

# Questions retraite

Document de travail de la Branche Retraites de la Caisse des dépôts et consignations  
 Contact : Laurent Vernière ☎ 01 40 49 89 55 — laurent.vernieres@caissedesdepots.fr  
 Yves Guégano ☎ 01 40 49 93 40 — yves.guegano@caissedesdepots.fr  
 Réalisation : Direction de la Communication

n° 2002 - 49  
 Mai 2002

## L'impact de l'allongement de l'espérance de vie sur les régimes de retraite. Évaluation pour la CNRACL.

Dossier préparé par Loïc Gautier et Laurent Vernière.

L'augmentation de l'espérance de vie individuelle à tous les âges est un événement démographique récent à l'échelle de l'histoire humaine. Durant la première moitié du 20<sup>ème</sup> siècle, elle a été obtenue à la suite d'une forte diminution des taux de mortalité infantile, ce qui a permis d'enregistrer des gains réguliers d'espérance de vie à la naissance. Après la seconde guerre mondiale, la principale contribution est venue de la diminution des taux de mortalité après 60 ans, allongeant l'espérance de vie durant la période de vieillesse<sup>1</sup>. Ces gains d'espérance de vie aux âges élevés ont fait entrer les individus dans l'ère de la longévité.

Le "vieillessement" de la population des pays de la zone OCDE, mesuré par le poids croissant des plus de 60 ans, s'explique en partie par ce phénomène de vieillissement individuel. Il s'ajoute à l'effet des fluctuations de la

taille des générations qu'a engendré le baby boom des naissances après la seconde guerre mondiale. La contribution respective de ces deux facteurs au vieillissement de la population est toutefois rarement explicitée avec précision. Par exemple, l'effectif des plus de 60 ans augmente d'une année sur l'autre parce que les entrées dans cette catégorie d'âge sont plus nombreuses que les "sorties", c'est-à-dire les décès. Or l'allongement de l'espérance de vie après 60

ans est synonyme d'un nombre moins élevé de "sorties" par rapport à une situation sans gains d'espérance de vie : les individus demeurent simplement plus longtemps dans cette catégorie d'âge et ce phénomène s'amplifie au cours du temps au fur à mesure que la durée de vie s'allonge. Du point de vue du pilotage et de la réforme des régimes de retraite, il n'est pas indifférent de savoir si la détérioration des indicateurs démographiques résulte pour l'essentiel "d'entrées" très nombreuses ou de "sorties" moins nombreuses. Ce que l'on sait avec certitude est qu'à partir de 2005, l'un et l'autre de ces deux facteurs vont jouer dans le même sens : les premières générations nombreuses du baby boom atteignant l'âge de la retraite vont provoquer des entrées massives dans les régimes de retraite et la poursuite des gains d'espérance de vie va amplifier le mouvement. Jusqu'à présent, les projections fi-

### QUESTIONS RETRAITE EN DIRECT SUR VOTRE E-MAIL

Si vous souhaitez recevoir chaque mois, automatiquement la version pdf de Questions Retraite, il vous suffit de vous abonner gratuitement, sur le site :

**[www.cdc.retraites.fr](http://www.cdc.retraites.fr)**

à la rubrique Questions Retraite.

Vous pouvez également télécharger à partir du site, tous les "Questions Retraite" parus à ce jour.

**cdc.retraites.fr** présente également des études et des informations sur la retraite et l'indemnisation des risques professionnels pour les employeurs, les affiliés et les retraités de la CNRACL, de l'IRCANTEC et de FONPEL, des simulateurs de calcul des pensions ainsi qu'un Observatoire des débats parlementaires, recueil hebdomadaire des textes et analyses, observatoire des fonds de pension, revue de presse et analyse bimensuelle, monographie des régimes de retraite publique en Europe, comparaison des dispositifs, risques professionnels.

<sup>1</sup> Cf Questions Retraite n° 98-13 "L'effet Mathusalem : l'impact de l'accroissement de la longévité". Novembre 1998. Laurent VERNIERE.

nancières des régimes de retraite ne se sont pas attachées à déterminer la part respective des deux facteurs de vieillissement dans l'augmentation des besoins de financement, à législation inchangée.

Au cours du dernier demi-siècle, l'augmentation de l'espérance de vie aux âges élevés a été quasiment concomitante avec l'extension et la généralisation des systèmes de retraite. À l'origine, dans la plupart des pays, les régimes de retraite collectifs par répartition relevant de l'assurance vieillesse n'ont pas pris en compte cet aspect lorsqu'ont été déterminées les règles d'acquisition et de liquidation des droits à la retraite. Ils ont été conçus pour mutualiser le risque viager (ou risque de longévité) entre des individus ayant des espérances de vie variables, avec l'hypothèse que l'espérance de vie moyenne restait inchangée au cours du temps. Il en a résulté que le montant de la pension de retraite, versée jusqu'à la date du décès, ne dépend pas de sa durée de service, ni du montant des cotisations préalablement acquittées. Avec l'accroissement de l'espérance de vie après 60 ans et l'augmentation de la durée de versement de la pension qui en découle, cette fonction traditionnelle de mutualisation est prise en défaut puisque, à paramètres du régime

inchangés, chaque année supplémentaire de service de la pension induit un surcoût financier qui, dans le passé, a été en général mis à la charge des cotisants.

Ce n'est qu'au cours des dernières années que, dans certains pays, des réformes des systèmes de retraite ont explicitement cherché à fixer des règles de calcul de la pension prenant en compte directement sa durée de service, afin de disposer d'un mécanisme de rééquilibrage automatique éliminant le coût financier de l'allongement de l'espérance de vie. La Suède et l'Italie<sup>2</sup> ont par exemple, avec l'introduction du mécanisme des comptes notionnels dans des régimes à cotisations définies par répartition, conçu des formules de calcul de la pension selon lesquelles son montant dépend de l'espérance de vie au moment de la liquidation. D'autres pays se sont indirectement attaqués à ce problème en cherchant à "compenser" l'allongement de l'espérance de vie après 60 ans soit par un allongement de la durée d'assurance requise pour liquider une pension à taux plein, soit par un report de l'âge légal de départ à la retraite.

Un deuxième aspect à propos de l'espérance de vie concerne l'écart d'espérance de vie entre les hommes et les femmes. Les

femmes vivent en moyenne plus longtemps que les hommes et, selon les pays et les périodes, cet écart a eu tendance soit à augmenter, soit à diminuer légèrement. Les projections démographiques les plus récentes montrent qu'il va durablement persister dans le futur. Jusqu'à présent, dans presque tous les pays, les règles de calcul de la pension et/ou les taux de cotisation retraite appliqués aux salaires ne prennent pas en compte le sexe du bénéficiaire. La mutualisation du risque de longévité s'effectue tous sexes confondus, ce qui induit au sein du régime des redistributions de revenus au bénéfice des femmes. Aucun pays n'a remis en cause ce principe de non distinction du sexe des assurés au sein des régimes de retraite collectifs. Néanmoins, avec la généralisation de l'activité des femmes sur le marché du travail qui les conduit à valider de plus en plus des carrières complètes, on peut se demander quelle est l'ampleur de la redistribution interne des revenus provoquée par l'écart d'espérance de vie et à quelles conditions elle peut continuer à être "acceptable".

On va chercher à illustrer ces différents aspects liés à l'espérance de vie à partir des projections réalisées pour le régime des fonctions publiques territoriales et hospitalières, la CNRACL.

2 Cf. *Questions Retraite* n°99-21 "La réforme du système de retraite suédois : l'apparition d'un nouveau modèle de réforme?". Septembre 1999. Laurent VERNIÈRE.

*Questions Retraite* n°2001-43 "Suède : les récents développements de la réforme du système de retraite". Octobre 2001. Laurent VERNIÈRE.

*Questions Retraite* n°99-22 "La réforme du système de retraite en Italie". Octobre 1999. Laurent VERNIÈRE.

*Questions Retraite* n°2002-45 "Italie : le rapport Brambilla sur l'évaluation de la réforme du système de retraite". Janvier 2002. Laurent VERNIÈRE.

Avant de décomposer les contributions respectives de l'écart d'espérance de vie entre les hommes et les femmes et de l'allongement de l'espérance de vie sur le nombre de retraités, les pensions versées et les taux de cotisation, on rappellera les principales évolutions sur une longue période de l'espérance de vie pour apprécier comment varie la durée de versement des pensions.

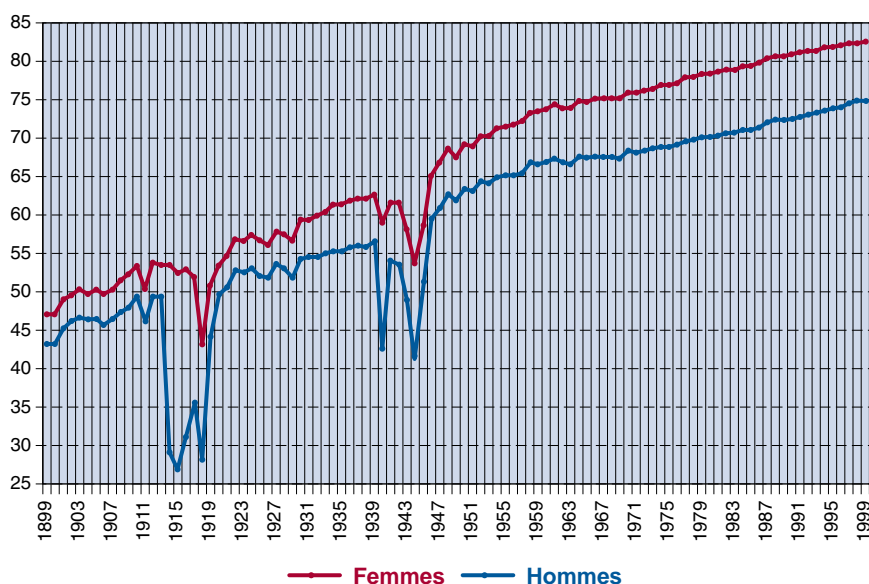
## L'évolution de l'espérance de vie en France au cours du vingtième siècle.

