

FIXATION DES MODALITES DE CONVERSION D'UN CAPITAL EN RENTE

1. Ce que prévoit l'article 28 de la LPC

§ 1er. Lorsque la prestation est [versée] en capital, l'affilié, ou, en cas de décès, ses ayants droit, ont le droit de demander la transformation en rente

Loi du 27 octobre 2006, art. L 213 - **Vig.** 1^{er} janvier 2004

Le Roi fixe les modalités de calcul en la matière.

L'organisateur informe l'affilié de ce droit deux mois avant la retraite ou dans les deux semaines après qu'il ait eu connaissance de la retraite anticipée. En cas de décès de l'affilié, l'organisateur informe les ayants droit de ce droit dans les deux semaines après qu'il ait eu connaissance du décès. La convention collective de travail ou le règlement de pension peut désigner une autre personne qui sera chargée de cette information.

§ 2. Lorsque le montant annuel de la rente est, dès le départ, inférieur ou égal à 500 euros, la prestation est payée en capital. Le montant de 500 euros est indexé suivant les dispositions de la loi du 2 août 1971, organisant un régime de liaison à l'indice des prix à la consommation des traitements, salaires, pensions, allocations et subventions à charges du trésor public, de certaines prestations sociales, des limites de rémunération à prendre en considération pour le calcul de certaines cotisations de sécurité sociale des travailleurs, ainsi que des obligations imposées en matière sociale aux travailleurs indépendants.

2. Ce que prévoit l'article 19 de l'AR LPC

§ 1er. Lorsque l'affilié ou, en cas de décès, ses ayants droit, demandent la transformation du capital en rente, conformément à l'article 28, § 1^{er} de la loi, les règles d'actualisation utilisées ne peuvent conduire à un résultat inférieur à celui que l'on obtiendrait au moyen des tables de mortalité belges prospectives telles qu'établies par la CBFA sur base des dernières études démographiques effectuées par l'Institut National de Statistiques et le Bureau Fédéral du Plan, en tenant compte notamment de l'anti-sélection liée à la liquidation des prestations sous forme de rente, [et du taux fixé dans ou en vertu de l'article 24, § 2, de la loi].

A.R. du 12 janvier 2007, art. 10 - **Vig.** 1^{er} janvier 2007

Sur avis de la Commission des Pensions complémentaires, les tables de mortalité visées au premier alinéa sont modifiées par la CBFA, compte tenu des dernières études démographiques visées au premier alinéa.

§ 2. Au terme de chaque exercice pour lequel le solde du compte de résultat technico-financier est positif, le rentier bénéficiera d'une participation bénéficiaire obtenue en répartissant entre les rentiers concernés, au moins 60 % de ce solde. La répartition s'effectue au prorata des moyennes arithmétiques des capitaux constitutifs en début et en fin d'exercice. Le compte de résultat technico-financier est établi, pour le groupe de rentiers concernés, selon les règles déterminées par la CBFA. Par rentiers concernés, il faut entendre l'ensemble des rentiers dont les rentes sont à charge de l'organisme de pension en exécution de l'article 28, § 1^{er} de la loi.

La participation bénéficiaire fait l'objet d'une augmentation du capital constitutif de la rente.

§ 3. Si l'affilié ou, en cas de décès, ses ayants droit optent pour la possibilité visée au § 1^{er}, l'organisme de pension peut, avec l'accord de l'organisateur, transférer le capital visé au § 1^{er} à un organisme de pension tel que visé à l'article 32, § 1^{er}, 2^o de la loi.

3. Deux caractéristiques importantes des modalités de conversion prévues par la législation :

3.1. Ces modalités s'appliquent uniquement s'il y a un choix entre le capital et la rente.

3.2. Ces modalités sont temporaires : elles doivent être revues quand sortent de nouvelles études démographiques.

4. Anti-sélection des rentiers et proposition de règlement de la CBFA

4.1 Quand il s'agit de choisir entre un capital et une rente viagère, peu de travailleurs en mauvaise santé vont choisir la rente.

La mortalité des rentiers qui ont eu le choix entre la perception d'un capital et la liquidation en rente est de façon sensible inférieure à la mortalité de la population générale. Cette particularité est observée par les professionnels dans tous les pays et à toutes les époques.

