

Expérience canadienne de mortalité des rentiers pour les produits de rentes collectives, années civiles 2007 à 2016

1 Résumé

Voici le deuxième rapport découlant d'une étude sur l'expérience relative aux produits de rentes collectives des sociétés d'assurance-vie. Couvrant une période de 10 ans, cette étude utilise plus de données sur l'expérience des rentiers que toute autre étude de l'ICA à ce jour.

Ce rapport porte sur la construction d'une nouvelle table de mortalité, [GAC2012](#), basée sur l'expérience à l'étude. Il existe des différences importantes par rapport à CPM2014priv, qui a été utilisée pour la mortalité prévue dans l'étude précédente.

L'étude montre que la nouvelle table, projetée avec table d'amélioration de mortalité MI-2017, correspond bien à l'expérience, particulièrement selon l'âge et selon l'année d'expérience. Comme on l'a vu dans le rapport précédent, la variation de l'expérience selon le revenu est importante et les facteurs d'ajustement selon le revenu créés pour CPM2014 semblent bien s'ajuster aux données.

2 Table des matières

1	Résumé	1
2	Table des matières.....	1
3	Introduction.....	2
4	Aperçu.....	3
5	Analyse.....	9
5.1	Rentes viagères/rentes réversibles.....	9
5.2	Prestations déterminées ou non déterminées	10
5.3	Revenu.....	10
5.4	Période précédant la retraite.....	15
6	Renseignements supplémentaires	15
7	Groupe chargé de la surveillance du projet	15
8	Annexe : Construction de GAC2012	16
8.1	Sous-ensembles des données	16
8.2	Graduation aux âges principaux.....	23
8.3	Prolongement aux âges moins avancés.....	25
8.4	Prolongement aux âges avancés.....	28

8.5	Table finale	31
8.6	Exclusion des deuxièmes rentiers	32
9	Bibliographie.....	34

3 Introduction

En 2014, l'ICA a publié une table de mortalité fondée sur des données recueillies auprès de certains régimes de retraite. Certaines sociétés d'assurance se sont demandé si l'expérience des rentiers pour les produits de rentes collectives serait semblable ou distincte de l'ensemble de données qui sous-tend la nouvelle table. Par conséquent, l'ICA a entrepris une étude portant sur l'expérience des produits de rentes collectives des sociétés d'assurance-vie au Canada, que nous appellerons Étude de mortalité des rentiers pour les produits de rentes collectives (EMRC). Le premier rapport sur l'expérience des années civiles 2007 à 2012 a été publié en 2016. L'étude a depuis lors été élargie pour inclure quatre années supplémentaires de données, jusqu'en 2016. Le présent rapport examine l'expérience de la même manière que dans le rapport précédent. (Certaines des observations du rapport précédent sont répétées ici; la lecture du rapport précédent n'est pas une condition préalable à la compréhension de celui-ci.) Depuis la parution du rapport précédent, l'ICA a publié une nouvelle échelle d'amélioration de la mortalité, [MI-2017](#). Cette échelle est utilisée dans le présent rapport pour la plupart des cas pour représenter l'amélioration de la mortalité (l'échelle CPM-B est utilisée dans certains cas à des fins de comparaison).

Six sociétés d'assurance-vie participent actuellement à l'étude. La table 1 présente les sociétés et le pourcentage de l'exposition de chaque société, établie d'après le revenu.

Sociétés	Pourcentage d'exposition
Canada-Vie	18%
Desjardins	7%
Industrielle Alliance	15%
Manuvie	12%
Standard Life	19%
Sun Life	28%

Sauf indication contraire dans le présent rapport, la mortalité prévue est calculée à partir de la table GAC2012 avec projection à la table MI-2017 à l'année civile appropriée, sans ajustement selon le revenu. (GAC2012 est une nouvelle table, une table de mortalité des rentiers pour les produits de rentes collectives au Canada, dont l'expérience est centrée sur 2012. La table est basée sur la même expérience que celle présentée dans le présent rapport. La construction de la table est décrite en [annexe](#).)

Cette base de mortalité est appelée ici « qGA » par commodité. GAC2012 est utilisée plutôt que CPM2014priv, laquelle avait été utilisée dans le rapport précédent, car la table GAC2012 a été construite à partir des données à l'étude. MI-2017 est utilisée plutôt que CPM-B puisqu'elle est une œuvre récente de l'ICA et qu'il s'agit d'une échelle d'amélioration à usage général. L'utilisation de la base qGA ne devrait pas sous-entendre qu'elle est recommandée pour ce bloc de rentes. Dans la présente étude, nous observons le rapprochement entre la base qGA et l'expérience de mortalité des rentiers pour les produits des rentes collectives.

