (2001), 'Le rendement des régimes de retraite du secteur privé : une comparaison cadre - non cadre', *Revue d'économie politique* (hors série), 97–110. Épargne et retraite.

Attanasio, O. et Brugiavini, A. (2003), 'Social Security and Households' Saving', *Quarterly Journal of Economics* pp. 1075–1119.

Attanasio, O. et Rohwedder, S. (2003), 'Pension Wealth and Household Saving : Evidence from Pension Reforms in the United Kingdom', *American Economic Review* pp. 1499–11521.

Baker, M. et Benjamin, D. (1999), 'Early Retirement Provisions and the Labor Force Behavior of Older Men : Evidence from Canada', *Journal of Labor Economics* **17**(4), 724–756.

Bardaji, J., Sedillot, B. et Walraet, E. (2002), 'Evaluation de trois réformes du Régime Général d'assurance vieillesse à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE', *INSEE Working paper - Documents de travail* (G2002/07).

Bardaji, J., Sedillot, B. et Walraet, E. (2004), 'Un outil de prospective des retraites : le modèle de microsimulation DESTINIE', *Économie et Prévision* . A paraître - forthcoming.

Behagel, L. (2004), Le rôle de la demande de travail dans le faible emploi des travailleurs âgés, Thèse de doctorat, Université Marne La Vallée.

Blanchard, O. (2005), 'European unemployment : The evolution of facts and ideas', *MIT working paper* (05-24).

Blanchet, D. (1992), 'Retraites et croissance à long terme. un essai de simulation', *Économie et prévision* (105), 1–16.

Blanchet, D. (1994), 'Barèmes de calcul de la retraite et choix de l'âge de fin d'activité', *Solidarité Santé* (4), 45–53.

Blanchet, D. (1996), Les transferts et le problème de l'équité intergénérationnelle, *in* INSEE, ed., 'L'Économie française 1996', Le livre de poche, pp. 147–175.

Blanchet, D. (2001), 'L'impact des changements démographiques sur la croissance et le marché du travail : faits, théories et incertitudes', *Revue d'Économie Politique* (111).

Blanchet, D. (2002), 'Evolutions démographiques et retraites : quinze ans de débat', *Population et société* (383).

Blanchet, D., Brousse, C. et Okba, M. (1996), 'Retraite, préretraite, neutralité actuarielle et couverture du risque de chômage en fin de carrière', *Économie et statistique* (291-292), 203–218.

Blanchet, D. et Marioni, P. (1996), 'L'activité après 55 ans : évolutions récentes et éléments de prospective', *Économie et Statistique* (300), 105–119.

Blanchet, D. et Pelé, L.-P. (1999), Social Security and Retirement in France, *in* J. Gruber et D. Wise, eds, 'Social Security and Retirement around the World', NBER/The University of Chicago Press.

Blanchet, D. et Villeneuve, B. (1997), 'Que reste-t-il du débat répartition capitalisation ?', *Revue d'Économie Financière* (40), 157–174.

Blöndal, S. et Scarpetta, S. (1998), 'The Retirement Decision in OECD Countries', *OECD Economics Department Working papers* (202).

Blundell, R. et Costa Dias, M. (2000), 'Evaluation Methods for Non-Experimental Data', *Fiscal Studies* **21**(4), 427–468.

Blundell, R. et Costa Dias, M. (2002), 'Alternative Approaches to Evaluation in Empirical Microeconomics', *Cemmap Working paper* (CWP10-02).

Boissinot, J. (2003), 'L'épargne des hauts revenus. Inégalités de revenus et disparités des comportements d'épargne en France, 1978-2000', *Mémoire de DEA - Master APE EHESS* .

Boissinot, J. et Friez, A. (2006), Épargne et patrimoine des ménages : données macroéconomiques et données d'enquêtes, *in* 'L'économie française - Comptes et dossiers - Edition 2006-2007', Insee.

Bommier, A., Magnac, T., Rapoport, B. et Roger, M. (2004), 'Etude de l'impact des politiques publiques sur l'offre de travail des travailleurs âgés', *Rapport à la DREES* .

Bommier, A., Magnac, T., Rapoport, B. et Roger, M. (2006), 'Droits à la retraite et mortalité différentielle', *Économie et prévision* **168**, 1–16.

Bommier, A., Magnac, T. et Roger, M. (2001), 'Départs en retraite : évolutions récentes et modèles économiques', *Revue française d'économie* **16**(1), 79–124.

Bommier, A., Magnac, T. et Roger, M. (2003), 'Le marché du travail à l'approche de la retraite : évolutions en France entre 1982 et 1999', *Revue française d'économie* **18**(1), 23–82.

Bonnet, C. et Chambaz, C. (2000), 'Les avantages familiaux dans le calcul des retraites', *Solidarité et Santé* (3), 47–63.

Bonnet, C. et Mahieu, R. (2000), 'Taux de rendement interne par génération des régimes obligatoires de retraite', *Revue Économique* **51**.