Ce n'est d'ailleurs pas tellement étonnant : c'est l'application du simple bon sens du candidat rentier.

4.2 Un texte de « Règlement de la Commission Bancaire, Financière et des Assurances fixant les tables de mortalité pour la conversion de capital en rente » figure en annexe d'un projet d'arrêté royal qui est proposé à la Commission des Pensions Complémentaires.

Ce texte comprend les mesures suivantes pour tenir compte de l'anti-sélection :

Art. 2. Si, pour la conversion de capital en rente, des tables de mortalité différentes sont utilisées pour les hommes et les femmes, les tables de mortalité visées à l'article 19, § 1 de l'arrêté d'exécution LPC et à l'article 3, § 1 de l'arrêté d'exécution LPCI, sont:

- pour les hommes: les tables de mortalité prospectives hommes déterminées dans le working paper 18-09 "Quotients de mortalité prospectifs par sexe et unisexes" du Bureau du plan, avec application d'une correction d'âge de -2 années;

- pour les femmes: les tables de mortalité prospectives femmes déterminées dans le working paper 18-09 "Quotients de mortalité prospectifs par sexe et unisexes" du Bureau du plan, avec application d'une correction d'âge de -2 années.

Art. 3. Si, pour la conversion de capital en rente, les mêmes tables de mortalité sont utilisées pour les hommes et les femmes, les tables de mortalité visées à l'article 19, § 1 de l'arrêté d'exécution LPC et à l'article 3, § 1 de l'arrêté d'exécution LPCI, sont les tables de mortalité prospectives unisexes déterminées dans le working paper 18-09 "Quotients de mortalité prospectifs par sexe et unisexes" du Bureau du plan, avec application d'une correction d'âge de -2 années

5. Nombre d'années de neutralisation de la mortalité et rajeunissement de 2 ans

Lors de travaux précédents qui avaient été présentés de la Commission des Pensions Complémentaires, une comparaison avait déjà été faite entre l'effet d'un rajeunissement de l'âge du rentier et la prise en compte d'une mortalité nulle pendant les premières années de la rente.

Le montant d'une annuité avec un rajeunissement de 2 ans est comparé avec une combinaison de deux assurances :

- une rente certaine temporaire de durée n ans : $a_n^{(12)}$
- la valeur actuelle d'une rente viagère débutant n années plus tard : $v^n \cdot a_{x+n}^{(12)}$

La table ci-dessous reprend les valeurs pour les annuités de rentes mensuelles souscrites au 31/12/2010 pour des rentiers de 55 ans à 70 ans qui sont les âges les plus probables de liquidation des avantages en cas de vie dans le deuxième pilier.

Les annuités sont calculées au taux technique de 3,25% pour des rentes constantes.

Table Femmes

Age	Avec correction D'âge de -2 ans	Annuités avec mortalité neutralisée pendant n années			
		n		n	
55	20,406185	10	20,370558	11	20,433434
56	20,067782	10	20,040901	11	20,107077
57	19,719345	10	19,703377	11	19,773051
58	19,360996	10	19,358015	11	19,432130
59	18,992739	9	18,927590	10	19,005635
60	18,614373	9	18,563373	10	18,646556
61	18,225815	9	18,192360	10	18,280965
62	17,827267	9	17,814749	10	17,909287
63	17,418644	8	17,331404	9	17,430992
64	16,999334	8	16,935191	9	17,041813
65	16,568629	8	16,533539	9	16,648521
66	16,126643	7	16,006726	8	16,127821
67	15,674293	7	15,588215	8	15,719320
68	15,211671	7	15,167036	8	15,308989
69	14,739376	6	14,594786	7	14,744184
70	14,257562	6	14,159062	7	14,321114

Du tableau ci-dessus, il peut être déduit que le rajeunissement de 2 ans a sensiblement le même effet que la neutralisation de la mortalité pendant une période de 8 à 9 ans pour un rentier de 65 ans.