Plusieurs tables du présent rapport affichent des écarts-types rattachés aux ratios de données réelles aux données prévues (ratios R/P). Ces ratios sont calculés selon l'hypothèse voulant que l'exposition de chaque assuré actif au cours de l'année qui suit est indépendante de l'exposition de tous les autres assurés actifs, que le nombre de décès au sein d'un groupe d'assurés actifs de même sexe, âge et année est soumis à une loi binomiale et que la moyenne de la répartition exprimée soit par la base qGA. La formule de l'écart-type est affichée ci-après, selon le revenu, où K_i représente le revenu annualisé et n_i correspond au nombre de rentiers touchant ce revenu et qui sont de même âge, sexe et année. La sommation est faite sur tous les rentiers pris en compte. La même formule peut être utilisée selon le nombre, sauf que K_i représente 1 dans tous les cas.

$$\text{Écart-type du ratio R/P selon le revenu} = \frac{\left(\sum_i K_i^2 n_i p_i q_i \right)^{0.5}}{\sum_i K_i n_i q_i}$$

4 Aperçu

Les six sociétés ont fourni des données pour les années civiles 2007 à 2016. Ces données ont été soumises à des vérifications pour garantir l'uniformité entre les années et, au besoin, des corrections ont été apportées. Toutes les sociétés ont approuvé leurs données, qu'elles jugeaient suffisamment précises aux fins de la présente étude.

Les données fournies et la méthode d'exécution de l'étude ressemblent de très près à celles de l'étude sur la mortalité des rentiers pour les produits de rentes individuelles, à une exception près : aux fins de la présente étude, les codes d'industrie devaient être fournis pour chaque groupe, tout comme le code postal pour chaque rentier. Les sociétés ne sont pas toutes en mesure de fournir ces codes; par conséquent, l'utilisation de ces données a été reportée jusqu'à ce qu'un nombre suffisant de sociétés puissent les fournir.

Dans la présente étude, il a été possible d'établir une distinction entre l'expérience fondée sur le sexe, l'année de naissance, l'année d'expérience, le montant du revenu annualisé, la provenance ou non d'un régime à prestations déterminées, et s'il s'agit d'une rente viagère ou d'une rente réversible.

Chaque enregistrement est considéré comme distinct. Bien que les sociétés soient encouragées à transmettre un seul enregistrement par personne, elles ne sont pas toutes en mesure de le faire. Par conséquent, l'en-tête « nombre » dans les tables désigne le nombre d'enregistrements et peut être un peu plus élevé que le nombre de personnes. Les études effectuées en fonction du montant de revenu annualisé tiennent compte du revenu correspondant à chaque enregistrement. Dans certains cas, les enregistrements peuvent apparaître dans une tranche inférieure à celle qui serait appropriée pour la personne. Bien entendu, dans certains cas, les enregistrements d'une personne peuvent apparaître dans les données de plusieurs sociétés; il n'existe aucun moyen réalisable de combiner ces enregistrements.

Chaque société participante a fourni des facteurs à appliquer aux décès déclarés afin de constituer une estimation des décès encourus mais non déclarés (IBNR). Dans le présent rapport, tous les décès et le revenu annualisé des personnes décédées ont été ajustés pour tenir compte des décès IBNR à la date d'extraction des données pour 2016. Le même facteur est utilisé pour le nombre de décès et le revenu des personnes décédées. Les expositions ne sont pas ajustées.

Les pratiques en usage pour vérifier la survie des rentiers varient considérablement d'une société à l'autre, en particulier pour les deuxièmes rentiers. Les facteurs relatifs aux décès IBNR varient en conséquence.