### a) L'espérance de vie à la naissance.

En un siècle, de 1899 à 1999, l'espérance de vie à la naissance a augmenté de 31,7 années pour les hommes et de 35,6 années pour les femmes. Ces gains considérables traduisent bien l'ampleur de l'allongement de la vie : pour les hommes, l'espérance de vie à la naissance a dépassé 50 ans en 1921, 60 ans en 1947 et 70 ans en 1979 ; pour les femmes, ces seuils ont été franchis en 1903, 1933 et 1952 et 80

ans en 1987. Les deux guerres mondiales ont fait temporairement chuter ces espérances de vie mais le mouvement a été croissant tout au long du vingtième siècle. Les gains ont été du même ordre de grandeur pendant les deux premiers quarts de siècle puis ont ralenti durant les deux derniers, le ralentissement étant beaucoup plus marqué pour les femmes dans les deux dernières décennies. Au total, en moyenne, l'allongement de l'espérance de vie à la naissance a été de l'ordre de 1,6 trimestre par an pendant la première moitié du 20<sup>ème</sup> siècle puis d'environ un trimestre par an dans le dernier quart de siècle.

France. 1899-1999. Espérance de vie à la naissance (années).



Source : INSEE.

## Gains d'espérance de vie à la naissance par quart de siècle.

	Hommes	Femmes
• 1899 - 1924	+ 9,7 années	+ 10,5 années
• 1924 - 1949	+ 9,1 années	+ 10,1 années
• 1949 - 1974	+ 6,8 années	+ 9,2 années
• 1974 - 1999	+ 6,1 années	+ 5,8 années
• <b>Total</b>	<b>+ 31,7 années</b>	<b>+ 35,6 années</b>

### b) L'espérance de vie à 60 ans.

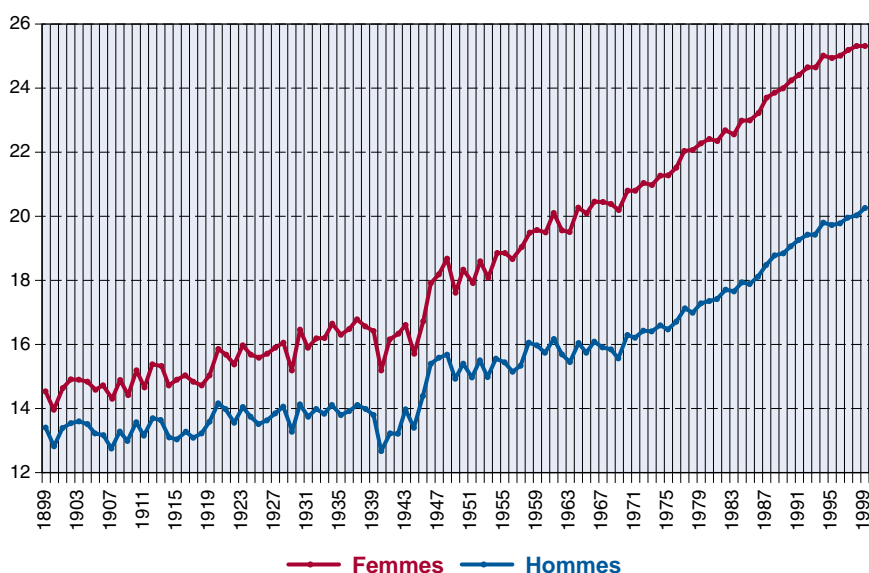
L'évolution de l'espérance de vie à 60 ans montre un profil différent. D'abord modestes dans la première moitié du 20<sup>ème</sup> siècle, les gains d'espérance de vie à 60 ans se sont accélérés après la seconde guerre mondiale, d'abord pour les femmes puis ensuite également pour les hommes dans

le dernier quart de siècle. À présent, plus de 60 % des gains d'espérance de vie à la naissance sont obtenus par une diminution des taux de mortalité après 60 ans. En moyenne, l'espérance de vie à 60 ans a augmenté au rythme d'environ 1,8 mois par an au cours du dernier quart de siècle.

Si l'on considère que l'assurance vieillesse a été généralisée

après 1946, on observe qu'en un demi-siècle, l'espérance de vie à 60 ans s'est accrue de 5,4 années pour les hommes et de 7,7 années pour les femmes. On obtient ainsi une évaluation de l'allongement de la durée moyenne de service des pensions au moment de la liquidation et du défi que cette tendance impose à la régulation des régimes de retraite.

## France. 1899-1999. Espérance de vie à 60 ans (années).



Source : INSEE.

## Gains d'espérance de vie à 60 ans par quart de siècle.

	Hommes	Femmes
• 1899 - 1924	+ 0,3 année	+ 1,2 années
• 1924 - 1949	+ 1,2 années	+ 2,0 années
• 1949 - 1974	+ 1,7 années	+ 3,7 années
• 1974 - 1999	+ 3,7 années	+ 4,0 années
• <b>Total</b>	<b>+ 6,9 années</b>	<b>+ 10,9 années</b>

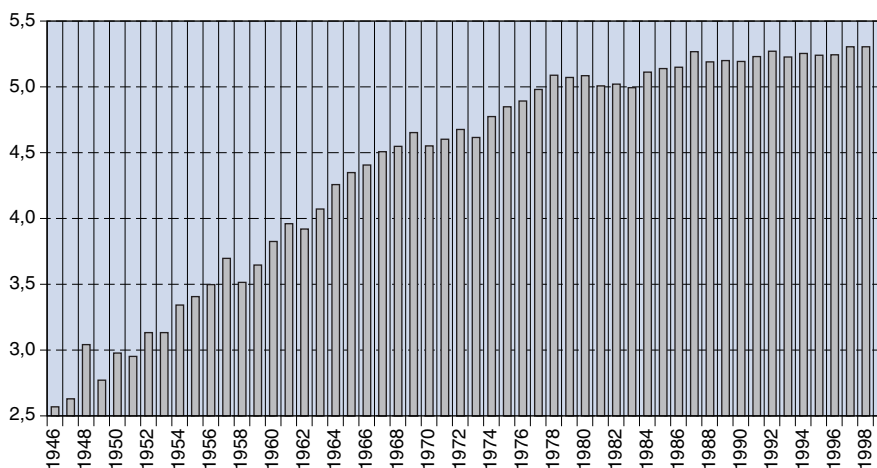
### c) L'écart d'espérance de vie à 60 ans entre les hommes et les femmes.

Cet écart a doublé depuis 1946 en raison des gains d'espérance

de vie plus rapides pour les femmes. Il dépasse à présent 5 années, ce qui donne la mesure de la différence de durée moyenne de service des pensions servies après 60 ans. On peut re-

marquer toutefois que l'écart d'espérance de vie s'est quasiment stabilisé depuis deux décennies.

## France. 1946-1999. Ecart d'espérance de vie à 60 ans entre les hommes et les femmes (années).



## **2** L'évolution de l'espérance de vie en projection jusqu'en 2050.

Selon les projections de population les plus récentes réalisées par l'INSEE, l'espérance de vie devrait continuer à augmenter d'ici 2050, à un rythme qui de-

vrait toutefois progressivement ralentir. On devrait enregistrer des gains un peu plus rapides pour les hommes. L'espérance de vie à la naissance devrait, en moyenne, progresser de 2 mois par an et l'espérance de vie à 60 ans de 1,6 mois par an. Ainsi, 80 % des gains d'espérance de vie

auraient lieu après 60 ans, ce qui va contribuer à allonger la durée moyenne de service des pensions des nouveaux liquidants.

### France. 2000-2050. Gains d'espérance de vie (années).

	Espérance de vie à la naissance		Espérance de vie à 60 ans	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
• 2000 - 2010	2,1 années	2,0 années	1,5 années	1,5 années
• 2010 - 2020	1,9 années	1,8 années	1,4 années	1,4 années
• 2020 - 2030	1,8 années	1,6 années	1,4 années	1,3 années
• 2030 - 2040	1,7 années	1,4 années	1,3 années	1,2 années
• 2040 - 2050	1,6 années	1,3 années	1,3 années	1,1 années
• <b>Total</b>	<b>9,1 années</b>	<b>8,1 années</b>	<b>6,9 années</b>	<b>6,5 années</b>

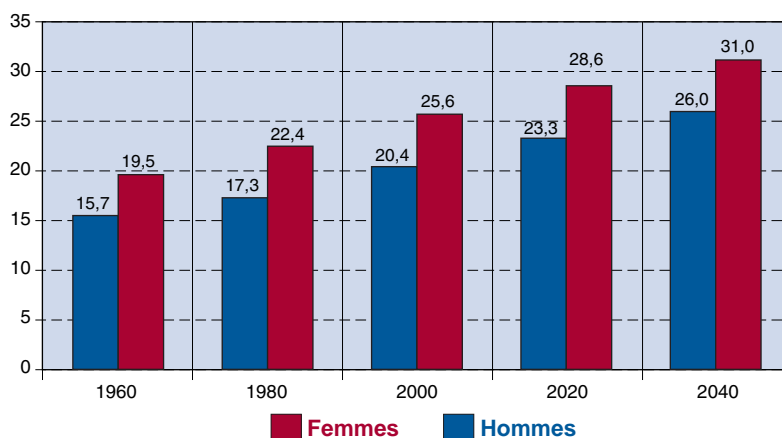
Source : INSEE.

Entre 1960 et 2040, les hommes et les femmes devraient enregis-

trer une progression moyenne de plus de 10 ans de leur espérance

de vie à 60 ans.

