

Le revenu des personnes âgées : la ...n de l'âge d'or ?

Raphaël Desmet^α, Sergio Perelman^γ et Pierre Pestieau^ζ

Novembre 2001

Résumé

Actuellement les personnes âgées vivent un véritable âge d'or relativement à un passé récent. Leurs revenus moyens sont à peine plus bas que ceux d'autres classes d'âge. Dans ce groupe d'âge, les inégalités de revenus sont faibles. C'est aux systèmes de retraite que l'on doit cela. Cet article indique que si l'on prend en compte les différences de longévité, le système de retraite apparaît moins redistributif. Ensuite, il s'interroge sur l'avenir de cet âge d'or. Il apparaît nettement qu'il disparaîtra rapidement si rien ne change : des taux de dépendance accrus — conséquence de la longévité croissante et des faibles taux de participation des travailleurs âgés — conduisent nécessairement à une réduction radicale des protections. En revanche, si l'âge de la retraite peut être relevé, les conséquences du vieillissement pourront être neutralisées.

1 Introduction

Aujourd'hui, la situation économique de la vieillesse s'est considérablement améliorée dans de nombreux pays. Certes, le passage de l'activité professionnelle à la retraite s'accompagne souvent d'une baisse de niveau de vie ; en outre, les personnes âgées constituent un groupe très hétérogène. Mais la générosité de la protection sociale permet d'assurer à ce groupe un niveau

^αCREPP, Université de Liège

^γCREPP, Université de Liège

^ζCREPP, CORE et Delta

de vie quasiment aussi élevé et des taux de pauvreté aussi bas que ceux des autres classes d'âge.

Depuis quelques années cette incidence du système de retraite sur l'égalité des revenus des personnes âgées a été partiellement mise en cause. En effet, il existe des facteurs liés au cycle de vie qui donnent à penser que la redistribution est moins élevée qu'il ne paraît au premier abord.

Autre question d'importance, celle de la durabilité de ce que d'aucuns ont qualifié d'âge d'or de la retraite. La simple extrapolation des règles actuelles et des tendances socio-économiques et démographiques conduisent à prévoir un ralentissement dans la hausse du niveau de vie des retraités et une recrudescence de la pauvreté. Pour éviter une telle évolution, un relèvement souple de l'âge de la retraite s'impose.

2 L'âge d'or des retraites

Il y a plusieurs décennies la pauvreté était particulièrement prégnante chez les personnes âgées et les inégalités de revenus plus élevées que dans les autres classes d'âge.

Le Tableau 1 reprend une série d'indicateurs de pauvreté et d'inégalité. Pour la pauvreté, nous prenons le pourcentage des ménages dont le revenu standardisé est inférieur à 50 % du revenu médian standardisé. Nous mesurons l'inégalité par le ratio interquartile, c'est-à-dire le rapport entre les revenus du quartile supérieur et ceux du quartile inférieur. Les données sont de deux sources : le Panel des ménages et les Données ...cales.

Comme il apparaît clairement, le taux de pauvreté et l'inégalité ne sont pas plus élevés chez les personnes âgées que dans les autres classes d'âge et ce, quelle que soit la source statistique. Nous avons récemment utilisé une mesure synthétique calculant le "noyau dur" de pauvreté selon trois critères : monétaire, subjectif et multidimensionnel. Selon cette mesure, les personnes âgées de 65 ans et plus n'étaient pas plus pauvres que celles âgées de 35 à 65 ans et beaucoup moins que celles de moins de 35 ans.¹ A quoi est-ce dû ? Essentiellement à deux facteurs. La proportion dans le produit intérieur brut de prestations sociales en faveur des personnes âgées — retraites, IN-AMI, chômage, invalidité — n'a cessé d'augmenter au cours des dernières décennies même si cette croissance commence à plafonner. Ensuite, le système de protection belge obéit à une certaine logique redistributive à savoir

¹Delhousse et al. (2000).

que le taux de remplacement tend à décroître avec le revenu. A cet égard, il se distingue des systèmes purement contributifs, appelés aussi bismarckiens, tels qu'on les trouve en France et en Allemagne. Dans ces pays, le taux de remplacement est quasi constant et ne dépend pas des revenus du travailleur.

Tableau 1 : Pauvreté, inégalité et âge

		Taux de pauvreté	Ratio interquartile
Panel des ménages ^a Année 1994	Ensemble	4,7	3,31
	60-70 ans	6,2	3,60
	70-80 ans	4,4	3,17
	> 80 ans	5,5	3,07
Données ...scales ^b Année 1995	Ensemble	5,6	
	45-60 ans	4,0	
	> 60 ans	3,8	
Sources :		a. Delhaussé et Perelman (1998)	
		b. Perelman et al. (1998)	

Il est certain que l'âge d'or que connaît la moyenne des personnes âgées est dû au système de retraite. Il n'est cependant pas facile d'en mesurer avec précision l'incidence. Il faudrait pour ce faire prendre une optique "cycle de vie" et pouvoir comparer le revenu avec et sans système de retraite. Si le système est redistributif, on s'attendrait à ce que l'inégalité diminue avec le système de retraite. C'est de cette question que traite la section suivante.