Bottazzi, R., Jappelli, T. et Padula, M. (2006), 'Retirement Expectations, Pension Reforms, and Their Impact on Private Wealth Accumulation', *CFS Working paper* (2006-10). forthcoming in the *Journal of Public Economics*.

Boutault, J. (1999), *L'assurance chômage en France : Unedic-Assedic*.

Bozio, A. (2002), 'La capitalisation boursière en France au XX$^{\text{ème}}$ siècle', *Mémoire de DEA (Master APE EHESS)* .

Briard, K. (2004), 'Carrières incomplètes et départ en retraite : illustration à partir d'une classification des carrières des assurés du régime général de la Sécurité Sociale', *Les lundis de l'INED* .

Brocas, A.-M. (2005), L'assurance vieillesse, *in* 'La Sécurité sociale. Son histoire à travers les textes (1981-2005)', Vol. tome VI, Comité d'histoire de la Sécurité sociale, pp. 65–135.

Cadiou, L., Genet, J. et Guérin, J.-L. (2002), 'Evolutions démographiques et marché du travail : des liens complexes parfois contradictoires', *Économie et statistique* (355-356).

Camarero, M., Carrion-i Silvestre, J. L. et Tamarit, C. (2006), 'Testing for Hysteresis in Unemployment in OECD Countries : New Evidence using Stationarity Panel Tests with Breaks', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* **68**, 167–182.

Caussat, L. (1992), 'Retraite et épargne. Histoire d'un débat dans la littérature américaine', *Revue d'économie financière* .

Caussat, L. et Roth, N. (1997), 'De l'emploi à la retraite : générations passées et futures', *Revue française des affaires sociales* . Hors série.

Charpentier, F. (1997), *Retraites et Fonds de pension - L'état de la question en France et à l'étranger*, Economica.

Charpin, J.-M. (1999), *L'avenir de nos retraites. Rapport au Premier ministre.*, La documentation française.

Cnav (2002), 'Réforme de l'assurance vieillesse - suivi du niveau des pensions'.

Coeffic, N. (2003), 'L'âge de la liquidation des droits à la retraite de la génération 1934', *Etudes et Résultats* (237).

Colin, C., Iéhlé, V. et Mahieu, R. (2000), 'Les trajectoires de fin de carrière des salariés du secteur privé', *Solidarité et Santé* (3), 9–27.

Colin, C., Legros, F. et Mahieu, R. (1999), 'Le rendement des régimes de retraite : une comparaison entre Fonction publique d'État et secteur privé', *Économie et Statistique* (328), 81–104.

Collectif (1975-2005), *Mémento pratique Social - droit du travail et sécurité sociale*, Francis Lefebvre.

Comité d'histoire de la sécurité sociale (1988), *La sécurité sociale - Son histoire à travers les textes (1945-1981)*, Vol. tome III, Association pour l'études de l'histoire de la Sécurité Sociale.

Comité d'histoire de la sécurité sociale (1994), *La sécurité sociale - Son histoire à travers les textes (1780-1870)*, Vol. tome I, Association pour l'études de l'histoire de la Sécurité Sociale.

Comité d'histoire de la sécurité sociale (1996), *La sécurité sociale - Son histoire à travers les textes (1870-1945)*, Vol. tome II, Association pour l'études de l'histoire de la Sécurité Sociale.

Commissariat Général du Plan (1991), *Livre blanc sur les retraites. Garantir dans l'équité les retraites de demain*, La documentation française. Préface de Michel Rocard, Premier ministre.

Conseil d'orientation des retraites (2001), 'Âge et travail : un axe de réflexion essentiel pour l'avenir des retraites'. Colloque Age et travail.

Conseil d'orientation des retraites (2002), *Retraites : renouveler le contrat social entre les générations. Orientations et débats. Premier rapport 2001*, La documentation française.

Conseil d'orientation des retraites (2003), *Retraites : fiches pour l'information et le débat*, www.cor-retraites.fr.

Conseil d'orientation des retraites (2004), *Retraites : les réformes en France et à l'étranger, le droit à l'information. Deuxième rapport*, La documentation française.

Conseil d'orientation des retraites (2006), *Retraites : perspectives 2020 et 2050*, La documentation française. Troisième rapport.

Costa, D. (1998), *The Evolution of Retirement*, NBER/The University of Chicago Press.

Cour des Comptes (1997), *Rapport sur la Sécurité Sociale*. chapitre XIV, « Le régime de protection sociale de la RATP ».

Cremer, H., Loazchmeur, J.-M. et Pestieau, P. (2004), 'Social security, retirement age and optimal income taxation', *Journal of Public Economics* (88), 2259–2281.

Cremer, H., Lozachmeur, J.-M. et Pestieau, P. (2005), 'Social security and retirement decision : A positive and normative approach', *CORE Discussion Papers* (06-19).

Crepon, B. et Desplatz, R. (2001), 'Une nouvelle évaluation des effets des allègements de charges sociales sur les bas salaires', *Économie et Statistique* (346).