Table Hommes

Age	Avec correction D'âge de -2 ans	Annuités avec mortalité neutralisée pendant n années			
		n		n	
55	18,316371	7	18,302056	8	18,410213
56	17,931459	6	17,829031	7	17,942787
57	17,539383	6	17,457964	7	17,577077
58	17,140437	6	17,080392	7	17,206275
59	16,734707	6	16,697731	7	16,830867
60	16,321712	6	16,310493	7	16,451533
61	15,901736	5	15,770984	6	15,919383
62	15,473757	5	15,367760	6	15,524858
63	15,038467	5	14,961197	6	15,128368
64	14,595204	5	14,552806	6	14,731447
65	14,145064	5	14,144175	6	14,335347
66	13,688177	4	13,535745	5	13,736594
67	13,226453	4	13,116390	5	13,330802
68	12,760554	4	12,699075	5	12,927161
69	12,291375	4	12,284147	5	12,526622
70	11,819437	3	11,618357	4	11,872569

Du tableau ci-dessus, il peut être déduit que le rajeunissement de 2 ans a sensiblement le même effet que la neutralisation de la mortalité pendant une période de 5 à 6 ans pour un rentier de 65 ans

Table Unisexe

Age	Avec correction D'âge de -2 ans	Annuités avec mortalité neutralisée pendant n années			
		n		n	
55	19,369285	8	19,352388	9	19,439727
56	19,009338	7	18,918967	8	19,010819
57	18,641061	7	18,565957	8	18,662767
58	18,264682	7	18,206369	8	18,308483
59	17,880260	7	17,840466	8	17,948477
60	17,487459	7	17,468788	8	17,583000
61	17,086401	6	16,971433	7	17,091597
62	16,676655	6	16,582171	7	16,710096
63	16,258567	6	16,188618	7	16,325239
64	15,831511	6	15,791766	7	15,937744
65	15,395749	6	15,392354	7	15,548181
66	14,951417	5	14,827225	6	14,990965
67	14,499972	5	14,413678	6	14,588131
68	14,041809	5	13,998794	6	14,184998
69	13,577682	4	13,388326	5	13,583755
70	13,107923	4	12,961057	5	13,169705

Du tableau ci-dessus, il peut être déduit que le rajeunissement de 2 ans a sensiblement le même effet que la neutralisation de la mortalité pendant une période de 6 à 7 ans pour un rentier de 65 ans

Il n'est pas vraiment surprenant que le résultat pour la table unisexe soit entre les résultats obtenus pour la table Hommes et ceux obtenus pour la table Femmes.

La première conclusion à tirer est qu'un rajeunissement identique pour les trois tables de mortalité n'apporte pas le même degré de correction en termes de durée de la réduction de la mortalité.

6. Statistiques belges sur l'anti-sélection des rentiers

L'application de la LPC (loi sur les pensions complémentaires) est récente et le nombre de liquidations en rentes des capitaux des régimes de pension du deuxième pilier reste modeste. Il est illusoire de chercher à en tirer des conclusions statistiques à l'heure actuelle.

Toutefois, une source de données relative au marché belge permet d'approcher de façon rationnelle le phénomène de sous-mortalité des rentiers : les tables de mortalité construites par Assuralia.

Ces tables de mortalité existent pour les assurances individuelles¹ et pour les assurances de groupe. Ces tables de mortalité existent également par genre de produits d'assurance : assurances de genre vie et de genre décès.

Les contrats de rente viagère se trouvent évidemment dans les assurances de genre vie et l'anti-sélection trouve à s'appliquer dans les contrats individuels : c'est clairement dans ces conditions qu'un futur client fait le choix d'investir une partie de son avoir dans un contrat de rente viagère.

¹ Assuralia a conservé les dénominations anciennes : les assurances individuelles se retrouvent sous le vocable « Grande Branche » et les assurances de groupe sous la dénomination « Groupe ».

Les statistiques « Groupe » contiennent des contrats de rente viagère dont la liquidation en rente est obligatoire² : le phénomène d'anti-sélection est par définition absent pour ces contrats. Il n'est donc pas possible de mettre en évidence le phénomène d'anti-sélection en utilisant les statistiques « Groupe ».

De plus, compte tenu des habitudes prises en Belgique pour des raisons fiscales, les assurés font liquider leurs droits de pension complémentaire sous forme de capital pour souscrire un contrat individuel de rente viagère, ou plus fréquemment de rente temporaire avec reconstitution du capital. Ces contrats sont donc repris dans les contrats individuels.