### France. 1960-2040. Espérance de vie à 60 ans (années).

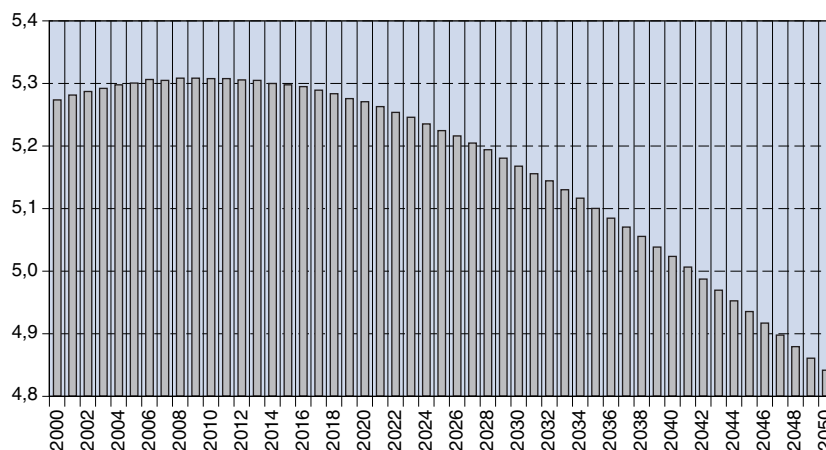


L'écart d'espérance de vie à 60 ans entre les hommes et les femmes, après avoir atteint son

maximum au cours des deux dernières décennies, devrait diminuer d'environ une demi-année

au cours des 50 prochaines années.

## France. 2000-2050. Ecart d'espérance de vie à 60 ans entre les hommes et les femmes (années).



### **3** L'impact de la longévité sur un régime de retraite : l'exemple de la CNRACL.

Comme on l'a noté, l'espérance de vie à 60 ans devrait augmenter en moyenne de 6,5 à 6,9 années au cours des 50 prochaines années et l'écart d'espérance de vie entre les hommes et les femmes être voisin de 5 années. La question posée est d'essayer d'isoler l'effet de ces perspectives démographiques sur les comptes d'un régime de retraite, la CNRACL, afin de distinguer dans l'évolution des charges du régime celles résultant de l'arrivée massive de nouveaux

retraités à partir de 2005 de celles résultant du vieillissement individuel.

#### **a) Les principales caractéristiques de la CNRACL en 2000.**

La CNRACL est le régime de retraite des fonctions publiques territoriale et hospitalière. C'est un régime spécial couvrant les risques vieillesse et invalidité, de droit direct et de droit dérivé, dont la législation relève du code des pensions. On ne va s'intéresser dans la suite qu'aux retraités de droit direct percevant une pension de vieillesse, laissant de côté les populations

de bénéficiaires de pensions d'invalidité et de droit dérivé.

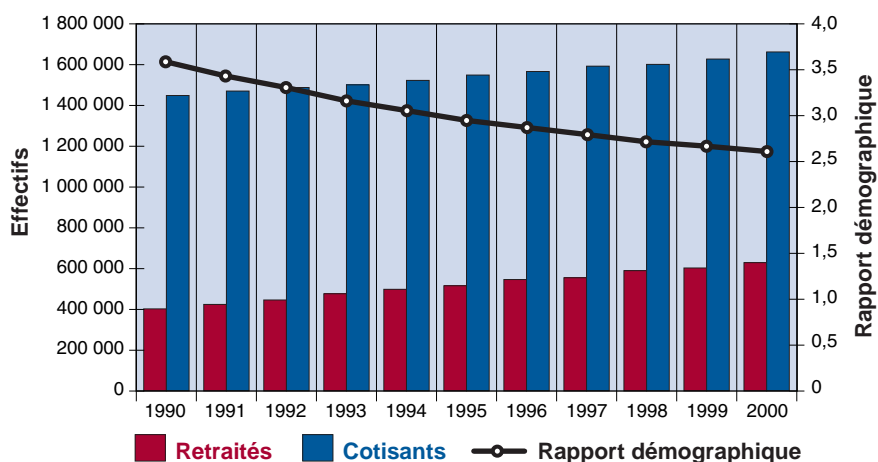
Au 31 décembre 2000, la CNRACL a versé 642 939 pensions, en accroissement de 3,7 % par rapport à 1999. La population en pension vieillesse de droit direct est largement majoritaire dans la population totale des pensionnés en regroupant 69,8 % de l'effectif (soit 448 804), contre 12,4 % pour les droits directs en invalidité (soit 79 658) et 17,8 % pour les droits dérivés (soit 114 477). L'âge moyen de la population pensionnée s'établit à 67,4 ans et la part des femmes représente 70,8 % de l'effectif.

Le régime compte 1 678 537 actifs cotisants en 2000, en progression de 2,5 % par rapport à 1999 et le rapport démogra-

phique est de 2,62. Ce rapport diminue d'année en année bien qu'il soit l'un des plus élevés par rapport aux autres régimes. Les

agents de sexe féminin représentent 65,2 % de la population active de la CNRACL.

## 1990 à 2000. Effectifs et rapport démographique de la CNRACL.



Le total des charges de la CNRACL s'établit à 10,31 Md€ en 2000, en augmentation de 2,7 % par rapport à 1999. Les prestations (pensions et accessoires), qui représentent 70 % des emplois du régime, s'élèvent à 7,12 Md€ dont 5,5 Md€ pour les pensions vieillesse de droit direct. L'ensemble des produits atteint 10,14 Md€ en 2000, soit 5 % de plus qu'en 1999. Avec 9,77 Md€, les cotisations sont la principale source de revenu du régime.

### b) Les évolutions en projection de 2001 à 2040.

La projection des comptes de la CNRACL, à législation inchan-

gée, reprend l'ensemble des hypothèses macro-économiques utilisées pour les travaux réalisés à l'occasion de la préparation du premier rapport du Conseil d'orientation des retraites (COR). Seule diffère l'utilisation de tables de mortalité plus récentes puisque la projection des différentes cohortes de cotisants et de retraités du régime a été faite à l'aide des tables de mortalité prospectives élaborées par l'INSEE pour la nouvelle projection de la population française. Cela signifie qu'en matière d'espérance de vie, les populations gérées par la CNRACL ont en projection les mêmes caractéristiques que celles de la po-

pulation française telles qu'elles ont été présentées dans le chapitre précédent.

Les principales hypothèses économiques utilisées pour réaliser le compte central de la projection sont les suivantes :

- L'effectif des cotisants croît jusqu'en 2007 puis est stable de 2008 à 2040,
- Le salaire brut moyen croît au taux annuel de 1,8 % à partir de 2006,
- Les pensions sont revalorisées selon l'indice des prix à la consommation.



On connaît par ailleurs la population de retraités (hommes et femmes) du régime, détaillée par âges supérieurs à 55 ans. Dans le compte central, cette population "vieillit" comme la population française : pour connaître les survivants d'une cohorte d'une année sur l'autre, on applique les tables de mortalité prospectives.

Pour décomposer les deux effets relatifs à l'espérance de vie, d'une part l'écart hommes-femmes et, d'autre part, l'allongement, deux variantes ont été construites en modifiant, par rapport au compte central, les hypothèses relatives à la mortalité des populations âgées de 55 ans et plus :

- la variante V1 permet d'éliminer les deux effets relatifs à l'espérance de vie. Pour cela, sur la période de projection 2001-2040, on applique à la population masculine et à la population féminine de plus

de 55 ans la table de mortalité des hommes de l'année 2001. Cela signifie d'une part qu'il n'y a pas de gains d'espérance de vie pour les hommes et les femmes sur la période de projection et, d'autre part, que les femmes ont la même mortalité que les hommes, c'est-à-dire la même espérance de vie à tous les âges à partir de 55 ans que les hommes. En notant  $TM_{i,t}^s$  les taux de mortalité selon le sexe  $s$  ( $s = h$  pour hommes,  $s = f$  pour femmes), l'âge  $i$  ( $i = 55, 56, 57...$ ) et  $t$  l'année, les hypothèses de la variante V1 s'écrivent :

$$TM_{i,t}^h = TM_{i,2001}^h$$

$$\forall i = 55, 56, 57... \text{ et } \forall t \geq 2001$$

$$TM_{i,t}^f = TM_{i,2001}^f$$

$$\forall i = 55, 56, 57... \text{ et } \forall t \geq 2001$$

- la variante V2 est construite pour mesurer, d'une part, par comparaison avec la variante V1, l'effet de l'écart d'espé-

rance de vie entre les hommes et les femmes et, d'autre part, par comparaison avec le scénario central, l'effet de l'allongement de l'espérance de vie. Pour cela, sur la période de projection 2001-2040, on applique à la population masculine et à la population féminine de plus de 55 ans leurs tables de mortalité respectives de l'année 2001, soit avec les notations précédentes :

$$TM_{i,t}^h = TM_{i,2001}^h$$

$$\forall i = 55, 56, 57... \text{ et } \forall t \geq 2001$$

$$TM_{i,t}^f = TM_{i,2001}^f$$

$$\forall i = 55, 56, 57... \text{ et } \forall t \geq 2001$$

En notant SC le compte central, on obtient la décomposition des effets espérance de vie par différence entre les variantes et le compte central. Cette formulation permet également de mesurer la contribution de chaque sexe dans la décomposition.

## Décomposition des effets espérance de vie.

• Projection hors effets espérance de vie	V1
• Mesure de l'écart d'espérance de vie hommes-femmes	V2 - V1
• Mesure de l'effet de l'allongement de l'espérance de vie	SC - V2
• <b>Total = scénario central</b>	<b>SC</b>

Dans l'interprétation du tableau précédent, il convient de noter deux points :

- L'écart d'espérance de vie entre les hommes et les femmes est mesuré par l'écart de taux de mortalité observé en 2001, pour tous les âges supérieurs à 55 ans. Il est donc constant sur la période de projection. La contribution de cet effet va donc dépendre, de 2001 à 2040, du poids et de la structure par âge des femmes dans la population des retraités de droit direct.
- La contribution de l'effet allongement de l'espérance de vie (hommes et femmes) augmente au cours du temps puisque la comparaison se fait par rapport à l'année 2001.