Dares (1996), *40 ans de politique de l'emploi*.

de Colonjon, F. (1890), 'La question des pensions civiles en france', *Annales de l'Ecole libre des Sciences Politiques* pp. 33–46 et 677–697.

Diamond, P. (2003), *Taxation, Incomplete Markets, and Social Security*. Munich Lectures in Economics.

Diamond, P. (2004), 'Social security', *American Economic Review* **94**(1).

Diamond, P. et Mirrlees, J. (1978), 'A Model of Social Insurance with Variable Retirement', *Journal of Public Economics* (10), 295–326.

Diamond, P. et Orszag, P. (2005), *Saving Social Security*, Brookings Institution Press.

Dickey, D. et Fuller, W. (1981), 'Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with A Unit Root', *Econometrica* **49**, 1057–1072.

Domingues Dos Santos, M. (2001), 'Vieillissement démographique et chômage', *Revue française d'économie* (1).

Dormont, B. (1997), 'L'influence du coût salarial sur la demande de travail', *Économie et statistique* (301-302).

Dumons, B. et Pollet, G. (1994), *L'Etat et les retraites. Genèse d'une politique*, Belin.

Dupeyroux, J.-J. et al. (1975-2005), *Droit de la sécurité sociale*, Dalloz.

Dupuis, J.-M. et El Moudden, C. (2002), *Économie des retraites*, Economica.

Duval, R. (2003), 'The Retirement Effects of Old-Age Pension and Early Retirement Schemes in OECD countries', *OECD Economics Department Working papers* (370).

El Moudden, C. (2000), Prestations contributives et redistribution : une approche de l'équité intragénérationnelle des retraites, Thèse de doctorat, Université de Caen - Basse-Normandie.

Elliott, G., Rothenberg, T. et Stock, J. (1996), 'Efficient Tests for an Autoregerssive Unit Root', *Econometrica* **64**(4), 813–836.

Eső, P. et Simonovits, A. (2002), 'Designing Optimal Benefit Rules for Flexible Retirement', *Discussion paper CMS-EMS Northwestern University* (1353).

Euwals, R. (2001), 'Do Mandatory Pensions Decrease Household Savings ? Evidence for the Netherlands', *De Economist* **148**, 643–670.

Feldstein, M. (1974), 'Social Security, Induced Retirement, and Aggregate Capital Accumulation', *Journal of Political Economy* **82**(5), 905–926.

Feldstein, M. (1982), 'Social Security and Private Saving : Reply', *Journal of Political Economy* **90**(3), 630–642.

Feldstein, M. (1985), 'The Optimal Level of Social Security Benefits', *Quarterly Journal of Economics* pp. 303–320.

Feldstein, M. et Liebman, J. (2002), Social Security, *in* M. Feldstein et A. Auerbach, eds, 'Handbook of public economics', North Holland, pp. 2245–2325.

Flesch, J. (1967), *Les régimes de retraite*, Presses Universitaires de France. Que sais-je ?

Frank, D., Hara, R., Magnier, G. et Villey, O. (1982), 'Entreprises et contrats de solidarité de préretraite-démission', *Travail et emploi* (13), 75–89.

Gale, W. (1998), 'The Effect of Pensions on HouseholdWealth : A Reevaluation of Theory and Evidence', *Journal of Political Economy* **106**, 706–723.

Galland, O., Gaudin, J. et Vrain, P. (1984), 'Contrats de solidarité de préretraite et stratégies d'entreprises', *Travail et emploi* (22), 7–20.

Galpin, G. (1982), 'L'intervention du régime d'assurance chômage dans la mise en œuvre des contrats de solidarité', *Droit social* (4), 348.

Gaullier, X. (1982), *L'avenir à reculons. Chômage et retraite.*, Les éditions ouvrières.

Geanakoplos, J., Mitchell, O. et Zeldes, S. (1999), 'Social Security Money's Worth', *Cowles Foundation Paper* (1005).

Givord, P. (2002), 'Prévoir l'évolution des taux d'activité aux âges élevés : un exercice difficile', *Économie et Statistique* (355-356), 105–121.

Greciano, P.-A. (2002), *Les retraites en France : Quel avenir ?*, La documentation française.

Grouin, V. et Greffe, X. (1985), *L'assurance chômage. Filet de sécurité ou parapluie percé ?*, Economica.

Gruber, J. et Wise, D. (1999), *Social Security and Retirement around the World*, NBER/The University of Chicago Press.

Gruber, J. et Wise, D. (2004), *Social Security Programs and Retirement around the World : Micro-simulation*, NBER/The University of Chicago Press.

Guillemard, A.-M. (1983), 'La dynamique sociale des cessations d'activité', *Travail et emploi* (15), 15–31.

Guillemard, A.-M. (2002), 'L'Europe continentale face à la retraite anticipée', *Revue Française de Sociologie* (43-2).

Gustman, A. et Steinmeier, T. (1999), 'Effects of Pension on Savings : Analysis with Data from the Health and Retirement Study', *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* (50), 271–324.