Les tables de mortalité d'Assuralia³ sont basées sur les données de la majorité des entreprises d'assurance actives en Belgique : on ne peut exclure le fait que des assurés qui ont souscrit des contrats de rente viagère dans deux entreprises différentes se retrouvent deux fois dans les statistiques. Il en serait de même des statistiques de la CBFA. Il y a vraisemblablement un biais qu'il n'est pas possible de chiffrer. Cet inconvénient est normalement absent des travaux de l'INS et du Bureau Fédéral du Plan.

7. Application de l'anti sélection constatée dans les tables Assuralia.

Les tables de mortalité Assuralia « Grande Branche », opérations de genre vie, les plus récentes concernent les données des années 2005 à 2009.

Les probabilités de décès, q_x , données par cette table d'expérience peuvent être comparées aux probabilités calculées du Bureau Fédéral du Plan pour les années d'observation 2005 à 2009.

Le lien entre les probabilités de décès a été approché par trois méthodes :

- régression logistique
- régression linéaire
- proportionnelle.

L'ajustement suivant la première méthode fréquemment utilisée en démographie donne un coefficient de détermination (R^2) moins bon que les deux suivantes.

La régression linéaire donne un coefficient de détermination supérieur à 90%, mais le terme indépendant n'est pas significativement différent de 0. En fixant ce terme à zéro, on tombe sur la méthode proportionnelle avec un coefficient de détermination légèrement moins élevé mais toujours supérieur à 90%.

C'est donc cette dernière méthode, qui est par ailleurs la plus simple, qui a été retenue.

Le rapport entre les probabilités de décès de la table d'expérience et les valeurs calculées par le Bureau Fédéral du Plan sont données ci-dessous :

Table Hommes	57,35%
Table Femmes	67,85%
Table Unisexe	65,63%

L'étude a porté sur les probabilités de décès pour les âges compris entre 55 et 99 ans qui sont celles utilisées pour le calcul des annuités de rente viagère.

² Pour ces contrats à liquidation obligatoire en rente, la question de montant minimum de rente visée par les dispositions légales étudiées ne se pose évidemment pas.

³ Pour l'année 2009, les tables concernent 340.972 assurés de plus de 65 ans dont 194.187 hommes et 146.785 femmes. La proportion plus faible de femmes dans la population Assuralia que dans la population générale du Royaume pousse à une sous-estimation de la sous-mortalité de la table Unisexe.

Le même exercice a été réalisé pour la table de mortalité précédente publiée par Assuralia, 2004-2008, avec les mêmes conclusions.

Le rapport entre les probabilités de décès de la table d'expérience pour les années 2004 à 2008 et les valeurs calculées par le Bureau Fédéral du Plan pour ces mêmes années sont données ci-dessous :

Table Hommes	57,71%
Table Femmes	68,29%
Table Unisexe	65,54%

Les rapports sont relativement proches. La moyenne de ces rapports sera utilisée pour corriger la mortalité de la population générale en fonction de l'anti-sélection estimée.

8. Traduction de l'anti-sélection constatée dans les tables Assuralia en corrections d'âge.

On peut traduire cette diminution des probabilités de décès en recherchant le rajeunissement d'âge qui permet d'approcher les prix de rente viagère.

Table Femmes : comparaison des annuités avec la mortalité approchée et des annuités de la population féminine générale avec un rajeunissement

Age	Avec correction proportionnelle	Annuités avec rajeunissement de n années			
		n		n	
55	20,785456	3	20,735136	4	21,055615
56	20,451503	3	20,406185	4	20,735136
57	20,107773	3	20,067782	4	20,406185
58	19,754040	3	19,719345	4	20,067782
59	19,390167	3	19,360996	4	19,719345
60	19,016219	3	18,992739	4	19,360996
61	18,632057	3	18,614373	4	18,992739
62	18,237157	3	18,225815	4	18,614373
63	17,830929	3	17,827267	4	18,225815
64	17,413380	3	17,418644	4	17,827267
65	16,985109	2	16,568629	3	16,999334
66	16,546122	2	16,126643	3	16,568629
67	16,096803	2	15,674293	3	16,126643
68	15,637220	2	15,211671	3	15,674293
69	15,168419	2	14,739376	3	15,211671
70	14,690842	2	14,257562	3	14,739376

Pour une assurée de 65 ans, la table corrigée en fonction de la mortalité d'expérience d'Assuralia donne une annuité de 16,985109 alors que les annuités calculées pour la population féminine générale avec un rajeunissement de 2 ans et de 3 ans, 16,568629 et 16,999334, encadrent la valeur précédente.