3 Notre système de retraite serait-il moins redistributif qu'il ne paraît ?

Il existe aujourd'hui des études tendant à montrer que le système de retraite est moins redistributif qu'il ne paraît. Plus précisément, ces études [Coronado et al., (2000)] montrent que cette caractéristique redistributive est en tout ou en partie neutralisée par des différences de longévité : les bas revenus ont une espérance de vie plus basse que les hauts revenus ; ils reçoivent donc leur retraite pendant une plus courte période. D'autres facteurs peuvent également modifier l'appréciation que l'on se fait du système

de retraite : la composition du ménage - le partage des revenus du ménage entre deux conjoints diminue l'effet redistributif du système de retraite - ou le taux d'intérêt - plus il est élevé, plus faible sera l'importance des prestations dans le revenu total d'un individu.

L'objet de cette section est donc de mesurer l'incidence redistributive du système belge de retraite des Travailleurs salariés² et ensuite d'évaluer l'effet de la prise en compte de nouveaux facteurs (différence de longévité entre individus, partage des revenus du ménage et taux d'escompte) sur cette incidence redistributive. Nous parlons donc ici de redistribution intra-générationnelle et pas de redistribution inter-générationnelle. L'exemple qui suit aide à mieux comprendre le déroulement de ce raisonnement.

Prenons deux individus (ou plutôt deux types d'individus) qui vivent deux périodes : une période d'activité au cours de laquelle ils gagnent respectivement w_1 et w_2 , avec $w_1 < w_2$ et payent une cotisation au taux τ , et une période d'inactivité où ils touchent une retraite uniforme financée par capitalisation ou répartition, peu importe puisqu'on suppose que le taux d'intérêt et le taux de croissance de la population sont les mêmes et pour le moment égaux à zéro. A longévité égale, le système de retraite est redistributif comme l'indique au Tableau 2 le scénario II comparé au scénario I. En effet, le revenu du cycle de vie de l'individu le plus pauvre (y_1) augmente ($(\partial y_1 / \partial \tau) > 0$, sa retraite est supérieure à sa cotisation) alors que celui de l'individu le plus riche (y_2) diminue.

Supposons maintenant que l'individu 1 meure avant la fin de la seconde période ; il continue de toucher la même retraite que l'individu 2 mais pendant la moitié du temps. Ce cas correspond au scénario III. Il est clair qu'il est moins égalitaire que le scénario II. Le scénario III peut même être plus inégalitaire que le scénario I si $w_1 > \frac{2}{3}w_2$, ce qui n'est pas impossible.

Introduisons deux variantes ; l'une porte sur l'existence du couple et l'autre sur le taux d'escompte. Jusqu'à présent nous avons mis l'accent sur le travailleur individuel. Supposons maintenant que l'individu 1 et l'individu 2 forment un couple. Dans ce cas on peut faire l'hypothèse qu'ils se partagent leurs revenus de manière totalement égalitaire. Comme l'indique le scénario IV, il n'y a plus de redistribution, ou plutôt la redistribution effectuée par la sécurité sociale s'annule étant donné qu'il existe une "redistribution

²Cette restriction est imposée par l'indisponibilité des données sur la carrière des travailleurs indépendants et des fonctionnaires. De plus, ces derniers sont couverts par des systèmes de retraite différents.

naturelle" à l'intérieure du ménage.

L'autre variante est celle du taux d'escompte. Jusqu'à présent nous avons fait l'hypothèse que le taux d'escompte était nul. Supposons qu'il soit de 100%, c'est-à-dire qu'un franc reçu dans la seconde période vaut au début de la première 50 centimes. Cela a pour effet de diminuer l'importance de la prestation de retraite qui est l'élément redistributif du système. La redistribution est donc moindre comparée à celle des scénarios II et III comme le montre le scénario V.

Tableau 2 : Scénarios sur les différentes mesures de la progressivité

Scénario I	Revenu du travail sans régime de retraite	$y_i = !_i$ où $!_1 < !_2$ et $\frac{(!_1 + !_2)}{2} = \Gamma$	$y_1 = !_1$ $y_2 = !_2$
Scénario II	Revenu total avec régime de retraite	$y_i = !_i(1-\zeta) + p$ où $p = \zeta \Gamma$	$y_1 = !_1 - \zeta (!_1 - \Gamma)$ $y_2 = !_2 - \zeta (!_2 - \Gamma)$
Scénario III	Revenu total avec retraite et longévité différente	$y_1 = !_1(1-\zeta) + p/2$ $y_2 = !_2(1-\zeta) + p$ où $p = \frac{4}{3}\zeta \Gamma$	$y_1 = !_1 - \zeta (!_1 - \frac{2}{3}\Gamma)$ $y_2 = !_2 - \zeta (!_2 - \frac{4}{3}\Gamma)$
Scénario IV	Revenu total avec retraite et partage des revenus du ménage	$y_i = \frac{(!_1 + !_2)}{2}(1-\zeta) + p$ où $p = \zeta \Gamma$	$y_1 = \Gamma$ $y_2 = \Gamma$
Scénario V	Revenu total avec retraite et taux d'escompte de 100%	$y_i = !_i(1-\zeta) + p$ où $p = \zeta \Gamma / 2$	$y_1 = !_1 - \zeta (!_1 - \frac{\Gamma}{2})$ $y_2 = !_2 - \zeta (!_2 - \frac{\Gamma}{2})$
Scénario VI	Revenu potentiel total avec retraite	$y_i = !_i(1-\zeta) + !_i(s_i - 1) + p$ où $s_i !_i =$ le revenu potentiel et $s_1 > s_2 = 1$	$y_1 = !_1 - \zeta (!_1 - \Gamma)$ $+ (s_1 - 1)!_1$ $y_2 = !_2 - \zeta (!_2 - \Gamma)$