Hairault, J.-O., Langot, F. et Sopraseuth, T. (2004), 'Retraite choisie et réduction des déficits : Quelles surcotes proposer ?', *Revue française d'économie* .

Hairault, J.-O., Langot, F. et Sopraseuth, T. (2005), 'Inciter à différer le départ en retraite : une analyse en termes de courbe de Laffer', *Revue d'Économie Politique* (115), 241–263.

Hamermesh, D. (1993), *Labour Demand*.

Hecquet, P. (1969), 'Peut-on abaisser l'âge de la retraite ?', *Droit social* (1), 56–60.

Heller, J.-L. (1986), 'La retraite anticipée : choix ou contrainte ?', *Économie et Statistique* (193-4), 97–109.

Huteau, G. (2001), *Sécurité sociale et politiques sociales*, Armand Colin.

INSEE (1999), 'Le modèle de microsimulation dynamique DESTINIE', *INSEE Working papers - Documents de travail* (G 9913).

Jallade, J.-P. (1991), Working-time policies in france, *in* K. Hinrichs, W. Roche et C. Sirianni, eds, 'Working time in transition : The political economy of working hours in industrial nations', pp. 61–85.

Johnson, R. (2000), 'The effect of Old-Age Insurance on Male Retirement : Evidence from Historical Cross-Country Data', *Federal Reserve Bank of Kansas City Working Papers* (RWP 00-09).

Join-Lambert, M.-T. (1997), *Politiques Sociales*, Presses de Sciences Po et Dalloz.

Journaux Officiels (2003), *Réforme des retraites*, Aux sources de la Loi, Les éditions des Journaux Officiels.

Kapteyn, A., Kalwij, A. et Zaidi, A. (2000), 'The myth of worksharing', *CentER Working paper* (2000-23).

Kapteyn, A., Kalwij, A. et Zaidi, A. (2004), 'The myth of worksharing', *Labour Economics* (11), 293–313.

Kerschen, N. (1983), 'Cessation anticipée d'activité et droit social', *Travail et emploi* (15), 63–74.

Kessler, D., Masson, A. et Strauss-Kahn, D. (1981), 'Social security and saving : a tentative survey', *Geneva Papers* (18), 3–50.

Kessler, F. et Moniolle, C. (2000), *Le droit des retraites dans la fonction publique*, Editions ENSP.

Kings, M. et Dicks-Mireaux, L. (1982), 'Asset Holdings and the Life Cycle', *Economics Journal* **92**, 247–267.

Korenman, S. et Neumark, D. (2000), Cohort crowding and youth labor markets : A cross-national analysis, *in* D. Blanchflower et R. Freeman, eds, 'Youth Employment and Joblessness in Advanced Countries', pp. 57–105.

Koubi, M. (2002), 'Elements de caractérisation des carrières salariales des générations nées entre 1908 et 1980', *Document de travail INSEE* (F0205). Département des statistiques démographiques et sociales.

Krueger, A. et Meyer, B. (2002), 'Labor Supply Effect of Social Insurance', *NBER Working Paper* (9014).

Krueger, A. et Pischke, J.-S. (1992), 'The Effect of Social Security on Labor Supply : A Cohort Analysis of the Notch Generation', *Journal of Labor Economics* **10**(4), 412–437.

Lacroix, T. et Guergoat, J.-C. (1984), 'Le succès des préretraites a permis de stabiliser le chômage', *Dossiers statistiques du Travail et de l'Emploi* (3-4). Bilan de l'emploi 1983.

Layard, R., Nickell, S. et Jackman, R. (1991), *Unemployment. Macroeconomics Performance and the Labour Market.*

Legros, F. (1994), 'Caractère redistributif des systèmes de retraite', *Revue économique* (4), 805–817.

Legros, F. (1996), 'Neutralité actuarielle et propriétés redistributives des systèmes de retraite', *Économie et Statistique* (291-292), 173–181.

Leimer, D. (1994), 'Cohort-Specific Measures of Lifetime Net Social Security Transfers', *ORS Working Paper Series* (59). Social Security Administration.

Leimer, D. (1995), 'A Guide to Social Security Money's Worth Issues', *Social Security Bulletin* **58**(2), 3–20.

Leimer, D. (2003), 'Historical Redistribution Under the Social Security Old-Age and Survivors Insurance Program', *ORES Working Paper Series* (101). Social Security Administration.

Leimer, D. (2004), 'Historical Redistribution Under the Social Security Old-Age and Survivors Insurance and Disability Insurance Programs', *ORES Working Paper Series* (102). Social Security Administration.

Leimer, D. et Lesnoy, S. (1982), 'Social Security and Private Saving : New Time-Series Evidence', *Journal of Political Economy* **90**(3).

Loisy, C. (1999), 'L'épargne des ménages de 1984 à 1995 : disparité et diversité', *Économie et Statistique* (324-325), 113–133.

Lozachmeur, J.-M. (2002), 'Départ à la retraite d'un point de vue de la taxation optimale', *Les cahiers du CREPP* (2002-12).