C'est pourquoi, pour bien visualiser l'évolution sur la période de projection de la contribution de chaque effet sur une variable représentative du régime, la décomposition est présentée dans un premier temps en différences annuelles pour calculer la contribution annuelle. Ces différences annuelles sont ensuite cumulées pour mesurer la variation par rapport à 2001. Cette décomposition est présentée pour les trois variables du régime : d'abord l'effectif des retraités de droit direct puisque les variations de l'espérance de vie ont des consé-

quences sur la démographie du régime, ensuite les prestations vieillesse de droit direct qu'ils perçoivent et, enfin, le taux de cotisation apparent, c'est-à-dire le taux nécessaire pour financer ces prestations. Pour chacune de ces variables, deux graphiques sont présentés et commentés : les différences annuelles des contributions  $V1_t$ ,  $(V2 - V1)_t$ ,  $(SC - V2)_t$ , dont la somme est égale à  $SC_t$ , le cumul sur la période de projection de ces différences qui mesure la variation par rapport à 2001. À ces graphiques est joint un tableau récapitulatif donnant la répartition en pourcentage de chaque effet.

### c) L'impact de l'espérance de vie sur l'effectif de retraités de droit direct.

Dans le scénario central, l'effectif des retraités de droit direct devrait être multiplié par 2 entre 2001 et 2015 et augmenter à nouveau de 80 % entre 2015 et 2040. Cette forte croissance s'explique, d'une part, par des entrées nombreuses en début de période (effet "baby boom") et, d'autre part, par l'impact des deux effets espérance de vie étudiés.

- La variante V1 permet de représenter l'évolution, entre 2001 et 2040, de la population des retraités de droit direct, à

espérance de vie constante à partir de 55 ans et identique pour les hommes et les femmes. Les différences annuelles de la variante V1 mesurent en conséquence les entrées "nettes" dans le régime, c'est-à-dire les entrées de nouveaux retraités moins les décès qui auraient eu lieu avec les tables de mortalité de 2001 et identiques pour les hommes et les femmes.

- L'écart  $V2 - V1$  mesure l'effectif de retraités "supplémentaires" en raison, à chaque âge après 55 ans, d'une espérance de vie plus longue des femmes par rapport aux hommes,
- L'écart  $SC - V2$  mesure l'effectif de retraités "supplémentaires" en raison de l'allongement de l'espérance de vie, à chaque âge après 55 ans, par rapport à 2001.

La décomposition de l'évolution de l'effectif des retraités apporte plusieurs enseignements :

- les entrées "nettes" hors espérance de vie sont d'abord fortement croissantes jusqu'en 2011 (elles augmentent de 87 % passant de 19 072 en 2002 à 35 622 en 2011) puis elles diminuent lentement jusqu'en 2025 puis rapidement après cette date (graphique 1).

Jusqu'en 2015, la part des entrées "nettes" dans l'augmentation annuelle de l'effectif des retraités dépasse 75 %. C'est la traduction de l'arrivée à l'âge de la retraite des générations du baby boom. Après 2030, cette part diminue rapidement pour ne représenter en 2040 que 18,5 % de l'augmentation du nombre de retraités,

- l'accroissement de l'effectif des retraités tend à ralentir à

partir de 2012 mais ce ralentissement est atténué à cause de l'impact des deux effets espérance de vie qui "ajoutent" des retraités supplémentaires. Par exemple, l'augmentation de l'effectif des retraités entre 2001 et 2020 (graphique 2), est due pour 15,1 % à l'écart d'espérance de vie entre les hommes et les femmes et pour 6,8 % à l'allongement de l'espérance de vie. En 2040 par rapport à 2001, ces contributions sont respectivement de

17,3 % et 19,2 %, c'est-à-dire que plus d'un tiers de l'augmentation de l'effectif des retraités entre 2001 et 2040 résulte des effets espérance de vie. En outre, en 40 années, le seul effet allongement de l'espérance de vie contribue à hauteur d'un cinquième à l'augmentation du nombre de retraités.

## Décomposition de l'augmentation de l'effectif de retraités entre 2001 et 2040.

<b>Augmentation du nombre de retraités entre 2001 et 2040</b>	<b>1 330 971</b>
• Entrées "nettes"	845 035
• Effet écart d'espérance de vie hommes/femmes	230 429
• Effet allongement de l'espérance de vie	255 507
- hommes	93 346
- femmes	162 071

Compte tenu du profil temporel des entrées "nettes" hors espérance de vie qui sont nombreuses dans la première moitié de la période de projection et de l'impact plus fort des effets espérance de vie dans la deuxième moitié, on doit s'attendre après 2015 à une augmentation de l'âge moyen de l'effectif des re-

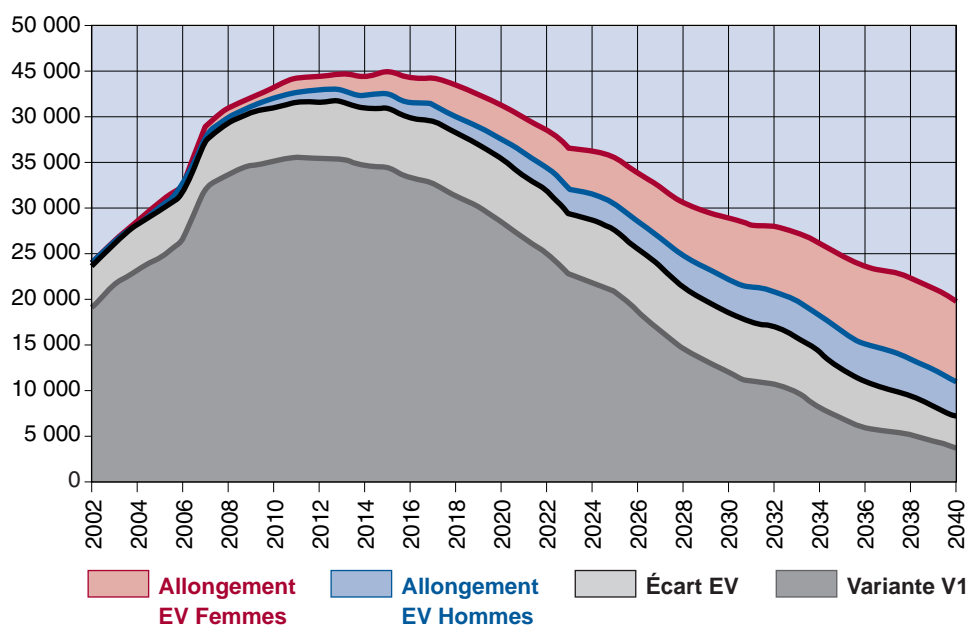
traités de droit direct, qui est la traduction de l'effet "longévité" des bénéficiaires. Mais cette augmentation de l'âge moyen sera également synonyme, malgré l'allongement de l'espérance de vie, d'une diminution de l'espérance de vie moyenne de l'effectif de retraités : des retraités en moyenne plus âgés ont en

effet une espérance de vie moyenne plus faible. Au total, cela signifie que la durée moyenne de service des pensions, mesurée par l'espérance de vie moyenne, devrait diminuer dans la deuxième partie de la projection (2020-2040).

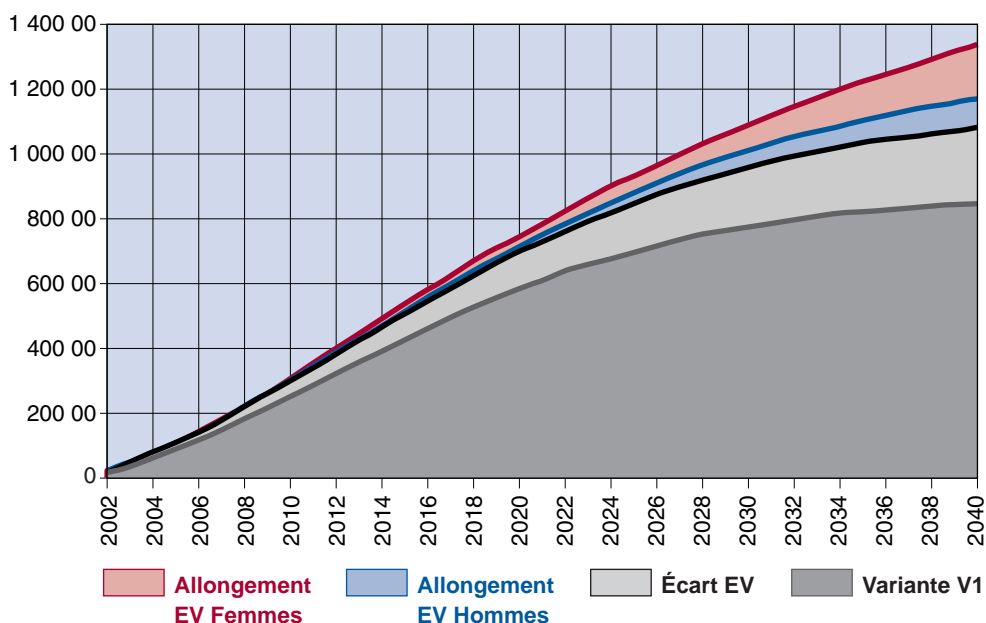
CNRACL. Effectif de retraités de droit direct.  
CNRACL. Retraites de droit direct. Contribution en % des différents effets.