Le scénario VI est basé sur l'idée selon laquelle le revenu réel ne serait pas une bonne mesure pour évaluer la redistribution. Coronado et al. (2000) proposent d'utiliser une mesure de bien-être économique qui tiendrait compte de la valeur du loisir, du travail domestique et d'autres activités informelles. Ils définissent pour cela le revenu potentiel qui est égal au salaire horaire de l'individu multiplié par une dotation annuelle de 4000 heures. On voit bien qu'en utilisant une telle mesure l'effet redistributif peut être moins prononcé³. L'introduction de ce correctif a pour effet de rendre moins pauvre les individus qui disposent de peu de revenus mais de beaucoup de loisir. Et comme ce sont ces individus qui bénéficient des transferts les plus importants il ressort que le caractère redistributif du système de retraite est surestimé. C'est ce que montre le scénario VI. Cette correction nous paraît discutable. Il n'est pas certain que la durée d'activité soit librement choisie. Ainsi ne l'avons nous pas utilisée.

Aux États-Unis, la prise en compte de ces éléments correctifs - différence de longévité, type de ménage, taux d'escompte et durée d'activité - conduit à sérieusement réviser l'incidence redistributive du système de retraite. En effet, Coronado et al. (2000) parviennent à montrer que le système américain est en réalité régressif.

Qu'en est-il en Belgique? Afin d'étudier l'incidence redistributive du régime belge de pensions pour Travailleurs salariés, nous avons constitué un échantillon représentatif⁴ composé de 18.862 personnes âgées entre 50 et 69 ans en 1996. A partir des données des Comptes Individuels de Pension il a été possible de reconstituer pour chacun d'entre eux leur carrière professionnelle (W_i). Dès lors nous sommes en mesure de calculer le montant des cotisations (C_i) versées chaque année au régime de pensions ainsi que le montant attendu de la pension (p), au cas où elle serait prise à l'âge normal de 65 ans (60 ans pour les femmes). Le revenu espéré du cycle de vie (y_i), actualisé à l'âge de 14 ans, est obtenu en additionnant ces montants une fois pondérés par les probabilités de survie et les taux d'actualisation correspondant à chacun des scénarios présentés au Tableau 2.

Les résultats sont présentés dans le Tableau 3 où l'indice est signifié avant l'introduction du système de retraite (before tax) et après (after tax). PE

³Dans notre exemple repris au scénario VI nous avons fait l'hypothèse que l'individu 1 à faible productivité disposait de beaucoup plus de loisirs que l'individu 2. Son revenu observé est bien W_1 , mais si on ajuste son revenu, il devient W_2 $W_1 > W_2$.

⁴L'échantillonnage a été réalisé à partir des Statistiques Fiscales sur les Revenus grâce à l'aide apportée par l'Institut National de Statistique.

Tableau 3 : Mesures de progressivité

Scénario	Revenu du cycle de vie Taux de mortalité Taux d'escompte	Gini _{bt}	Gini _{at}	PE
II	individuel par sexe 2% annuel	0,463	0,428	1,066
II + III	individuel par sexe et revenu 2% annuel	0,466	0,433	1,062
II + III + IV	ménage par sexe et revenu 2% annuel	0,269	0,253	1,021
II + III + IV + V	ménage par sexe et revenu 4% annuel	0,255	0,246	1,011

est l'indice de progressivité effective ($PE = \frac{1_i Gini_{at}}{1_i Gini_{bt}}$). Tout d'abord, la prise en compte des différences de longévité⁵ en fonction du revenu conduit à une modification assez faible des coefficients de Gini, aussi bien avant qu'après l'introduction du système de retraite. Par conséquent l'impact sur la progressivité est très léger, de 1,066 à 1,062, malgré le fait que les différences de longévité peuvent atteindre 5 ans (voir Tableau A1 en annexe). Deux éléments d'explication : i) l'importance relativement faible, 13% en moyenne, des retraites actualisées dans le revenu du cycle de vie et ii) le fait que l'incidence du niveau de revenu sur les écarts de taux de mortalité est répartie tout au long de la vie et non pas uniquement à sa fin. On constate ensuite au Tableau 3 que le passage de l'unité individuelle à l'unité ménage réduit très fortement l'inégalité mais beaucoup moins après (de 0,433 à 0,253) qu'avant (de 0,466 à 0,269) l'introduction du système de retraite. Enfin, l'augmentation du taux d'escompte de 2 à 4% réduit l'inégalité après l'introduction du système de retraite, ce qui s'explique par la structure des salaires en Belgique dont la distribution est plus inégalitaire en fin de cycle de vie qu'au début. De ce fait, l'augmentation du taux d'escompte réduit l'importance des retraites qui sont égalitaires mais aussi l'importance des salaires en fin de cycle de vie

⁵Nous travaillons avec des tables de mortalité différenciées par classes de revenus. La procédure pour obtenir ces tables se trouvent en annexe.

qui eux sont inégalitaires. Au total, la correction est moins significative que celle effectuée par Coronado et al. pour les États-Unis. Et donc les corrections qui théoriquement semblaient indispensables ont en réalité peu d'incidence.