Lumsdaine, R. et Mitchell, O. (1999), New Developments in the Economic Analysis of Retirement, *in* O. Ashenfelter et D. Card, eds, 'Handbook of Labor Economics', Vol. 3C, pp. 3261–3307.

Mahieu, R. et Blanchet, D. (2001), Une analyse microéconométrique des comportements de retrait d'activité, *in* 'Épargne et Retraite', Dalloz, pp. 9–31. Numéro hors série à la Revue d'Economie Politique.

Mahieu, R. et Blanchet, D. (2004), Estimating Models of Retirement Behavior on French Data, *in* J. Gruber et D. Wise, eds, 'Social Security Programs and Retirement around the World : Micro-simulation', NBER/The University of Chicago Press, pp. 235–284.

Mahieu, R. et Sédillot, B. (2000), 'Microsimulation of the Retirement Decision : A Supply-Side Approach', *INSEE Working Papers - Documents de travail* (G2000-07).

Malabouche, G. (1987), 'L'évolution à long terme du système de retraites : une nouvelles méthode de projection', *Population* (1), 9–38.

Marchand, O. et Thélot, C. (1997), *Le travail en France 1800 - 2000*, Nathan.

Mercereau, F. (1982), 'La retraite à 60 ans', *Droit social* (6).

Mulligan, C. (2000), 'Induced Retirement, Social Security and the Pyramid Mirage', *NBER working paper* (7679).

Mulligan, C. et Sala-i Martin, X. (2000), 'Retirement-Inducing Policy Wears many Disguises', *Columbia University working paper* .

Munnell, A. (1982), *The Economics of private pensions*, The Brookings Institution.

Pelé, L.-P. et Ralle, P. (1997), 'Âge de la retraite : les aspects incitatifs du régime général', *INSEE Working papers - Documents de travail* (G 9718).

Pelé, L.-P. et Ralle, P. (1999), 'Les choix de l'âge de la retraite : Aspects incitatifs des règles du régime général et effets de la réforme de 1993', *Économie et Prévision* (138-139), 163–177.

Philippon, Y. (1998), 'Épargne retraite facultative : l'exemple de Préfon-retraite', *Risques* (33), 61–68.

Phillips, P. et Perron, P. (1988), 'Testing for a Unit Root in Time Series Regression', *Biometrika* **75**, 335–346.

Piketty, T. (1997), 'La redistribution fiscale face au chômage', *Revue française d'économie* **XII**(1), 157–201.

Piketty, T. (2001), *Les hauts revenus en France*, Grasset.

Prieto, A. (2000), Dégressivité des allocations chômage et taux de retour à l'emploi. Une analyse empirique sur les données de l'Unédic, Thèse de doctorat, Paris X.

Reimat, A. (1994), *Les retraites et l'économie. Une mise en perspective historique XIX-XX siècles*, Belin.

Rochois, F. (1974), 'La garantie de ressources des chômeurs âgés de plus de 60 ans', *Revue pratique de droit social* (345), 75–78.

Rust, J. et Phelan, C. (1997), 'How Social Security and Medicare Affect Retirement Behavior In a World of Incomplete Markets', *Econometrica* **65**(4), 781–831.

Saez, E. (2001), 'Using Elasticities to Derive Optimal Income Tax Rates', *Review of Economic Studies* (68), 205–229.

Salanie, B. (2000), 'Une maquette analytique de long terme du marché du travail', *Économie et Prévision* (146).

Samuelson, P. (1958), 'An exact consumption-loan model with or without the social contrivance of money', *The Journal of Political Economy* **66**(6), 467–482.

Sheshinski, E. (2006), Optimum Delayed Retirement Credit, *in* G. de Menil, R. Fenge et P. Pestieau, eds, 'Strategies for Pension Reform', MIT Press.

Shimer, R. (2001), 'The impact of Young Workers on the Aggregate Labor Market', *Quarterly Journal of Economics* .

Spector, D. (2001), 'Emploi : une analyse critique des politiques malthusiennes', *Économie et prévision* (150-151).

Stock, J. et Wise, D. (1990), 'Pensions, the Option Value of Work, and Retirement', *Econometrica* **58**(5), 1151–1180.

Tabah, L. et Ruellan, R. (1986), *Vieillir solidaire. Rapports de la Commission sur la solidarité entre générations face au vieillissement démographique et du Groupe technique sur l'avenir des régimes de retraite*, La documentation française.

Taddei, D. (2000), *Retraites choisies et progressives*, La documentation française. Rapport du Conseil d'Analyse Économique (CAE).

Thiveaud, J.-M. (1995), 'Le régime de retraite des fonctionnaires civils avant la loi de « budgétisation » du 8 juin 1853', *Revue d'Économie Financière* (35), 21–54.

Thiveaud, J.-M. (1997), 'La lente construction des systèmes de retraite en France de 1750 à 1945', *Revue d'Économie Financière* (40), 21–54.

Thomas, C. et Balmary, D. (1969), 'Le fonds national de l'emploi', *Droit social* (12), 575–585.