	Effet V1	Effet V2 - V1 (écart EV)	Effet SC - V2 (allongement EV Hommes)	Effet SC - V2 (allongement EV Femmes)	Total
<b>Différences annuelles</b>					
• 2005	81,0 %	16,8 %	1,0 %	1,2 %	100 %
• 2010	81,3 %	13,8 %	2,1 %	2,8 %	100 %
• 2015	76,7 %	14,5 %	3,6 %	5,2 %	100 %
• 2020	69,1 %	16,5 %	5,7 %	8,7 %	100 %
• 2030	41,7 %	22,7 %	13,0 %	22,6 %	100 %
• 2040	18,5 %	16,1 %	20,9 %	44,5 %	100 %
<b>Cumul par rapport 2001</b>					
• 2005	81,0 %	17,8 %	0,6 %	0,7 %	100 %
• 2010	81,6 %	15,5 %	1,3 %	1,6 %	100 %
• 2015	80,4 %	14,9 %	2,0 %	2,7 %	100 %
• 2020	78,1 %	15,1 %	2,8 %	4,0 %	100 %
• 2030	71,2 %	16,6 %	4,8 %	7,5 %	100 %
• 2040	63,5 %	17,3 %	7,0 %	12,2 %	100 %

Graphique 1. 2002-2040. Différences annuelles.



Graphique 2. 2002-2040. Cumul des différences annuelles.



**d) L'impact de l'espérance de vie sur les prestations vieillesse de droit direct versées par la CNRACL.**

Par rapport aux évolutions des effectifs de retraités, celles des prestations vieillesse de droit direct incorporent l'effet de la pension moyenne de chaque cohorte (hommes et femmes) et conduisent à un profil légèrement différent.

- Les différences annuelles des prestations vieillesse hors espérance de vie (V1) doublent entre 2001 et 2017, année où elles atteignent un maximum de 0,72 Md€. Par la suite, elles

diminuent lentement et sont quasiment stables durant la dernière décennie de la projection. C'est l'illustration de l'impact des nombreuses entrées "nettes" en début de période,

- Les deux effets espérance de vie prennent ensuite le relais puisque, après 2020, leur contribution aux différences annuelles dépassent 25 %. Ils "ajoutent" des retraités supplémentaires aux différents âges et, donc, des prestations supplémentaires : il en résulte une progression des prestations vieillesse voisine 0,9 Md€ par an entre 2017 et

2030 et dépassant 1 Md€ après 2038.

- En cumul, les prestations vieillesse devraient augmenter de 32,3 Md€ entre 2001 et 2040 : l'écart d'espérance de vie entre les hommes et les femmes devrait contribuer à hauteur de 4,2Md€ et l'allongement de l'espérance de vie pour 4,8 Md€, la progression hors espérance de vie s'établissant à 23,3 Md€. En 2040, 28 % de l'augmentation des charges de prestations ont pour origine les effets espérance de vie.

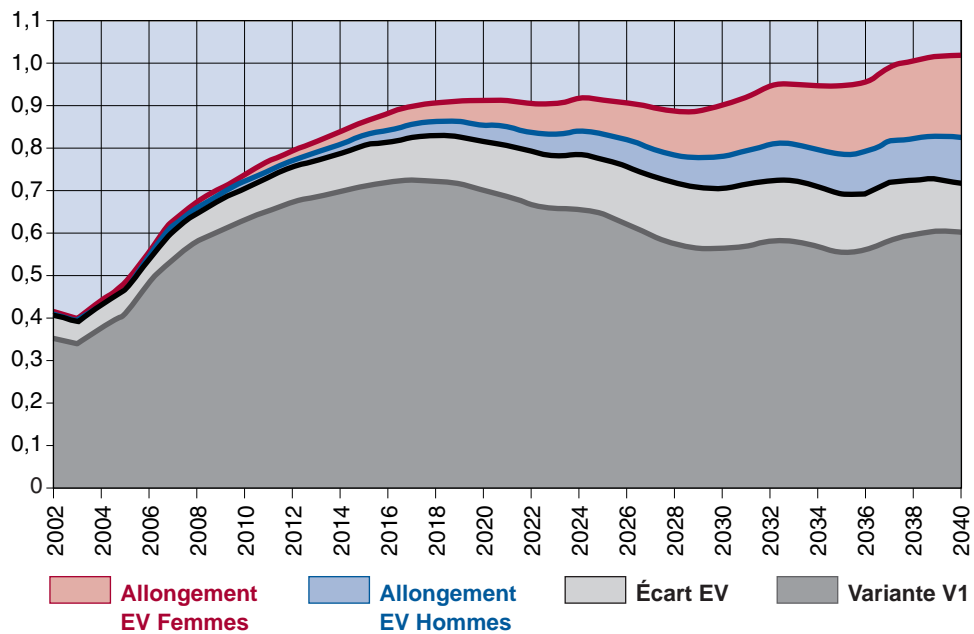
Décomposition de l'augmentation des prestations vieillesse entre 2001 et 2040.

<b>Augmentation des prestations vieillesse entre 2001 et 2040</b>	<b>32,3 Md€</b>
• Entrées "nettes"	23,3 Md€
• Effet écart d'espérance de vie hommes/femmes	4,2 Md€
• Effet allongement de l'espérance de vie	4,8 Md€
- hommes	1,9 Md€
- femmes	2,9 Md€

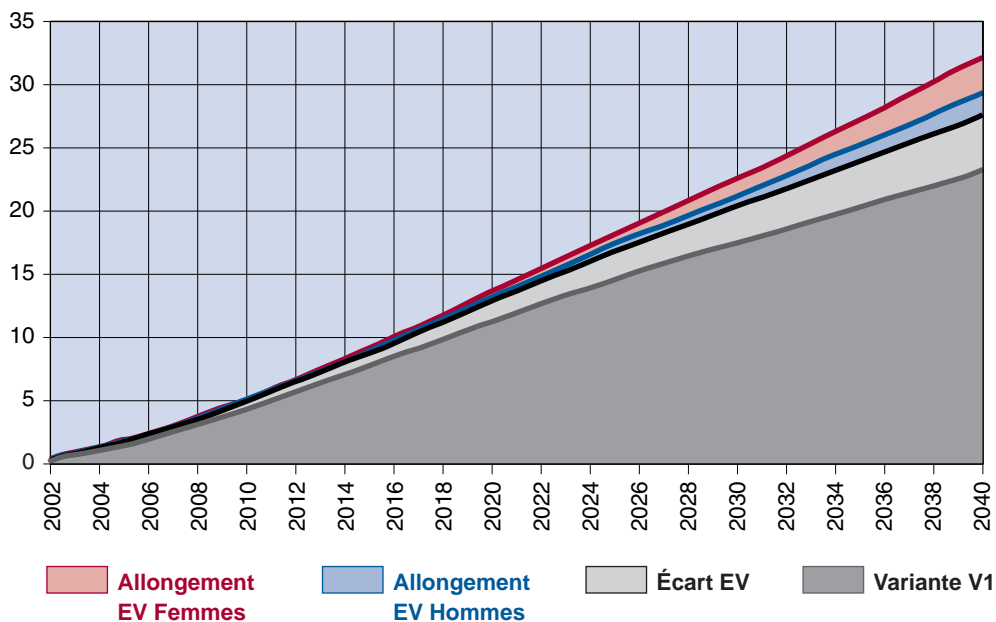
CNRACL. Prestations vieillesse de droit direct.  
 Contribution en % des différents effets.

	Effet V1	Effet V2 - V1 (écart EV)	Effet SC - V2 (allongement EV Hommes)	Effet SC - V2 (allongement EV Femmes)	Total
<b>Différences annuelles</b>					
• 2005	85,5 %	12,5 %	1,0 %	1,0 %	100 %
• 2010	85,6 %	10,5 %	1,8 %	2,1 %	100 %
• 2015	82,2 %	11,2 %	2,9 %	3,7 %	100 %
• 2020	76,9 %	12,8 %	4,4 %	5,9 %	100 %
• 2030	62,4 %	16,0 %	8,4 %	13,2 %	100 %
• 2040	58,9 %	11,8 %	10,5 %	18,8 %	100 %
<b>Cumul par rapport 2001</b>					
• 2005	85,8 %	12,9 %	0,6 %	0,6 %	100 %
• 2010	86,0 %	11,5 %	1,2 %	1,3 %	100 %
• 2015	85,0 %	11,2 %	1,8 %	2,1 %	100 %
• 2020	83,1 %	11,5 %	2,4 %	3,0 %	100 %
• 2030	77,4 %	12,8 %	4,1 %	5,7 %	100 %
• 2040	72,1 %	13,2 %	5,8 %	9,0 %	100 %

Graphique 1. 2002-2040. Différences annuelles (Md€).



Graphique 2. 2002-2040. Cumul des différences annuelles (Md€).



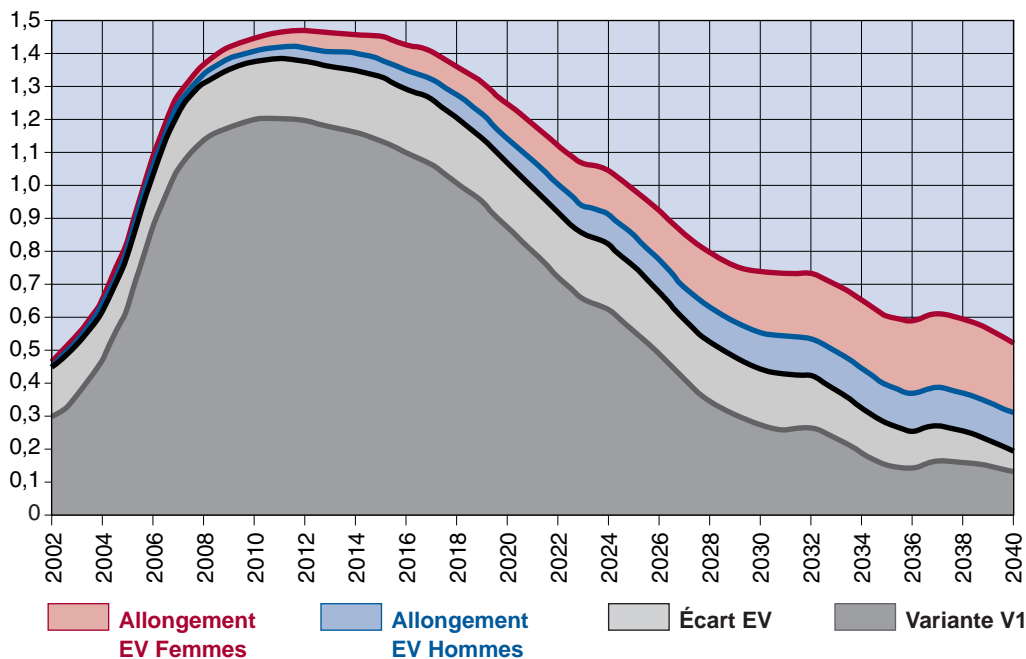
## e) L'impact de l'espérance de vie sur le taux de cotisation apparent.