4 Et l'avenir ?

Quand on parle d'âge d'or, on veut généralement dire que cela ne durera pas. Dans de nombreux pays, on pense en effet que cette prospérité relative des personnes âgées va progressivement s'éroder. Il convient ici de distinguer deux aspects : les revenus moyens des personnes âgées et la manière dont leur revenu est distribué ; particulièrement au bas de l'échelle. C'est le deuxième aspect qui nous intéresse. En effet, les perspectives sombres concernant le système de retraite public, ce qu'on appelle le premier pilier qui est fondé sur la répartition et la solidarité concernent surtout les ménages à revenus moyens et revenus faibles. En d'autres termes, il est vraisemblable que si le système venait à s'effriter il pourrait être remplacé, pour ceux qui en ont les moyens, par des formules privées d'épargne ou d'assurance retraite (2e et 3e piliers).

Mais pourquoi le premier pilier est-il menacé ? Au cours des dernières décennies on a assisté à une croissance rapide du taux de dépendance effectif, lequel mesure la charge que le financement des retraites impose aux actifs. Il a augmenté pour deux raisons : une raison démographique et une raison socio-politique. Du point de vue démographique, l'allongement de la vie et la baisse de fécondité conduit inévitablement au vieillissement de la population. Du point de vue socio-politique, c'est l'abaissement de l'âge de la retraite qui est en cause. C'est dans l'évolution des comportements individuels et dans le résultat des négociations entre patrons et syndicats qu'on constate une préférence marquée pour la cessation d'activité anticipée. Elle a le même effet que le vieillissement démographique mais ne s'explique pas par des raisons de santé puisque les démographes ne cessent de rappeler que non seulement la longévité augmente mais que la santé s'améliore.

Il est vraisemblable que dans les prochaines années il y aura un moratoire sur l'abaissement de l'âge effectif (qui n'est pas l'âge légal) de la retraite. Mais cela prendra du temps et pendant ce temps l'espérance de vie continuera d'augmenter et les départs à la retraite précoces continueront de réduire le taux d'activité des personnes âgées. Car même si l'on parvient à stopper cette tendance à la hausse des taux de départ à la retraite, il faut encore

prévoir une quinzaine d'années pour en observer le résultat. Il n'est pas facile de prévoir ce qu'il adviendra dans les prochaines décennies. Les variables économiques peuvent évoluer pour le pire ou le meilleur et les systèmes de protection sociale peuvent être maintenus comme tels ou s'adapter aux évolutions socio-économiques. La seule chose qui est certaine c'est la hausse du taux de dépendance démographique. Il devrait quasi doubler dans les trois prochaines décennies. Trois stratégies peuvent être envisagées : augmenter les taux de cotisation, ce qui est difficile dans un contexte de concurrence internationale; baisser le taux de remplacement, à savoir le rapport entre protection et revenus; relever l'âge de la retraite.

Dans ce qui suit, nous allons comparer l'impact potentiel des deux dernières stratégies en termes d'inégalité de revenus chez les personnes âgées. A cet effet nous procéderons à deux projections alternatives ayant comme date butoir l'année 2020.

Tableau 4 : Description de l'échantillon⁶

	50 - 54	55 - 59	60 - 64	65 - 69	Total
Nombres de ménages	7.856	6.126	6.352	6.568	26.902
% isolés	32,3	31,1	32,6	37,5	33,4
% actifs	83,0	60,4	25,5	5,6	45,4
<u>Revenu moyen annuel</u>					
du ménage	1.580	1.323	1.016	844	1.209
par unité de consommation	869	805	654	583	734

Afin de procéder à ces projections, nous prenons la distribution des revenus des personnes âgées de 50 à 69 ans en 1996. Comme dans la section précédente, nous avons choisi comme base de départ un échantillon représentatif de la population âgée, mais dans ce cas il s'agit de l'ensemble des ménages et non plus d'individus, ce qui nous amène à utiliser une mesure standardisée du revenu du ménage pour étudier sa distribution⁷. Cette population est représentée au Tableau 4, où l'on fait la distinction entre quatre cohortes d'âge dont les différences en termes de taux d'activité et de revenus

⁶Tous les revenus sont en milliers de francs et à prix constants de 1996. Les ménages sont classés en fonction de l'âge du chef de ménage.

⁷Pour tenir compte de la taille et de la composition du ménage nous utilisons une échelle d'équivalence standard, en l'occurrence celle préconisée par l'OCDE pour les comparaisons internationales : 1 pour le chef de ménage, 0,7 pour les autres adultes du ménage et 0,5 pour les enfants à charge.

sont significatives⁸.

Cette population est composée d'actifs et d'inactifs, avec des âges de retraite qui varient selon divers facteurs. En d'autres termes, l'âge de la retraite peut s'expliquer par les paramètres du système de protection sociale — cotisations, conditions d'éligibilité, taux de remplacement — et par les caractéristiques propres au futur retraité — type d'occupation, état-civil, revenus, état de santé. Par ailleurs, leurs revenus viennent de trois sources différentes : du travail, surtout pour les moins de 60 ans ; de la protection sociale — invalidité, prépension, chômage, retraites — ; et de l'épargne, qui est inévitablement sous-estimée⁹. Le Tableau 5 donne l'importance relative de ces trois sources de revenus ainsi que leur distribution, résumée par des coefficients de concentration spécifiques¹⁰. Comme on pouvait s'y attendre, on remarque une forte inégalité dans la distribution des revenus de l'épargne qui contraste avec celle des revenus de remplacement. L'inégalité relativement élevée observée dans la distribution des revenus du travail s'explique par l'importance du taux d'inactivité. En effet, on voit bien que plus le taux d'inactivité est élevé, c'est-à-dire plus l'âge est élevé, plus l'indice de concentration des revenus du travail augmente.