Unedic (1983), *Historique du Régime d'Assurance Chômage 1959-1982*, Unedic.

Unedic (1987), *Historique du Régime d'Assurance Chômage 1982-1986*, Unedic.

Vallin, J. et Meslé, F. (2001), 'Tables de mortalité françaises pour les XIX et XX siècles et projections pour le XXI siècle', *Données statistiques INED* (4).

Verniere, L. (1997), 'Le débat sur la retraite à 55 ans. quelques éléments de repère', *Questions retraite CDC* (97-03).

Vernière, L. (1998*a*), 'Les indicateurs de rendement et de rentabilité de la retraite', *Questions retraite* (98-07). Document de travail de la Caisse des dépôts et consignations.

Vernière, L. (1998*b*), 'Retraite et actualisation', *Questions retraite* (98-12). Document de travail de la Caisse des dépôts et consignations.

Walraet, E. et Vincent, A. (2003), 'La redistribution intragénérationnelle dans le système de retraite des salariés du privé : une approche par microsimulation', *Économie et Statistique* (366), 31–61.

Zaidman, C. et al. (2000), Les dispositifs de cessation d'activité : état des lieux et évolutions souhaitables, *in* 'Retraites choisies et progressives', La documentation française, pp. 95–121. Complément.

Liste des tableaux

2.1 Architecture générale du système de retraite français. 22

2.2 Paramètres de la période de transition de la réforme Fillon pour les fonctionnaires 27

2.3 Historique des retenues pour pension des fonctionnaires 35

2.4 Taux de cotisation implicite de l'État 36

2.5 Taux de liquidation (τ) pour la période 1945-1971 44

2.6 Taux de liquidation (τ) pour la période 1971-1982 48

2.7 Taux de liquidation (τ) pour la période 1983-1993 54

3.1 Changement du taux de remplacement ($\tau * CP$) à la suite de la réforme de 1993 - Génération 1934. 113

3.2 Changement du taux de remplacement ($\tau * CP$) à la suite de la réforme de 1993 - Génération 1936. 114

3.3 Âge de liquidation moyen - estimations en double différence avec les pensions normales 128

3.4 Élasticité de l'âge de départ à la retraite par rapport à la durée de cotisation requise pour obtenir le taux plein : estimations de base . . 131

3.5 Impact de la réforme sur la liquidation des pensions invalidité ou pour inaptitude. 134

3.6 Expérience de contrôle – Impact de la réforme sur les pensions pour les anciens combattants 135

3.7 Élasticité de l'âge de départ à la retraite par rapport à la durée de cotisation requise pour obtenir le taux plein : estimations corrigées . . 137

3.8 Élasticité de l'âge de départ à la retraite par rapport à la durée de cotisation requise pour obtenir le taux plein : estimations corrigées - femmes uniquement 139
3.9 Élasticité de l'âge de départ à la retraite par rapport à la durée de cotisation requise pour obtenir le taux plein : estimations corrigées - hommes uniquement 140
3.10 Âge moyen de liquidation - estimation en double différence (EIR) . . 142
3.11 Élasticité de l'âge de départ à la retraite par rapport à la durée de cotisation requise pour obtenir le taux plein : estimations avec les données de l'EIR 2001 143
3.12 Distribution du statut avant la retraite 146
3.13 Simulation des effets des réformes à l'horizon 2020 148

5.1 Simulation des effets du retrait d'activité de 100 000 salariés âgés . . 218

6.1 Effets des incitations au départ sur les taux de transition des seniors vers l'inactivité 250
6.2 Causalité à la Granger : cas des 60-64 ans 254
6.3 Causalité à la Granger : cas des 55-59 ans 255
6.4 Causalité à la Granger : cas des 25-29 ans 256

7.1 Modélisation stylisée d'un système par répartition 278

8.1 Perte moyenne due à la réforme de 1993 310
8.2 Épargne nécessaire pour compenser la baisse de retraite 314
8.3 Estimations en double différence avec le taux d'épargne standard . . . 324
8.4 Estimations en double différence avec le taux d'épargne long 325
8.5 Coefficients d'interaction selon la qualification 326

A.1 Plafond de la sécurité sociale et pension maximum du régime général 337
A.2 Départ anticipé pour longues carrières - loi Fillon 2003 339
A.3 Départ anticipé pour les handicapés - loi Fillon 2003 340
A.4 Montants du minimum contributif et du minimum contributif majoré (1984-2006) 340