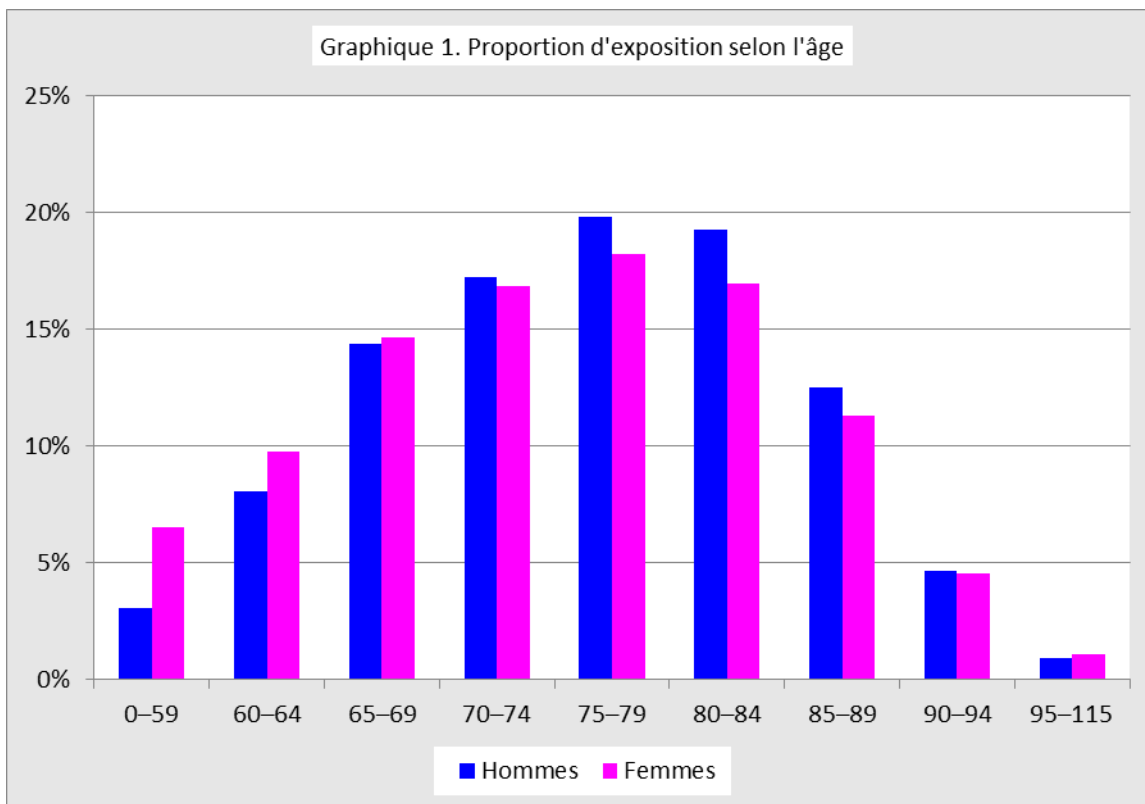
Les facteurs relatifs aux décès IBNR des sociétés participantes sont réputés confidentiels. Toutefois, la table 2 est incluse pour fournir au lecteur une idée de l'importance des facteurs. La table indique la moyenne simple des facteurs relatifs aux décès IBNR pour les six sociétés participantes, englobant les hommes et les femmes. Par exemple, les données sur les décès de rentiers touchant une rente viagère qui ont été fournies trois ans auparavant sont majorées de 0,8 % pour tenir compte des facteurs relatifs aux décès IBNR. À noter que la moyenne n'est pas nécessairement significative en raison de la variabilité par société, particulièrement au cours des premières années.

Délai	Rente viagère	Premier rentier	Deuxième rentier
1	6,4%	5,6%	50%
2	1,2%	1,1%	18%
3	0,8%	0,6%	9,5%
4	0,3%	0,1%	6,3%
5	0,1%	0,0%	3,4%
6	0,0%	0,0%	2,2%
7	0,0%	0,0%	1,3%
8	0,0%	0,0%	0,1%
9	0,0%	0,0%	0,1%
10	0,0%	0,0%	0,0%

La table 3 renferme une comparaison de l'exposition et des décès pris en compte dans le présent rapport (et utilisée pour construire GAC2012) et des totaux issus des études qui sous-tendent la construction de la table de mortalité individuelle CIP2014 et de la table des régimes de retraite du secteur privé CPM2014priv. (Les âges n'ont pas tous été utilisés aux fins de la construction de la table.) La table montre que l'étude utilise plus de données que les études précédentes, sauf pour ce qui est du nombre de décès.