Dans le Tableau 5 sont également indiquées la décomposition de l'indice de Gini et son élasticité par rapport à une variation uniforme de chaque source de revenus¹¹. On remarquera que l'impact de la composante sécurité sociale

⁸A la différence de l'échantillon de la section précédente qui ne comportait que des travailleurs salariés, celui-ci inclut également les travailleurs assujettis à d'autres systèmes, à savoir les fonctionnaires et les indépendants.

⁹Les Statistiques Fiscales sur les Revenus sous-estiment fortement les revenus issus de l'épargne. Afin de corriger ce biais, on procède à une extrapolation économétrique en utilisant des informations disponibles au travers de l'enquête du CSB réalisée en 1997. Les revenus du capital sont imputés en tenant compte du revenu net du ménage (hors revenus du capital), des revenus immobiliers, de l'âge du contribuable, et d'autres caractéristiques propres à l'individu.

¹⁰Tous les indices sont des indices de concentration. Ceux du revenu total sont par définition identiques aux indices de Gini. En effet, l'indice de concentration est obtenu de la même manière que l'indice de Gini excepté le fait que les revenus ne sont pas classés par ordre croissant de la source de revenu correspondante mais bien par ordre croissant du revenu total. Ceci explique pourquoi le coefficient de concentration et le coefficient de Gini du revenu total sont égaux.

¹¹La somme des produits de chaque indice de concentration par la part relative lui correspondant, $\sum_k (1) * (2)$, nous donne l'indice de Gini pour l'ensemble des revenus. L'élasticité nous est donnée par $\epsilon_k = \frac{1}{G} (C_k - G)$ avec k la source de revenu, G l'indice de Gini du revenu total, C_k et 1_k respectivement l'indice de concentration et la moyenne de la $k^{\text{ème}}$

Tableau 5 : Décomposition de l'indice de Gini en indices de concentration des trois sources de revenus, par classes d'âge

	Classes d'âge	Revenu total	Revenu du travail	Revenu de sécurité sociale	Revenu du capital
<u>Part relative du revenu (1)</u>	50 - 54	1	0,8347	0,0851	0,0802
	55 - 59	1	0,7052	0,2168	0,0780
	60 - 64	1	0,4007	0,5060	0,0933
	65 - 69	1	0,1371	0,7298	0,1331
	Total	1	0,5766	0,3308	0,0926
<u>Indice de concentration (2)</u>	50 - 54	0,3791	0,4331	-0,2285	0,4622
	55 - 59	0,3998	0,5334	-0,0667	0,4890
	60 - 64	0,3794	0,6944	0,1133	0,4701
	65 - 69	0,3237	0,7773	0,1978	0,5465
	Total	0,3858	0,5944	-0,0051	0,4830
<u>Décomposition (1) * (2)</u>	50 - 54	0,3791	0,3615	-0,0194	0,0371
	55 - 59	0,3998	0,3762	-0,0145	0,0381
	60 - 64	0,3794	0,2782	0,0573	0,0439
	65 - 69	0,3237	0,1066	0,1444	0,0727
	Total	0,3858	0,3427	-0,0017	0,0447
<u>Elasticité</u>	50 - 54	-	0,1188	-0,1364	0,0176
	55 - 59	-	0,2356	-0,2530	0,0174
	60 - 64	-	0,3326	-0,3549	0,0223
	65 - 69	-	0,1921	-0,2838	0,0916
	Total	-	0,3138	-0,3352	0,0233

est favorable pour les catégories d'âge inférieures à 60 ans, mais défavorable au-delà de cet âge. Ceci illustre bien le fait que la protection sociale joue un rôle important en compensant les jeunes retraités pour leur perte de revenu, mais qu'au-delà de 60 ans, quand la plupart des travailleurs sont retraités, les revenus de sécurité sociale sont inégalement distribués. Ceci correspond sans doute à l'inégalité distributive inhérente au caractère bismarkien du système belge de pensions. Par contre, on constate que le rôle potentiel des transferts sociaux sur l'inégalité des revenus est importante, une augmentation uniforme de 10% des transferts de sécurité sociale se traduirait par une diminution de

source de revenu, et ¹ la moyenne du revenu total. Voir sur ce point Podder (1993).

plus de 3% du coefficient de Gini pour l'ensemble des cohortes allant de 50 à 69 ans.

Comme indiqué auparavant, nous procéderons à deux projections. Dans la première projection, on fait l'hypothèse que l'âge de la retraite ne change pas et que l'ajustement se fait par une réduction proportionnelle du taux de remplacement. Dans la seconde projection, on garde les niveaux de prestations constants mais on modifie certains paramètres du système de retraite pour que les travailleurs prennent leur retraite plus tard ; l'âge d'éligibilité de tous les systèmes de retraite est augmenté de trois ans. Cette modification est réglée de manière à préserver l'équilibre financier du système. Concrètement, cela veut dire que les actifs seront plus longtemps actifs et que les retraités le seront moins longtemps mais avec des revenus plus élevés que dans la première projection.