Le taux de cotisation apparent est le rapport entre les prestations vieillesse de droit direct et la masse salariale brute. C'est le taux de cotisation nécessaire pour financer ces prestations. Sur la période de projection, compte tenu de l'hypothèse de stabilité de l'effectif des cotisants après 2008, la masse salariale brute n'augmente qu'au

rythme de progression du salaire moyen. L'augmentation des prestations vieillesse étant beaucoup plus rapide que la masse salariale, le taux de cotisation apparent devrait continûment être augmenté d'ici 2040, à législation inchangée :

- Comme le montre le graphique des différences annuelles, le taux de cotisation, hors effets espérance de vie, devrait fortement augmenter dans chacune des 20 prochaines années, passant d'un rythme de + 0,3 point en 2002 à + 1,2 points en 2011 et + 1 point en 2018. Après 2020, les augmentations annuelles du taux de cotisation devraient ralentir et être inférieures à 0,2 point par an après 2032,
- Les deux effets espérance de vie viendront alourdir les prélèvements puisqu'après 2020, ils devraient représenter entre 0,4 et 0,5 point supplémentaire par an.

Graphique 1. 2002-2040. Taux de cotisation apparent.  
Différences annuelles (en points).



En cumul, le taux de cotisation apparent devrait augmenter de

38,8 points entre 2001 et 2040 pour financer les prestations

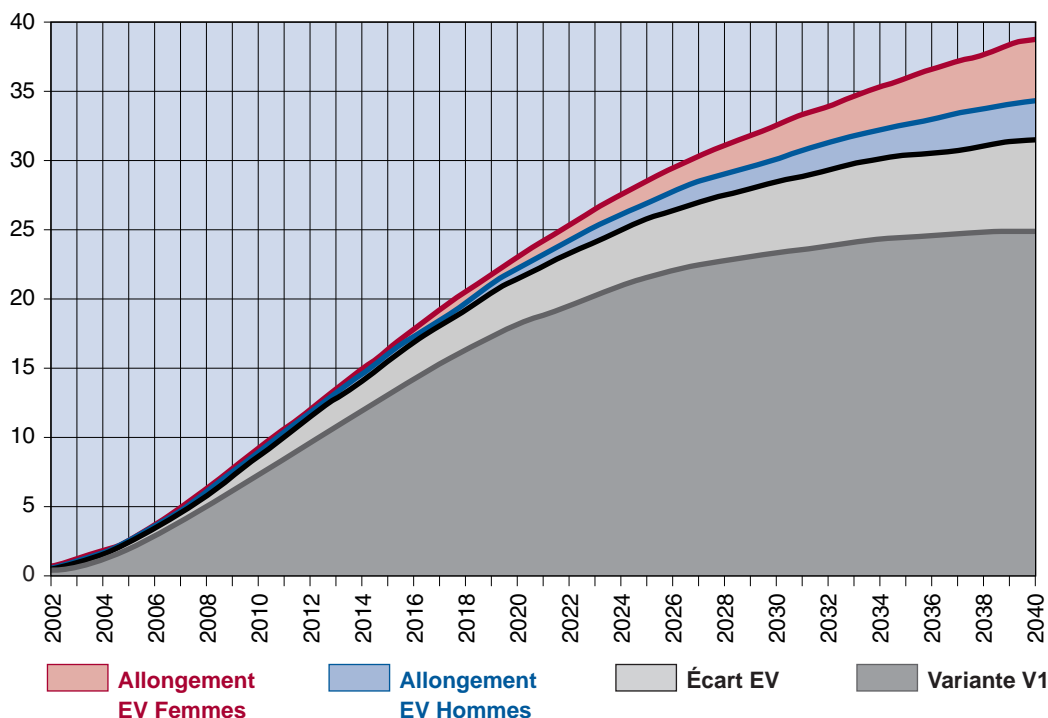
vieillesse de droit direct : les entrées "nettes" hors espérance de



vie contribueraient pour 25 points  
tandis que les deux effets espé-

rance de vie ajouteraient 13,8  
points supplémentaires.

Graphique 2. 2002-2040. Taux de cotisation apparent.  
Cumul des différences annuelles (en points).



Décomposition de l'augmentation du taux de cotisation entre 2001 et 2040.

<b>Augmentation du taux de cotisation entre 2001 et 2040</b>	<b>+ 38,8 points</b>
• Entrées "nettes" (V1)	+ 25,0 points
• Effet écart d'espérance de vie hommes/femmes	+ 6,5 points
• Effet allongement de l'espérance de vie	+ 7,3 points
- hommes	+ 2,8 points
- femmes	+ 4,5 points

En raisonnant en moyenne sur la période 2001-2040, l'allongement de l'espérance de vie induirait une augmentation du

taux de cotisation apparent de **0,19 point par an, soit de l'ordre d'un point tous les cinq ans** : c'est la traduction du "coût" du vieillissement

individuel. L'écart d'espérance de vie entre les hommes et les femmes contribuerait à hauteur de 0,8 point tous les cinq ans.

## 4 Une évaluation de la valeur des engagements de la CNRACL envers ses retraités.

Les résultats précédents suggèrent que la population des retraités devrait subir de profondes transformations en raison de deux événements démographiques. En premier lieu, les nombreuses liquidations liées aux générations du baby boom pendant les deux premières décennies de la projection vont fortement accroître les effectifs de pensionnés. Ensuite, l'allongement de l'espérance de vie devrait, après 2020, modifier la composition par âge de cette population et augmenter la part des plus âgés. Face à ses perspectives qui conduisent, à législation inchangée, à d'importants besoins de financement que traduisent les augmentations de taux de cotisation nécessaires pour financer les charges, la vision annualisée des évolutions apparaît insuffisante : il est important en effet d'essayer de mesurer les engagements du régime pour repérer les points d'inflexion et apprécier à quelles conditions ils sont "soutenables".

En France, les évaluations des engagements des régimes de re-

traite sont rares et il n'y a jusqu'à présent aucune obligation légale de réaliser régulièrement le calcul de ce type d'agrégat. Une bonne pratique de la gestion et du pilotage des régimes de retraite exigerait pourtant que les projections financières annuelles soient complétées par la mesure des engagements. Ces engagements sont équivalents à un "passif social" (ou "dette sociale") qui, dans les régimes par répartition sera financé (ou "remboursé") par les cotisations prélevées dans le futur<sup>3</sup>. Avec la méthode dite "des droits acquis", ils sont égaux à la valeur actualisée des pensions qui devront être versées dans le futur sur la base des droits acquis. Pour les retraités du régime, ces droits acquis sont égaux au montant des pensions qu'ils vont percevoir jusqu'à leur décès. Pour les cotisants actifs, ils sont déterminés sur la base de la carrière accomplie jusqu'à la date de calcul des engagements.

À l'aide des informations relatives à l'espérance de vie qui un indicateur de la durée moyenne de versement des pensions, il est possible de faire une approximation de la valeur non actualisée des engagements de la CNRACL envers ses retraités de droit direct et, donc, de dispo-

ser d'une évaluation d'une partie du passif social du régime, les engagements envers les cotisants actifs n'étant pas calculés. Plus précisément, plusieurs indicateurs ont été calculés :

- L'âge moyen AM de l'effectif des retraités de droit direct<sup>4</sup>,
- Les engagements envers les retraités de droits directs, GR, exprimés en années de service des pensions, égaux au produit des effectifs à chaque âge et de leur espérance de vie à cet âge. Pour une année t donnée, les engagements mesurent le nombre "d'annuités" restant à servir aux retraités présents en t jusqu'à leur décès,
- L'espérance de vie moyenne, EVM, de l'effectif des retraités de droit direct, égale au ratio engagements/effectif,
- Les engagements du régime envers les retraités exprimés en valeur, GRE, calculés en faisant l'hypothèse que les retraités percevront jusqu'à leur décès la pension moyenne servie l'année t de l'évaluation<sup>5</sup>,

3 Cf. Questions Retraite n° 97-04 "La mesure et l'interprétation de l'équivalent patrimonial des droits à la retraite". Juin 1997. Laurent VERNIÈRE.

Questions Retraite n° 97-05 "Une évaluation de l'équivalent patrimonial des droits à la retraite détenu par les retraités en France". Septembre 1997. Laurent VERNIÈRE.

4 L'âge des retraités de la CNRACL est compris entre 32 et 110 ans.

5 Cette hypothèse est une approximation : pour une cohorte donnée, la pension moyenne va évoluer au cours du temps, en fonction du montant de la pension que percevaient ceux qui décèdent. Comme on calcule les engagements à partir de la durée moyenne de versement des pensions via l'espérance de vie, on fait ici l'hypothèse que cette pension moyenne est constante et égale à la pension moyenne de l'effectif de retraités présents l'année de l'évaluation des engagements.

## Notations

On note  $a = \text{âge}$ ,  $E_a = \text{effectif de retraités de droit direct d'âge } a$ ,  $EV_a = \text{espérance de vie à l'âge } a$ ,  $P$  la pension moyenne perçue par l'effectif de retraités de droit direct. Pour alléger les notations, on omet d'indicer les variables en fonction du temps. Les formules suivantes sont exprimées pour l'année  $t$  de l'évaluation.