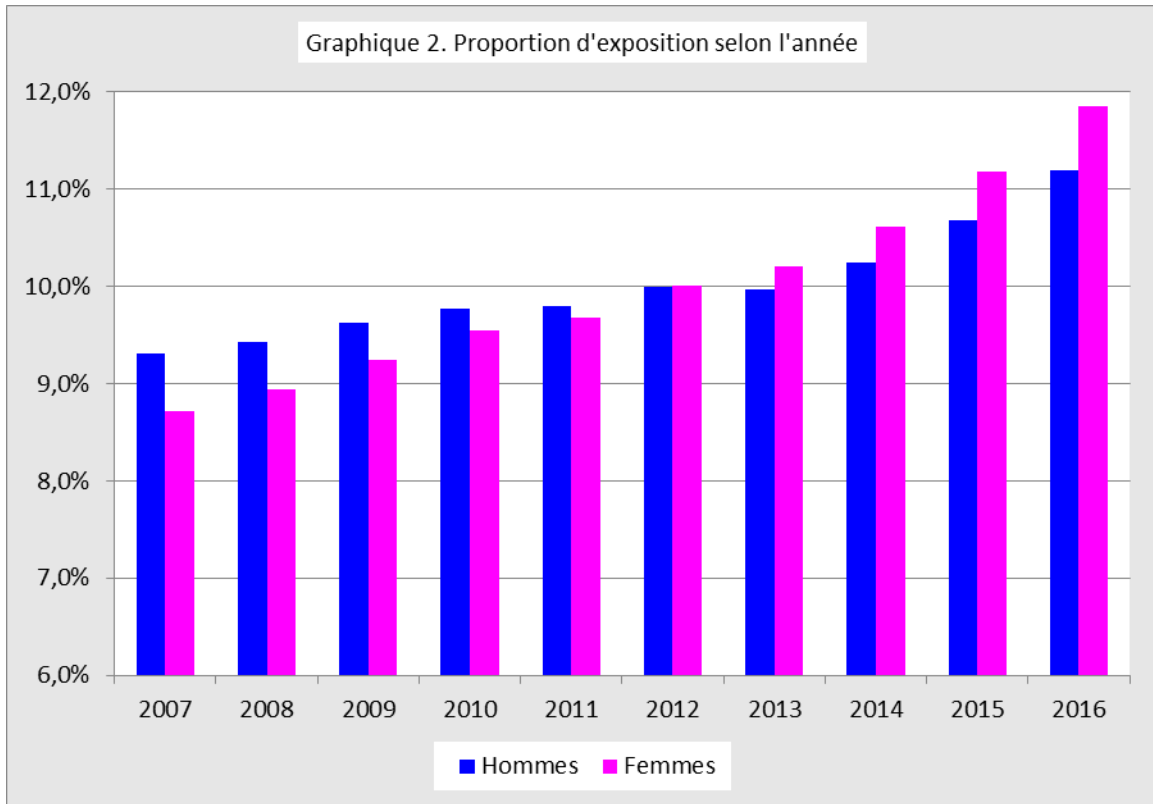
Source	Table	Exposition		Décès	
		Nombre	Revenu	Nombre	Revenu
Bénéficiaires de rentes collectives	GAC2012	3 773 070	21 844 766	180 609	888 721
Bénéficiaires de rentes individuelles	CIP2014	3 649 413	14 845 090	225 438	809 949
Retraités PD (privé)	CPM2014priv	962 899	10 519 535	46 838	372 876

Le graphique 1 présente la répartition de l'exposition, selon le revenu, en groupes d'âge principalement quinquennaux. L'âge moyen est de 75,9 ans pour les hommes et de 74,7 ans pour les femmes. En dehors des âges 60 à 89, l'exposition est relativement faible. Il convient de noter que la répartition selon l'âge est légèrement plus uniforme pour les femmes que pour les hommes.