Le Tableau 6 présente les résultats de la Projection 1, qui est celle du statu quo. Les prestations de sécurité sociale diminuent de manière à faire face d'une part au vieillissement de la population et d'autre part aux répercussions des comportements actuels de départ à la retraite¹².

Selon les projections démographiques les plus récentes¹³ et en tenant compte des taux d'activité observés en 1996, on obtient un taux de dépendance effectif, mesuré par le ratio de la population inactive âgée de 50 ans et plus sur la population active, qui passe de 49,5% en 1996 à 67,5% en 2020 (respectivement de 34,9% à 48,6% pour les hommes et de 66,3% à 90,1% pour les femmes) . De plus, si le vieillissement de la population est accompagné du maintien des tendances actuelles de départs anticipés à la retraite, on doit aussi envisager une aggravation du taux de dépendance effectif¹⁴. A situa-

¹²On fait l'hypothèse que ces comportements restent inchangés jusqu'en 2020, ce qui n'est pas une hypothèse forte étant donné que l'anticipation de la retraite est devenu un droit acquis.

¹³Scénario de référence des Perspectives de Population 1995-2050 réalisées par l'INS et le Bureau fédéral du Plan (1996).

¹⁴En effet, le taux d'activité des personnes âgées que l'on connaît aujourd'hui est le fruit des comportements de départ à la retraite de ces quinze dernières années, ceux-ci étant représentés sous la forme de taux de départ à la retraite de 50 à 65 ans. Il s'agit ici d'un mécanisme dynamique et cumulatif. Si le taux de départ à la retraite des hommes âgés de 50 ans augmente de 1% à l'année t , il y aura cette année-là une diminution de 1% des hommes actifs de 50 ans. L'année suivante, en $t+1$, ces individus auront 51 ans et le taux de départ à la retraite des hommes de 51 ans s'appliquera sur ces individus actifs qui sont moins nombreux que l'année précédente. Un an plus tard, en $t+2$, on observera la même évolution sur les actifs de 52 ans et ainsi de suite jusqu'au moment où on atteint l'âge

tion inchangée, c'est-à-dire en prenant les taux d'activité qui résulteraient des taux de départ observés en 1996, ce ratio passerait de 49,5% en 1996 à 70,5% en 2020 (respectivement de 34,9% à 53,6% pour les hommes et de 66,3% à 90,1% pour les femmes¹⁵). Pour faire face à cette augmentation du taux de dépendance, une diminution des transferts de sécurité sociale de 30% est nécessaire¹⁶. En effet, la proportion actifs/inactifs, c'est-à-dire l'inverse du ratio de dépendance effectif, qui nous donne la capacité de ...ancement de la sécurité sociale, diminue, pour cette période, du même pourcentage.

Tableau 6 : Projection 1 :
Diminution uniforme des revenus de sécurité sociale

Classes d'âge	Gini		Variation (en %)
	1996	2020	
50 - 54	0,3791	0,3967	+ 4,6
55 - 59	0,3998	0,4342	+ 8,6
60 - 64	0,3794	0,4252	+ 12,1
65 - 69	0,3237	0,3549	+ 9,6
Total	0,3858	0,4298	+ 11,4

La Projection 1 est donc fondée sur l'hypothèse d'une diminution linéaire de l'ensemble des prestations de manière à permettre le rééquilibrage des comptes de la sécurité sociale. On sait du Tableau 5 que les revenus de sécurité sociale sont les plus également répartis. Il n'est donc pas étonnant que leur importance diminuant (-30%), l'inégalité des revenus des personnes âgées augmentent surtout pour les plus de 55 ans. Une conséquence plus dramatique de cette projection, qui rappelons-le est celle du statu quo, est l'augmentation en tête de la proportion de ménages pauvres parmi la population âgée : de 7,1% en 1996 à 12,5% en 2020¹⁷.

auquel tous les actifs restants prennent leur pension, c'est-à-dire théoriquement à 65 ans. On voit donc bien que l'impact d'une variation des taux de départ sur les taux d'activité est un impact à retardement.

¹⁵Ce deuxième effet serait donc dû essentiellement à sa composante masculine.

¹⁶Sur cette période, il est certain que la productivité va croître. En conséquence, les salaires mais aussi les revenus du capital et les contributions du travail vont augmenter de concert. Si rien ne change dans le système, le niveau des retraites ne baissera peut être pas et c'est ce sur quoi comptent les avocats du statu quo. Ce qui est important ce ne sont pas les niveaux absolus mais relatifs et l'on sait que le taux de remplacement baissera et que les indices d'inégalité et de pauvreté relative augmenteront.

¹⁷Ménages dont le revenu annuel standardisé est inférieur au seuil correspondant à la

Il faut souligner que pour la mise en oeuvre de ces projections nous avons utilisé une méthode de microsimulation statique inspirée de celle proposée par Harding (1993) et appliquée récemment par Dekkers (2000) pour analyser l'impact des réformes introduites dans le système belge de pensions qui touchent à la péréquation des salaires¹⁸. Cette méthode de projection est basée sur une repondération des observations pour tenir compte des changements prévus dans la structure de la population (âge, statut, composition familiale, etc...), pour ensuite procéder à l'imputation des changements attendus au niveau des divers composantes du revenu ('uprating').