A.5 Taux de cotisation des assurances sociales du régime général (1945-1966) 341
A.6 Taux de cotisation vieillesse du régime général (1967-2005) 341
A.7 Revalorisation des pensions du régime général (1949-2006) 342
A.8 Coefficients de minoration du régime complémentaire Agirc 343
A.9 Coefficients de minoration du régime complémentaire Arrco (Unirs) . 343
A.10 Valeur du point du régime complémentaire Agirc 344
A.11 Salaire de référence du régime complémentaire Agirc 345
A.12 Paramètres du régime complémentaire Arrco (1999-2005) 345
A.13 Valeur du point du régime complémentaire Unirs (1957-1998) 346
A.14 Salaire de référence (prix d'achat) Unirs (1957-1998) 347
A.15 Taux de cotisation du régime complémentaire Arrco (1996-2005). . . 347
A.16 Taux de cotisation du régime complémentaire Arrco (1962-1995) . . 348
A.17 Taux de cotisation du régime complémentaire Agirc (1996-2005) . . . 349
A.18 Taux de cotisation du régime complémentaire Agirc (1947-1995). . . 350
A.19 Montant du minimum vieillesse (1956-2006) 351
A.20 Montant de l'Allocation vieux travailleurs salariés (AVTS) avant 1962 352

B.1 Minimum des Garanties de ressources (1972-1979) 353
B.2 Montants de l'Allocation d'aide publique (1967-1979) 354
B.3 Revalorisation du salaire de référence des chômeurs de plus de 61 ans 354
B.4 Revalorisation des paramètres des Garanties de ressources (1972-1999) 355
B.5 Revalorisation du salaire de référence des préretraites FNE (1980-2006) 356
B.6 Minimums des préretraites FNE-ARPE et préretraite progressive (1984-2006) 357
B.7 Montants et plafonds de l'allocation spéciale d'attente (ASA) 357
B.8 Montants et plafonds de l'allocation équivalent retraite (AER) 358
B.9 Montants de l'Allocation de solidarité spécifique (ASS) 358
B.10 Revalorisation du salaire de référence des allocations chômage 359
B.11 Minimum de l'allocation de base du régime d'assurance chômage (1968-2004) 360

B.12 Minimum de l'allocation de base du régime d'assurance chômage (1959-1967) 361
B.13 Montant de la part fixe de l'allocation chômage (1979-2004) 361

C.1 Biais théorique dans l'estimation suivant « l'effet de révélation ». . . 365

D.1 Les dispensés de recherche d'emploi (DRE) 369
D.2 Estimation du coût des dispensés de recherche d'emploi 370
D.3 Financement des cessations d'activité par l'Unedic 371
D.4 Taux de cotisation du régime Unedic 372
D.5 Estimation du coût de l'abaissement de l'âge de la retraite 373
D.6 Estimation de l'augmentation des cotisations pour financer les cessations d'activité 374

E.1 Taux de cotisation fictifs de l'assurance vieillesse (1930-1966) 375
E.2 Coefficients de pondération par statut, sexe, dispositif de cessation d'activité et par génération 376
E.3 Inflation et croissance des salaires (1920-2005) 377
E.4 Taux d'intérêt et rendement des actions françaises (1920-2005) 379

Table des figures

2.1 Taux de revalorisation réel des pensions de retraite du régime général 65

2.2 Taux de cotisation retraite des salariés du privé (1967-2004) 66

2.3 Évolution du minimum vieillesse par rapport au salaire moyen et au salaire minimum (1941-2004) 98

3.1 Taux d'activité par groupe d'âge (hommes et femmes) - INSEE *Enquête Emploi* 1969-2002 117

3.2 Âge moyen de départ en retraite par génération 118

3.3 Distribution de la durée de cotisation par génération (régime général). 120

3.4 Distribution de l'âge de liquidation par génération et selon la durée de cotisation à 60 ans (pensions normales). 123

3.5 Âge moyen de liquidation par génération et par durée de cotisation à 60 ans 124

3.6 Coefficients d'interaction génération-durée de cotisation 126

4.1 Les différents barèmes du système français et les barèmes actuariellement neutres 158

4.2 Modification du barème de retraite avec la réforme de 1993 162

4.3 Décomposition de la réforme de 1993 163

5.1 Taux de chômage en France par groupe d'âge - Insee (1967-2005) . . 188

5.2 Taux d'emploi des hommes par groupe d'âge - Insee *Enquête Emploi* 1969-2002 189

5.3 Effectif des préretraités et dispensés de recherche d'emploi (en milliers) 196

5.4 Estimation par la Dares de l'effet sur le chômage des préretraites (en milliers) 198
5.5 Le salaire minimum horaire en Euros 2004 (1951-2004) 200
5.6 Répartition des cotisations en pourcentage du salaire net (1969-2004) 202
5.7 Répartition des cotisations chômage et retraite par régime en pourcentage du salaire net (1969-2004) 203
5.8 Taux de cotisation du régime général selon l'âge de la retraite (1969-2004) 204
5.9 Répartition des cotisations chômage et retraite par dépense en pourcentage du salaire net (1969-2004) 205