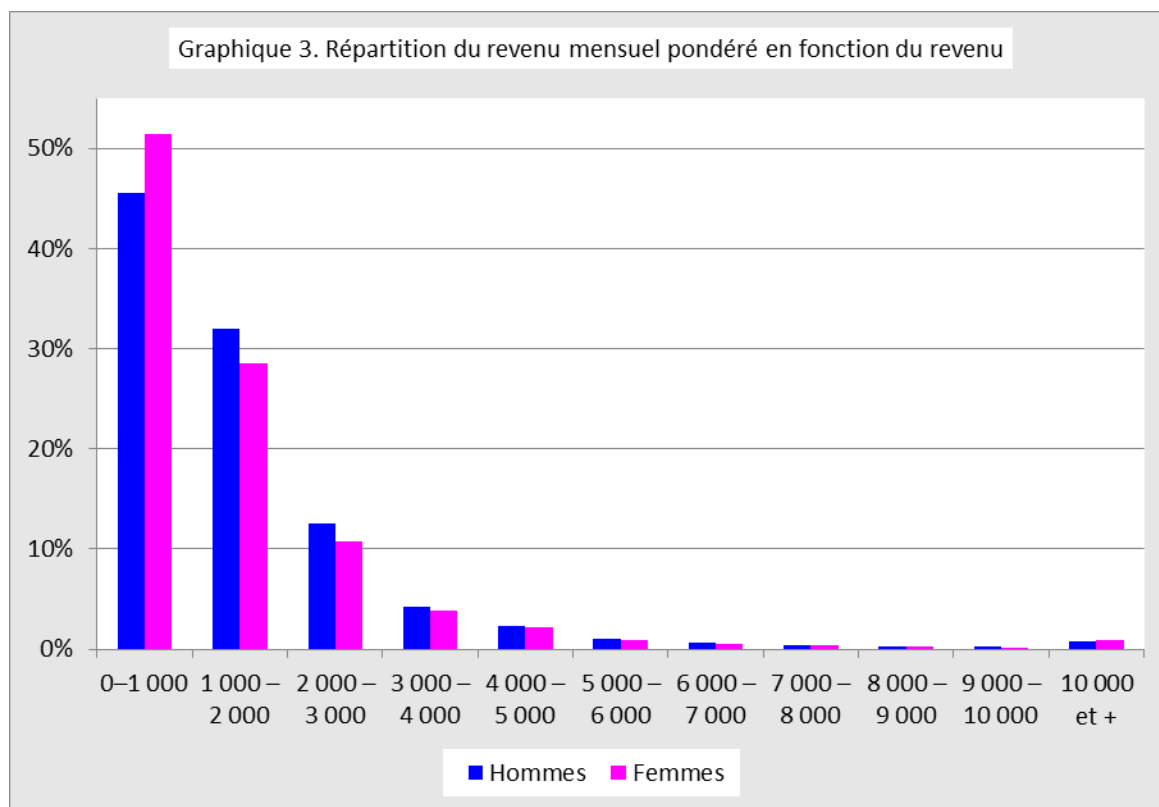


Le graphique 2 présente la répartition de l'exposition, selon le revenu, au cours de chacune des 10 années civiles prises en compte dans l'étude. La répartition est assez

uniforme; elle augmente légèrement vers les dernières années. La hausse est plus marquée pour les femmes que pour les hommes.



Le graphique 3 présente la répartition des rentes dans l'étude selon le montant du revenu mensuel, pondéré en fonction du revenu. Comme le suggère le graphique, la taille moyenne se situe dans la première tranche de revenu. La rente moyenne pour les hommes s'élève à 518 \$ par mois contre 446 \$ par mois pour les femmes. (Toutefois, certaines rentes de faible montant peuvent représenter des ajustements du revenu d'un retraité plutôt que le montant intégral de la rente; 13 % des rentes pour les hommes et 14 % des rentes pour les femmes sont inférieures à 50 \$ par mois. En ne tenant pas compte de ces rentes de petite taille, les montants moyens passent à 590 \$ pour les hommes et à 513 \$ pour les femmes, respectivement.) Même si quelques rentes de montant élevé sont comptabilisées, le graphique révèle que les rentes de faible montant sont prédominantes.



La table 4 présente les données d'expérience résumées par groupes d'âge principalement quinquennaux, et la table 5, selon les années d'expérience. Ces deux tables renferment des données groupées uniquement selon le revenu. Si la base qGA correspondait bien à l'expérience de mortalité pour cet ensemble de données, les ratios R/P se situeraient en grande partie à l'intérieur d'un ou deux écarts-types de 100 %. La table 4 montre que la correspondance est très bonne, sauf pour les âges inférieurs à 60 ans et supérieurs à 94 ans. La quantité de données pour ces groupes est insuffisante pour permettre de construire une table. La correspondance montrée dans la table 5 est presque aussi bonne. Les ratios R/P se situent à l'intérieur de deux écarts-types de 100 %, sauf pour les hommes en 2007 et 2013 et pour les femmes en 2016.