Dans le cas présent et étant donné que l'intérêt des projections est centré sur une seule tranche d'âge (50 à 69 ans), nous avons procédé à une repondération qui tient compte exclusivement du statut actif-retraité des ménages au sein de chaque cohorte. La matrice de pondérations que nous avons appliquée pour passer de la situation en 1996 à celle attendue en 2020 a été construite en utilisant les résultats d'une étude de micromodélisation de l'âge de la retraite réalisée par Dellis et al. (2002). Cette façon de procéder a l'avantage d'introduire une part de dynamique dans nos projections.

En effet, plusieurs paramètres entrent dans le calcul des pensions - âge d'éligibilité, montants de base, formule de calcul, pension de réversion, etc. - qui affectent les droits des futurs retraités et les incitent soit à anticiper, soit à retarder leur cessation d'activité. Dans leur étude, Dellis et al. estiment par des méthodes économétriques l'effet des régimes belges de pensions sur l'âge de départ à la retraite. A partir de ces résultats, nous avons procédé dans le cas de la Projection 1 à une estimation de l'effet d'une diminution linéaire du montant des pensions (-30%) sur les probabilités de départ à la retraite. S'agissant essentiellement d'un effet de richesse, la diminution (linéaire) des droits à la pension s'est révélé avoir un impact peu significatif sur l'âge de départ à la retraite : négatif pour les travailleurs âgés de moins de 60 ans, et positif pour ceux ayant dépassé le cap de la soixantaine. En conséquence, l'effet induit par ces changements sur les probabilités de départ à la retraite est négligeable du point de vue budgétaire.

La Projection 2 en revanche est basée sur une modification de l'âge d'éligi-

moitié du revenu annuel médian dans l'ensemble de la population belge. Ce seuil, calculé à partir des Statistiques sociales sur les revenus de 1995 [Perelman et al. (1998)], est de 195.750 francs.

¹⁸Dekkers (2000) analyse l'abandon (1) de l'adaptation automatique des montants des pensions à l'évolution des salaires ('liaison au bien-être') et (2) de l'indexation du plafond des salaires servant au calcul des pensions.

bilité de la retraite, toutes choses étant égales par ailleurs. Les divers régimes belges de pension, y compris la prépension conventionnelle et le chômage des travailleurs âgés, ...xent l'âge à partir duquel on peut bénéf...cier des allocations de remplacement. En nous servant des résultats obtenus par Dellis et al., qui modélisent l'effet d'une augmentation de trois ans de l'âge d'éligibilité sur la probabilité de départ à la retraite¹⁹, nous sommes en mesure d'estimer le taux de dépendance effectif qui prévaudrait en 2020 suite à cette réforme. Celui-ci s'élève à 53,3% alors qu'il n'était qu'à 49,5% en 1996. On en conclut donc que même une augmentation brutale de trois ans de l'âge d'éligibilité de la retraite ne permettra pas de résorber entièrement le dé...cit du système de retraite causé par le vieillissement de la population. La capacité de ...nancement du système de retraite diminuerait de 7%. Ce résultat doit bien sur être comparé avec celui du 'laissez faire', c'est-à-dire avec celui de la projection 1. Dans ce cas la capacité de ...nancement diminue de 30% (le taux de dépendance passe de 49,5% à 70,5%). La réforme de l'âge d'éligibilité réduit donc fortement ce besoin de ...nancement supplémentaire. A...n d'étudier l'impact de cette réforme sur l'inégalité des revenus des personnes âgées, nous faisons l'hypothèse que ce montant supplémentaire ne sera pas ...nancé par une augmentations des cotisations ou par une diminution des prestations mais par d'autres ressources (subventions gouvernementales, fond de vieillissement,...).

Tableau 7 : Projection 2 :
Augmentation de trois ans de l'âge d'éligibilité des programmes
de retraite

Classes d'âge	Gini		Variation (en %)
	1996	2020	
50 - 54	0,3791	0,3726	-1,7
55 - 59	0,3998	0,3771	-5,7
60 - 64	0,3794	0,3444	-9,2
65 - 69	0,3237	0,3021	-6,7
Total	0,3858	0,3646	-5,5

Le Tableau 7 présente les résultats de cette Projection. On observe que par rapport à la situation de base (Tableau 5), le relèvement de l'âge de la retraite a un effet bénéf...que sur l'inégalité des revenus. Ceci est dû principalement

¹⁹Cet effet est représenté sur la Figure A1 en annexe. Il se traduit par un déplacement vers le droite de la distribution des départs à la retraite.

au fait que le revenu du travail est mieux réparti car il y a plus d'actifs qu'auparavant.

5 Conclusion

En Belgique comme dans la plupart des pays de l'Union Européenne les personnes âgées vivent un âge que l'on peut qualifier d'or. Par comparaison avec le passé et avec d'autres tranches d'âge, leur niveau de vie moyen n'a jamais été si élevé. Elles connaissent aussi un taux de pauvreté et un degré d'inégalité relativement bas. Ce constat est à peine affecté lorsqu'on tient compte des différences de longévité.