- Âge moyen AM :

$$AM = \frac{\sum_{a=32}^{a=110} (E_a * a)}{\sum_{a=32}^{a=110} E_a}$$

- Engagements du régime envers les retraités de droit direct, exprimés en années de prestations, GR :

$$GR = \sum_{a=32}^{a=110} (E_a * EV_a)$$

- Engagements du régime, GRE, relatifs aux retraités de droit direct, exprimés en valeur Md€ :

$$GRE = \sum_{a=32}^{a=110} (E_a * EV_a * P)$$

- Espérance de vie moyenne de l'effectif de retraités EVM :

$$EVM = \frac{\sum_{a=32}^{a=110} (E_a * EV_a)}{\sum_{a=32}^{a=110} E_a}$$

Ces indicateurs ont été calculés pour le scénario central SC et pour la variante V2, afin d'évaluer l'impact de l'allongement de l'espérance de vie à tous les âges.

### a) Âge moyen et espérance de vie moyenne de l'effectif des retraités de droit direct.

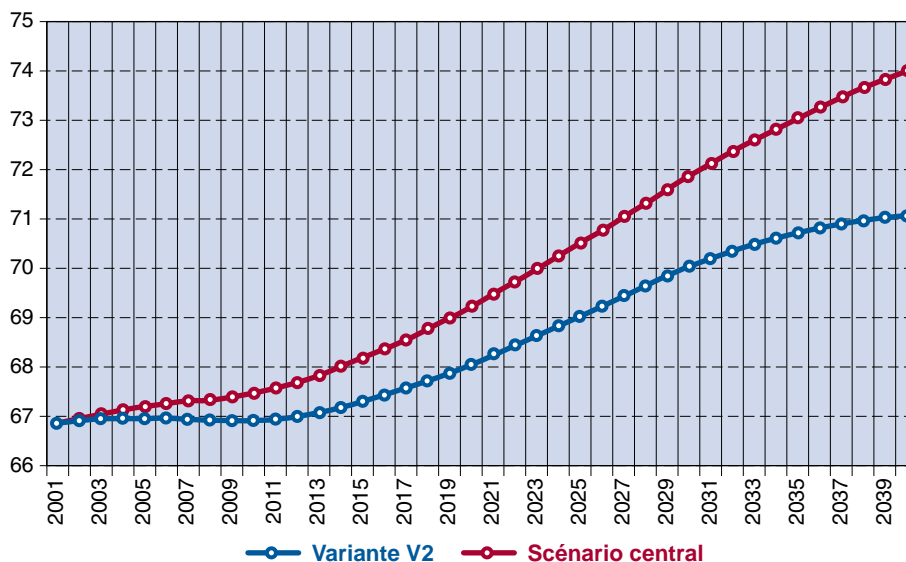
Entre 2001 et 2040, l'effectif des retraités de droit direct de la CNRACL devrait être multiplié par 3,8 et son âge moyen devrait

augmenter de près de 7 ans, passant de 67 ans à 74 ans. En l'absence d'allongement de l'espérance de vie, cet âge moyen n'augmenterait que de 4 ans. Les gains d'espérance de vie seraient donc "responsables" d'environ 60 % du vieillissement de la populations des retraités de la CNRACL.

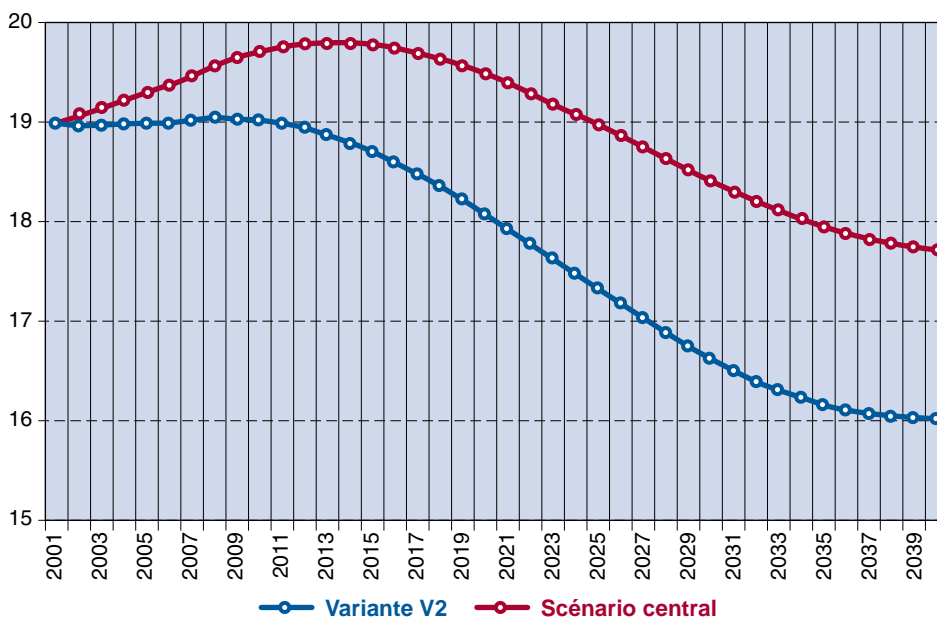
Parallèlement, l'espérance de vie moyenne de cet effectif, c'est-à-dire la durée moyenne de versement des pensions, devrait

augmenter légèrement entre 2001 et 2013 d'environ 0,8 année puis, par la suite, diminuer de 2 ans entre 2014 et 2040. En l'absence de gains d'espérance de vie, l'espérance de vie moyenne de l'effectif diminuerait de 3 ans sur la période de projection. Au total, l'allongement de l'espérance de vie devrait permettre de ralentir de 60 % la baisse de l'espérance de vie moyenne de l'effectif des retraités.

CNRACL. 2001-2040. Âge moyen de l'effectif des retraités de droit direct (années).



CNRACL. 2001-2040. Espérance de vie moyenne de l'effectif des retraités de droit direct (années).



Le "vieillessement" de la population des retraités s'explique par les gains d'espérance de vie, les retraités vont vivre de plus en plus longtemps, mais ces gains ne seront pas suffisants pour compenser la déformation de la structure par âge de cette population qu'impliquera, après 2020, la diminution du nombre de nouveaux liquidants. C'est pourquoi l'espérance de vie moyenne de l'effectif devrait diminuer après 2015.

La diminution de l'espérance de vie moyenne apparaît comme une "bonne nouvelle" pour le pilotage du régime puisqu'elle signifie une durée moyenne de versement des pensions plus

faible et, donc, un ralentissement des engagements.

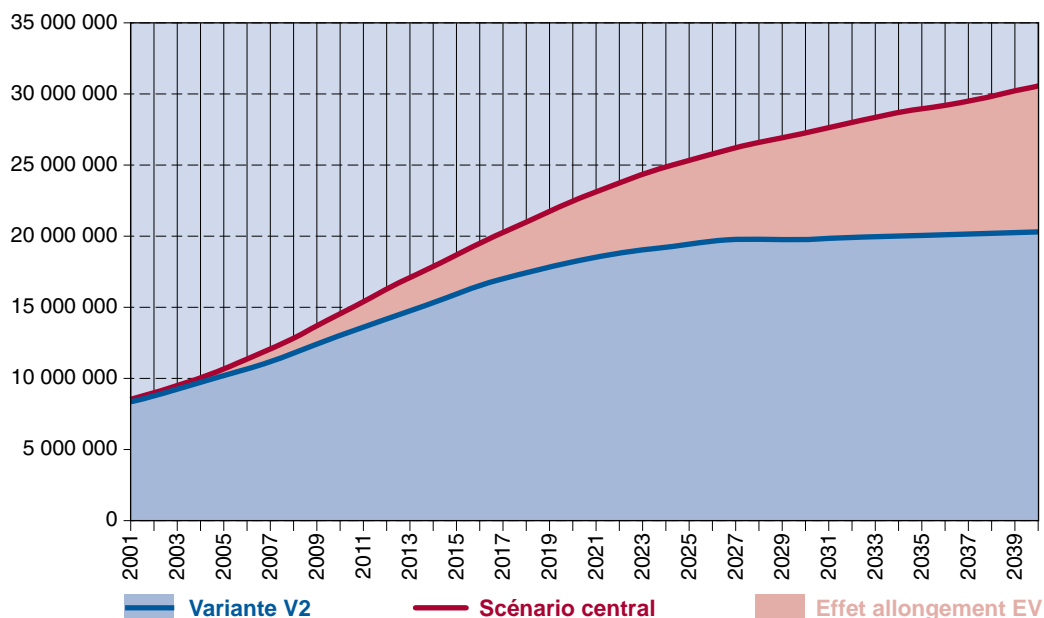
## b) La valeur des engagements du régime envers ses retraités.