On observe pour les âges considérés qu'un rajeunissement de trois ans donne les valeurs les plus proches.

Table Hommes : comparaison des annuités avec la mortalité approchée et des annuités de la population masculine générale avec un rajeunissement

Age	Avec correction proportionnelle	Annuités avec rajeunissement de n années			
		n		n	
55	19,446139	5	19,422290	6	19,774339
56	19,083860	5	19,062070	6	19,422290
57	18,713683	5	18,693500	6	19,062070
58	18,335231	5	18,316371	6	18,693500
59	17,948624	5	17,931459	6	18,316371
60	17,553142	5	17,539383	6	17,931459
61	17,149180	5	17,140437	6	17,539383
62	16,736258	5	16,734707	6	17,140437
63	16,315060	4	15,901736	5	16,321712
64	15,885647	4	15,473757	5	15,901736
65	15,449281	4	15,038467	5	15,473757
66	15,006418	4	14,595204	5	15,038467
67	14,557692	4	14,145064	5	14,595204
68	14,103512	4	13,688177	5	14,145064
69	13,645197	4	13,226453	5	13,688177
70	13,184157	4	12,760554	5	13,226453

On observe pour les âges considérés qu'un rajeunissement de cinq ans donne les valeurs les plus proches.

Table Unisexe : comparaison des annuités avec la mortalité approchée et des annuités de la population générale avec un rajeunissement

Age	Avec correction proportionnelle	Annuités avec rajeunissement de n années			
		n		n	
55	20,001510	3	19,720835	4	20,064030
56	19,653052	3	19,369285	4	19,720835
57	19,296106	3	19,009338	4	19,369285
58	18,930365	3	18,641061	4	19,009338
59	18,555850	3	18,264682	4	18,641061
60	18,172191	3	17,880260	4	18,264682
61	17,779572	3	17,487459	4	17,880260
62	17,377487	3	17,086401	4	17,487459
63	16,966072	3	16,676655	4	17,086401
64	16,545377	3	16,258567	4	16,676655
65	16,116415	3	15,831511	4	16,258567
66	15,679450	3	15,395749	4	15,831511
67	15,235013	3	14,951417	4	15,395749
68	14,783349	3	14,499972	4	14,951417
69	14,325673	3	14,041809	4	14,499972
70	13,862942	3	13,577682	4	14,041809

Pour les âges considérés, un rajeunissement compris entre trois et quatre ans permet d'encadrer les valeurs des annuités calculées sur la table de mortalité corrigée.

9. Notion de rajeunissement ou de correction d'âge négative.

L'utilisation de tables de mortalité prospectives est considérée presque unanimement comme une amélioration théorique. D'un point de vue pratique, cela entraîne une plus grande lourdeur. Dès lors une adaptation simple comme une correction d'âge pour tenir compte de l'anti sélection est bienvenue.

Il peut être remarqué qu'il y a deux façons de calculer une correction d'âge négative : modifier la date de naissance ou modifier la date de calcul.

Pour un rentier né le 31 décembre 1955, calculer une annuité au 31/12/2010, à ses 55 ans, peut se concevoir

- soit en maintenant la date de calcul 31/12/2010 et en retardant la date de naissance 31/12/1957,
- soit en conservant la date de naissance 31/12/1955 et en avançant la date de calcul 31/12/2008.

Les deux approches se confondent avec les tables de mortalité traditionnelles, il n'en est pas de même en utilisant des tables dont les probabilités dépendent de l'année de naissance.

Dans les calculs de cette note, la première approche a été utilisée.

10. Conclusions

10.1 Utiliser des tables prospectives est une amélioration théorique reconnue, même si l'application pratique est sensiblement plus lourde.

10.2. Une correction d'âge négative pour tenir compte de l'anti-sélection est une solution simple : les calculs montrent que dans les prochaines années et pour les âges de souscription les plus classiques, cette correction peut être considérée comme indépendante de l'âge.

10.3. Les corrections devraient être différentes suivant le genre : table Hommes, Femmes ou Unisexe, soit -5/6 ans, -3/4 ans et -4/5 ans.