La question qui se pose naturellement est celle de la durée. Historiquement un âge d'or ne dure pas ; il est souvent suivi d'un âge d'airain. Les sources d'inquiétude existent. La relative prospérité des personnes âgées est due à un système de retraite par répartition performant. La performance et la viabilité de ce système dépendent étroitement du taux de dépendance effectif, à savoir le rapport entre le nombre de retraités et le nombre d'actifs. Ce taux ne cesse d'augmenter pour des raisons démographiques (baisse de la fécondité et allongement de la vie) et des raisons économiques (abaissement de l'âge effectif de la retraite). Cette évolution devrait continuer même si l'abaissement de l'âge de la retraite s'arrête. Si rien ne se fait et si l'ajustement passe par une réduction du taux de remplacement (rapport entre retraites et salaires), les indices d'inégalité et de pauvreté devraient augmenter. En revanche, nous montrons que si l'âge de la retraite effective pouvait être relevé, l'âge d'or pourrait persister.

Références

- [1] Bossuyt, N. et H. Van Oyen (2000), *Espérance de vie en bonne santé selon le statut socio-économique en Belgique*, Institut de la Santé Publique, Bruxelles.
- [2] Coronado, Julia Lynn, Don Fullerton, and Thomas Glass (2000), *The progressivity of social security*, NBER Working Paper #7520.
- [3] Deboosere, P. en S. Gadeyne (2000), *Zijn de regionale sterftepatronen in België te verklaren door individuele socio-economische kenmerken?*,

Working Paper 2000-3 Steunpunt Demogra...e - Vakgroep Sociaal Onderzoek, Vrije Universiteit Brussel.

- [4] Dekkers, G. (2000), L'évolution du pouvoir d'achat des retraités : une application du modèle de microsimulation statique Station, in Pestieau P. , L. Gevers, V. Ginsburgh, E. Schokkaert et B. Cantillon (éds.), Réflexions sur l'Avenir de nos Retraites, Garant, Leuven.
- [5] Delhousse, B., S. Perelman et P. Pestieau, (1994), Retraite et vieillissement : quelle logique de protection ?, Revue de l'IRES, 15, 212-221.
- [6] Delhousse, B. et S. Perelman (1998), Inégalité et pauvreté : mesures et déterminants, in Commission 4, 13^{ième} Congrès des Economistes Belges de Langue Française, CIFOP, Charleroi.
- [7] Delhousse, B., S. Perelman et P. Pestieau, (2000), Le noyau dur de la pauvreté, in P. Pestieau and B. Jurion (éds.), Finances Publiques, Finances Privées, Presses de l'ULG, Liège.
- [8] Dellis, A., R. Desmet, A. Jousten and S. Perelman (2002), Micro-modeling of retirement in Belgium, in J. Gruber and D. Wise (ed), Micro Modelling of Retirement Incentives in the World, University of Chicago Press and NBER (à paraître).
- [9] Kiefer, Donald W. (1984), Distributional Tax Progressivity Indexes, National Tax Journal, 37, 497-513.
- [10] Pamuk, E (1985), Social class inequality in mortality from 1921 to 1972 in England and Wales, Population Studies, 39, 17-31.
- [11] Perelman, S., A. Schleiper et M. Stevart (1998), Dix années plus tard, d'un congrès à l'autre : l'apport des statistiques ...scales à l'étude de la distribution des revenus, in Commission 4, 13^{ième} Congrès des Economistes Belges de Langue Française, CIFOP, Charleroi.
- [12] Podder, N. (1993), The disaggregation of the Gini coefficient by factor components and its applications to Australia, Review of Income and Wealth, 39, 51-61.
- [13] Shorrocks, A. F. (1987), Aggregation issues in inequality measurement, in Wolfgang Eichhorn (ed.), Measurement in Economics, Heidelberg : Phisica Verlag.

Annexe

On ne dispose pas en Belgique de tables de mortalité par classes de revenu, depuis peu on dispose par contre de tables de mortalité par niveau d'instruction (Deboosere et Gadeyne, 2000). C'est à partir de ces informations qu'il est possible d'estimer des tables de mortalité par catégorie socio-économiques en se servant d'une méthode de régression pondérée (Pamuk, 1985), comme il a été le cas dans l'étude réalisée par Bossuyt et Van Oyen (2000) pour le calcul des espérances de vie en bonne santé au sein de la population belge.

En effet, après avoir pris comme hypothèse de départ le fait que les (9) niveaux croissants d'instruction reflètent une certaine hiérarchisation de la société, tout comme les catégories socio-économiques, on procède à l'estimation d'un modèle économétrique par moindres carrés ordinaires (OLS). La variable dépendante dans ce modèle est le taux de mortalité, pour chaque âge et niveau d'instruction (cumulée de manière croissante). Une fois les paramètres de cette fonction estimés, âge par âge, ils peuvent être utilisés pour reconstruire des tables de mortalité pour d'autres types de hiérarchisation sociale. Dans le cas présent, ils ont servi à la construction de tables de mortalité par déciles de revenu. A cet effet, la variable explicative du modèle étant exprimée par les valeurs centrales cumulées des déciles : 5%, 15%, ... et 95%.

Tableau A1 : Espérance de vie par déciles du revenu du cycle de vie

Déciles de revenu	Espérance de vie hommes	Espérance de vie femmes
1	72,02	79,91
2	72,48	80,16
3	72,96	80,42
4	73,45	80,68
5	73,95	80,95
6	74,46	81,22
7	74,99	81,50
8	75,53	81,78
9	76,09	82,07
10	76,67	81,78

Figure A1 : Taux instantanés de départ à la retraite pour les hommes