6.1 Taux de chômage versus taux d'activité des 55-64 ans - OCDE (1972-2003) 227
6.2 Activité et chômage des 18-25 ans - INSEE *Enquête Emploi* 1969-2002 229
6.3 Activité et chômage des 25-29 ans - INSEE *Enquête Emploi* 1969-2002 230
6.4 Activité et chômage des 55-59 ans - INSEE *Enquête Emploi* 1969-2002 231
6.5 Activité et chômage des 60-64 ans - INSEE *Enquête Emploi* 1969-2002 232
6.6 Taux de chômage des 15-24 ans et taux d'emploi des 55-65 ans - INSEE *Enquête Emploi* 1970-2004 233
6.7 Chômage relatif des 15-24 ans et taux d'emploi des 55-65 ans - INSEE *Enquête Emploi* 1970-2004 234
6.8 Effectifs des départs anticipés dans le secteur privé en France (1973-2002) 237
6.9 Richesse de retraite actualisée pour les hommes non-cadres du secteur privé partant directement en retraite (RRA1) 243
6.10 Richesse de retraite actualisée pour les hommes non-cadres du secteur privé partant en retraite via le chômage (RRA2) 244
6.11 Richesse de retraite actualisée pour les hommes non-cadres du secteur privé partant en retraite via les préretraites (RRA3) 245
6.12 Taxe implicite pour les hommes cadres partant directement en retraite 246
6.13 Richesse de retraite actualisée par âge pondérée 247
6.14 Richesse de retraite actualisée pondérée 248

7.1 Taux de rendement interne réel des régimes de retraite français (secteur privé) . . . 281
7.2 Taux de rendement interne comparé d'une trajectoire par les préretraites ou directement en retraite . . . 284
7.3 Taux de rendement interne moyen selon la prise en compte ou non des dispositifs de cessation anticipée d'activité . . . 284
7.4 Transferts net moyen par génération selon différents taux d'actualisation 285
7.5 Rentabilité financière actualisée selon différents taux d'actualisation . 286
7.6 Transferts net moyen selon la génération, actualisés au taux d'intérêt sans risque . . . 288
7.7 Transferts net moyen selon la génération selon différents taux d'actualisation historiques . . . 289
7.8 Transferts net moyen selon la génération, actualisé au taux de croissance de l'économie . . . 291
7.9 Différence de taux de rendement interne cadres-non cadres pour les hommes . . . 294
7.10 Différence de taux de rendement interne selon les régimes . . . 295
7.11 Taux de rendement interne pour les hommes selon la trajectoire de départ en retraite . . . 297
7.12 Différence de taux de rendement interne cadres-non cadres pour les hommes avec ou sans les régimes de cessation d'activité anticipée . . 298

8.1 Taux d'épargne des ménages français - Comptabilité nationale (1970-2003) . . . 307
8.2 Taux d'épargne et richesse de retraite (1970-2002) . . . 308
8.3 Évolution de la richesse de retraite par génération public/privé. . . . 313
8.4 Taux d'épargne des ménages français - Enquêtes Budget des familles . 317

E.1 Différence entre le taux d'intérêt réel et le taux de croissance de l'économie en France (1920-2005) . . . 381

Résumé

Cette thèse analyse les effets des réformes des retraites sur données françaises. Après avoir effectué un bilan législatif des systèmes de retraite et de préretraite, nous avons considéré successivement l'effet des réformes sur l'offre de travail des salariés âgés, sur le chômage des jeunes et finalement sur les rendements et les comportements d'épargne des ménages.

Nous analysons d'abord l'impact de l'augmentation de la durée de cotisation lors de la réforme de 1993 sur l'offre de travail des salariés âgés. Nous utilisons la mise en place progressive de la réforme pour identifier la variation d'incitation à repousser son départ en retraite. L'élasticité mesurée sur données administratives est de l'ordre de 0,54, soit une réaction importante, mais néanmoins largement inférieure à l'unité. Nous mettons par ailleurs en évidence des effets de la réforme sur la liquidation de pensions pour inaptitude et un effet de révélation sur la durée effective de cotisation.

Nous considérons ensuite l'effet des politiques de cessation d'activité sur le chômage des jeunes. Un modèle d'équilibre général nous permet de discuter des paramètres en jeu : substitution des jeunes et des vieux, élasticité de la demande de travail et ciblage de ces politiques. Nous avons ensuite construit des indicateurs d'incitation au retrait d'activité pour instrumenter ces politiques et mesurer l'effet de substitution. Nous ne mettons en évidence aucun effet sur le taux de chômage des jeunes de ces politiques. La simultanéité des variables en jeu rend néanmoins difficile une conclusion définitive.

Nous mesurons finalement le rendement des retraites par génération pour toute la deuxième moitié du XX$^{\text{ème}}$ siècle, mettant en évidence l'effet des réformes et l'influence des rendements des marchés financiers sur les transferts nets actualisés. La réforme des retraites de 1993 est en outre utilisée pour identifier un effet des systèmes de retraite sur l'épargne des ménages. Nous ne mettons en évidence aucune substitution entre les droits à la retraite et l'épargne financière à partir des données de l'enquête Budget des familles.

Discipline : Sciences économiques (05)

Mots-clés : Réforme des retraites ; élasticité de l'offre de travail ; optimalité du système de retraite ; chômage ; préretraites ; taux de rendement interne ; épargne

Intitulé et adresse du laboratoire :
Paris-Jourdan Sciences Économiques (PSE)
48, boulevard Jourdan
75014 Paris