La correction négative proposée de -2 ans ne permet pas de neutraliser la mortalité pendant 10 ans pour les âges les plus probables de souscription.

10.4. Une correction de -2 ans entraînera des rentes dont la prime correspondante demandée par un assureur serait supérieure au capital liquidé.

Il est en effet probable que, lors du prochain changement de leur tarif, les entreprises d'assurances proposeront des primes uniques équivalentes à celles qui seraient obtenues en utilisant les tables prospectives corrigées avec rajeunissements plus importants⁴ pour des raisons techniques et prudentielles évidentes.

En outre, on pourrait craindre qu'un certain manque de cohérence entre leurs messages soit reproché aux autorités de contrôle belges :

- des conditions techniques assez basses imposées aux organisateurs (employeurs / secteurs),
- un renforcement des normes techniques et prudentielles imposées aux assureurs et aux institutions de retraite professionnelle.

Il est sans doute assez ironique de constater que la correction de -5 ans retenue précédemment sur des bases significativement différentes semble avoir gardé une bonne partie de sa pertinence...

Philippe Delfosse / Pascal Boelen /Mohammed El Hadri
Actuaires IA|BE (Institut des Actuaires en Belgique)

⁴ On peut rappeler les résultats fondamentaux (et plus que centennaires Cramer et Lundberg 1909) de la théorie de la ruine individuelle : un organisme d'assurance qui travaille sans marge de sécurité par rapport à la moyenne des sinistres connaîtra la ruine avec certitude quelque soit le montant de ses réserves initiales.

Annexe 1 : un exemple d'anti-sélection outre Atlantique

Le tableau ci-dessous reprend les probabilités de décès au cours de l'année pour un homme âgé de 65 ans en 1998. Ces estimations proviennent du Government Actuary's Department et de l'Institute of Actuaries (USA).

La première colonne reprend l'âge, la deuxième comprend la probabilité de décès au cours de l'année à cet âge pour un assuré de la population totale. La troisième colonne contient la probabilité de décès si le rentier a le choix entre la rente et le capital et la quatrième colonne donne la probabilité de décès pour un rentier qui n'a pas eu le choix entre la rente et le capital.

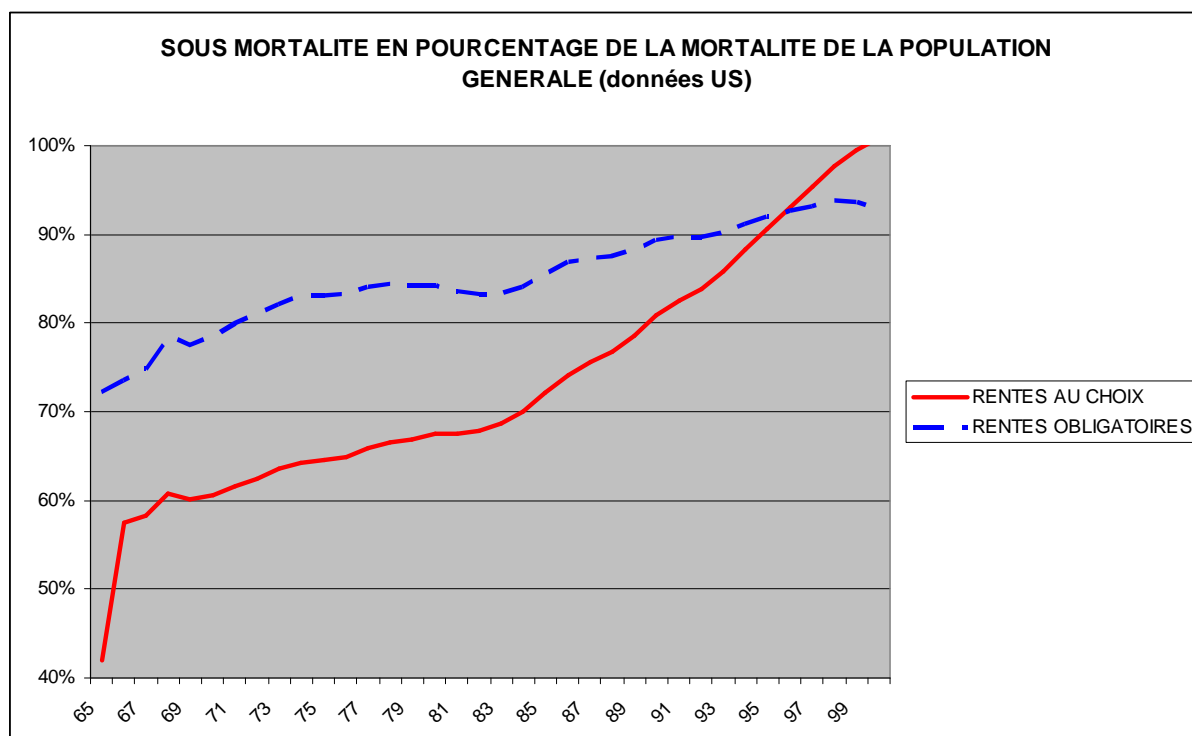
TABLE 1
Projected Mortality Rates, Using Population and Annuitant Mortality Tables, for a Man who is 65 Years Old in 1998