Rappelons que les engagements du régime ne mesurent qu'une partie du passif social puisque la valeur des droits acquis par les cotisants actifs n'a pas été comptabilisée. Par ailleurs, le calcul a été réalisé sans actualisation. C'est pourquoi l'interprétation doit moins s'attacher aux valeurs absolues qu'aux tendances. Deux indicateurs sont proposés :

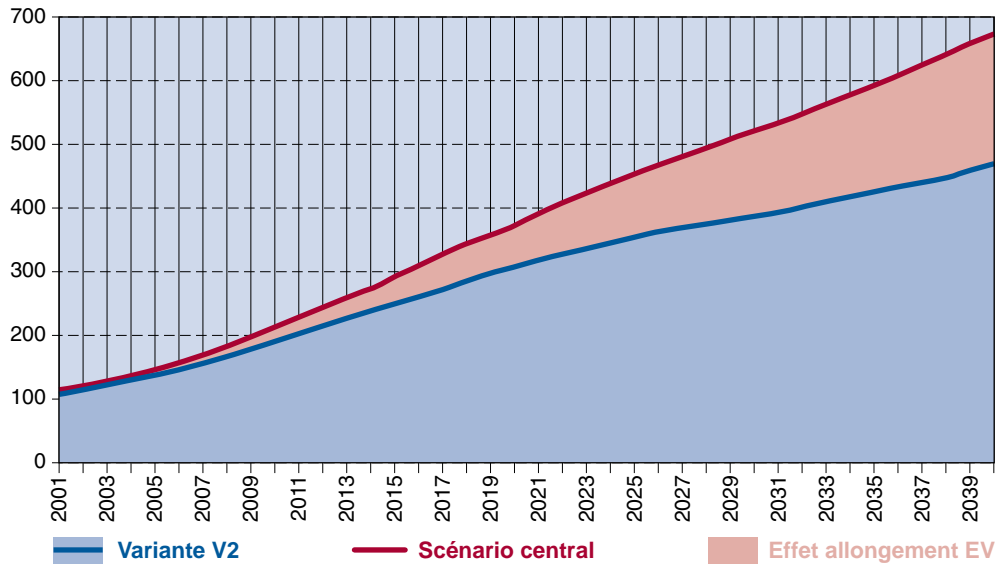
- Les engagements sont d'abord évalués par le nombre d'an-

nées de versement des pensions à l'effectif de retraités de droit direct présent à la date de l'évaluation, mesuré par l'espérance de vie de chaque retraité. C'est l'évaluation d'un "volume" d'annuités. Hors effet de l'allongement de l'espérance de vie, ces engagements devraient être multipliés par 2,3 entre 2001 et 2025, soit un rythme moyen de croissance de 3,5 % par an. De 2025 à 2040, ce rythme de progression devrait fortement ralentir à 0,3 % par an, ne conduisant qu'à une légère augmentation du volume des engagements envers les retraités.

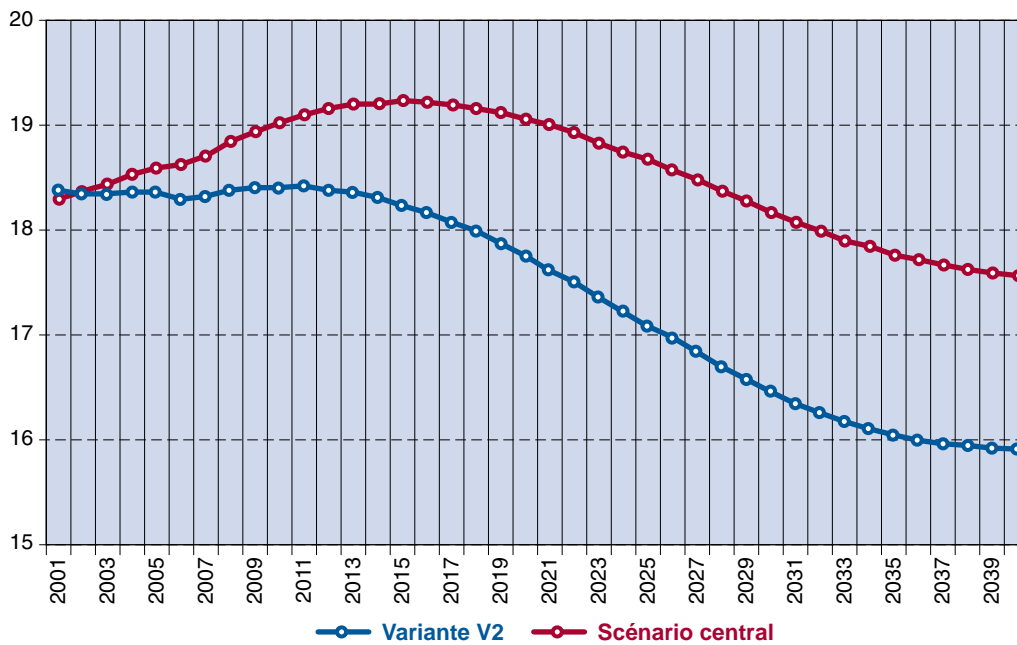
2001-2040. CNRACL. Engagements envers les retraités (nombre d'annuités).



2001-2040. CNRACL. Engagements envers les retraités en valeur (Md€).



2001-2040. CNRACL. Ratio Engagements/prestations (années).



Cependant l'allongement de l'espérance de vie par rapport à 2001 devrait considérablement modifier ces tendances puisque les taux de progression annuels

des engagements seraient respectivement de 4,5 % entre 2001 et 2025 et de 1,2 % entre 2025 et 2040. La contribution des gains d'espérance de vie dans le

volume des engagements devrait augmenter sur toute la période de projection, de 10 % en 2010 à 33 % en 2040.

## Contribution de l'allongement de l'espérance de vie dans le volume des engagements.

2010	2015	2020	2025	2030	2035	2040
10,0 %	14,6 %	19,0 %	23,2 %	27,2 %	30,7 %	33,4 %

Les engagements en volume de la CNRACL devraient donc être multipliés par 3,6 dans les 40 prochaines années, l'effet de l'allongement de l'espérance de vie comptant pour un tiers dans cette progression.

- Les engagements sont ensuite évalués en valeur, en considérant que les retraités perçoivent la pension moyenne jusqu'à leur décès. Ils sont évalués à 109 Md€ en 2001 (7,6 points de PIB). Ils devraient être multipliés par 4 entre

2001 et 2040 hors gains d'espérance de vie et par 6 quand est pris en compte l'allongement de l'espérance de vie. Les gains d'espérance de vie contribueraient donc également pour un tiers à l'augmentation des engagements en valeur. Pour mieux visualiser ce que représentent les engagements par rapport aux données annuelles, ils ont été convertis en années de prestations : cet indicateur est, par construction, similaire à l'espérance de vie moyenne de

l'effectif de retraités, à la réserve près de l'effet qu'introduit la pension moyenne.

Les engagements en valeur étaient équivalents à 18,3 années de prestations en 2001. Ce ratio devrait augmenter jusqu'en 2015 (19,2 années de prestations), puis ensuite diminuer lentement pour atteindre 17,6 années en 2040. Sans gains d'espérance de vie, les engagements atteindraient l'équivalent de 16 années de prestations en 2040.

## 5 Remarques de conclusion.

L'allongement de l'espérance de vie après 60 ans et l'écart d'espérance de vie entre les hommes et les femmes ont des effets substantiels à long terme sur le nombre de retraités et, en conséquence, sur la masse des presta-

tions versées et le taux de cotisation nécessaire pour financer ces charges à législation inchangée. Les projections illustrées pour un régime de retraite comme la CNRACL pourraient être aisément généralisées à l'ensemble des régimes du système de retraite français, en les ajustant pour tenir compte de la

composition par sexe de leurs populations de retraités.

Ces résultats ne doivent pas surprendre : l'espérance de vie à 60 ans devrait en moyenne dans le futur s'allonger à un rythme annuel de l'ordre de 0,6 %, ce qui donne au bout de 40 années une augmentation d'environ 30 %.

Il y a donc un enjeu majeur dans la régulation des régimes de retraite de savoir si le supplément de charges et l'augmentation des engagements liés aux gains d'espérance de vie doivent en totalité être financés par les générations futures de cotisants. On a évalué à un point de cotisation tous les cinq ans l'augmentation moyenne du taux de cotisation nécessaire pour couvrir le coût financier de l'allongement de la durée de versement des pensions. Ce prélèvement équivaut à "préempter" chaque année 0,2 point de pouvoir d'achat des salaires (ou des gains de productivité) pour financer ce coût.

Cette évaluation met en lumière des aspects liés à l'équité intergénérationnelle. On pourrait en effet considérer que, dans les régimes de retraite par répartition, les générations successives bénéficieront de façon égale de l'allongement de l'espérance de vie : elles "récupéreront" sous la forme d'une durée de versement plus longue de leurs pensions ce qu'elles auront versé sous la forme de taux plus élevés pendant leur vie active. Ce schéma revient en fait à reporter indéfiniment sur les générations futures le coût du vieillissement individuel : comme on l'a évalué, cette "fuite en avant" conduirait à fortement augmenter les engagements des régimes de retraite (de l'ordre d'un tiers) et, donc,

à laisser un passif social croissant à la charge des cotisants après 2020. À l'opposé, les augmentations de taux de cotisation nécessaires pour financer le coût de la longévité dans les régimes de retraite pourraient être perçues comme des prélèvements sans contrepartie, qui viendront en outre s'ajouter aux hausses de taux liées à l'arrivée à l'âge de retraite des générations du baby boom. Cette hypothèse conduirait à accroître les risques économiques induits par de fortes augmentations des taux de cotisation.

L'écart d'espérance de vie à 60 ans entre les hommes et les femmes (en moyenne 5 ans) soulève également un problème d'égalité de traitement puisqu'il aboutit à "accroître" les charges d'environ 12% dans un régime comme la CNRACL. Ce montant dépend du niveau des pensions et de la composition par sexe de l'effectif des retraités. Il donne un ordre de grandeur de la redistribution qu'induit la mutualisation dans un régime collectif. Il n'existe pas a priori de critères pour apprécier à partir de quel taux cette redistribution ne serait plus souhaitable. Son évaluation est surtout utile pour montrer combien la notion de contributivité est délicate à définir dans les régimes à prestations définies. Dans le futur, avec l'augmentation des car-

rières complètes validées par les femmes, la question de la différenciation du traitement des hommes et des femmes vis-à-vis de la retraite pourrait se poser.

L'ensemble de ces éléments expliquent pourquoi de nombreux pays ont cherché, à l'occasion de la réforme de leurs systèmes de retraite, à apporter des solutions pour corriger les effets liés à l'espérance de vie. L'orientation générale est de se rapprocher le plus possible de règles d'acquisition et de liquidation des droits à la retraite fondées sur la définition d'une stricte contributivité selon laquelle la somme des pensions perçues durant la totalité de la période de retraite a pour contrepartie le montant des cotisations acquittées pendant la vie active. C'est une approche par cohortes repérées par leurs caractéristiques démographiques propres qui se substitue à une approche par populations regroupant d'un côté tous les cotisants et de l'autre tous les retraités, sans distinction de la génération, approche en vigueur depuis la généralisation des systèmes de retraite.