<i>Age</i>	<i>Population</i>	<i>Voluntary annuitant</i>	<i>Compulsory annuitant</i>
65	0.0212	0.0089	0.0153
66	0.0230	0.0132	0.0169
67	0.0249	0.0145	0.0186
68	0.0268	0.0160	0.0206
69	0.0293	0.0176	0.0227
70	0.0320	0.0194	0.0251
71	0.0347	0.0214	0.0277
72	0.0378	0.0236	0.0306
73	0.0411	0.0261	0.0337
74	0.0448	0.0288	0.0372
75	0.0494	0.0319	0.0410
76	0.0542	0.0352	0.0451
77	0.0592	0.0390	0.0497
78	0.0648	0.0431	0.0546
79	0.0711	0.0476	0.0599
80	0.0781	0.0527	0.0657
81	0.0862	0.0582	0.0720
82	0.0947	0.0643	0.0788
83	0.1033	0.0709	0.0860
84	0.1117	0.0782	0.0938
85	0.1195	0.0862	0.1021
86	0.1279	0.0949	0.1110
87	0.1380	0.1043	0.1205
88	0.1492	0.1146	0.1305
89	0.1600	0.1258	0.1411
90	0.1705	0.1379	0.1522
91	0.1828	0.1509	0.1640
92	0.1967	0.1649	0.1763
93	0.2097	0.1800	0.1891
94	0.2222	0.1962	0.2024
95	0.2354	0.2134	0.2163
96	0.2492	0.2318	0.2306
97	0.2635	0.2513	0.2454
98	0.2781	0.2719	0.2606
99	0.2951	0.2937	0.2761
100	0.3140	0.3167	0.2920

Note: Each entry shows the probability of dying within a year.

Source: Government Actuary's Department and Institute of Actuaries Continuous Mortality Improvement Bureau. See text for further description.

En mettant sous forme de graphique, le rapport entre les probabilités de décès, on met en évidence la sous mortalité des rentiers, en particulier, si le rentier a eu le choix entre la rente et le capital. Cet effet s'atténue aux grands âges.



Annexe 2 : régression logit

Extrait de :

TABLES DE MORTALITE D'EXPERIENCE POUR DES PORTEFEUILLES DE RENTIERS - Frédéric PLANCHET

Note méthodologique *Institut des Actuaires Tables d'expérience Version 1.0 Octobre 2005*

3.2.1. Régression logistique

Deux approches sont envisageables. Lorsque l'on souhaite positionner une table par rapport à une autre, il peut apparaître naturel d'effectuer la régression des logits des taux bruts sur les logits de la table de référence, ce qui conduit au modèle suivant :

$$\ln(q_{xt} / (1 - q_{xt})) = a_t \ln(q_{xt}^{ref} / (1 - q_{xt}^{ref})) + b_t + \varepsilon_{xt}$$

ou encore :

$$\mathbf{lg}_x(t) = a_t \mathbf{lg}_x^{ref}(t) + b_t + \varepsilon_{xt}$$

La mise en œuvre de cette approche si l'on retient un critère de type « moindres carrés » est très simple, puisqu'il s'agit d'une régression linéaire dans le cadre d'un modèle linéaire ordinaire. On dispose donc d'une expression explicite des paramètres a et b .

Elle permet au surplus une extrapolation aisée des logits des taux d'expérience dans les plages d'âge pour lesquelles les données d'expérience seraient insuffisantes.