Table 4. Données d'expérience résumées selon le groupe d'âge. Prévu dans GAC2012 avec MI-2017 (revenu annualisé exprimé en milles)

Groupes d'âge	Exposition		Décès		Réal/Prévu		Écart-type	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
0 à 59	366 403	651 504	2 181	2 123	119,2%	117,0%	10,2%	10,6%
60 à 64	959 499	974 043	7 354	4 796	94,9%	102,4%	5,0%	6,2%
65 à 69	1 706 242	1 458 575	22 329	11 505	101,5%	101,7%	2,7%	3,7%
70 à 74	2 049 217	1 679 568	43 720	21 776	99,3%	98,6%	1,9%	2,6%
75 à 79	2 354 065	1 814 940	83 363	42 293	99,8%	100,8%	1,4%	1,9%
80 à 84	2 290 408	1 690 909	136 378	67 135	99,9%	99,5%	1,2%	1,7%
85 à 89	1 487 608	1 128 002	153 379	82 864	99,0%	99,5%	1,2%	1,6%
90 à 94	555 340	456 149	96 968	58 565	100,8%	98,8%	1,6%	1,7%
95 à 115	112 051	110 243	27 944	24 047	90,8%	97,4%	2,3%	2,3%
Tous	11 880 835	9 963 931	573 616	315 104	99,3%	99,6%	0,6%	0,8%

Table 5. Données d'expérience résumées selon l'année. Prévu dans GAC2012 avec MI-2017 (revenu annualisé exprimé en milles)

Année	Exposition		Décès		Réal/Prévu		Écart-type	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
2007	1 106 055	868 278	49 822	24 791	94,5%	99,1%	1,9%	2,6%
2008	1 120 731	890 585	52 616	26 184	97,4%	99,6%	1,9%	2,6%
2009	1 143 225	921 608	53 976	26 946	98,1%	97,3%	1,9%	2,5%
2010	1 160 638	951 711	56 433	29 585	99,9%	101,0%	1,9%	2,5%
2011	1 163 559	964 355	55 125	30 754	96,4%	100,6%	1,9%	2,4%
2012	1 187 036	997 268	57 955	31 852	99,3%	99,2%	1,9%	2,4%
2013	1 183 927	1 016 563	61 138	34 004	104,4%	101,6%	1,9%	2,4%
2014	1 216 879	1 057 921	59 599	35 446	99,7%	100,5%	1,7%	2,3%
2015	1 268 383	1 114 262	63 324	38 179	102,6%	102,3%	1,7%	2,3%
2016	1 330 400	1 181 381	63 629	37 365	99,8%	94,6%	1,7%	2,2%
Tous	11 880 835	9 963 931	573 616	315 104	99,3%	99,6%	0,6%	0,8%

La table 6 montre les ratios R/P selon le groupe d'âge, où les valeurs prévues reposent sur qGA et CPM-2014priv avec CPM-B (la base utilisée dans le rapport précédent). Les différences entre les deux bases sont indiquées dans les deux dernières colonnes. Ces différences peuvent être assez importantes, même dans les groupes d'âge intermédiaires. Sans surprise, nous concluons que la base de mortalité établie à partir des données correspond bien mieux aux données.

Table 6. Ratio réel/prévu de deux bases de données sur la mortalité, calculé selon le revenu annualisé

Groupes d'âge	GAC2012/MI-2017		CPM2014priv/CPM-B		Différences du ratio R/P	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
0 à 59	119,2%	117,0%	103,0%	123,8%	16,2%	-6,7%
60 à 64	94,9%	102,4%	82,9%	99,1%	11,9%	3,3%
65 à 69	101,5%	101,7%	102,5%	100,4%	-1,1%	1,4%
70 à 74	99,3%	98,6%	106,9%	103,4%	-7,6%	-4,8%
75 à 79	99,8%	100,8%	101,3%	106,5%	-1,5%	-5,7%
80 à 84	99,9%	99,5%	96,6%	96,1%	3,3%	3,3%
85 à 89	99,0%	99,5%	97,7%	95,9%	1,3%	3,6%
90 à 94	100,8%	98,8%	99,7%	95,8%	1,2%	3,0%
95 à 115	90,8%	97,4%	84,5%	90,8%	6,3%	6,6%
Tous	99,3%	99,6%	98,1%	97,7%	1,2%	1,9%

5 Analyse

5.1 Rentes viagères/rentes réversibles

Les données établissent trois types de rentes : la rente viagère, la rente réversible pour le premier rentier et la rente réversible pour le deuxième rentier. (Après le décès du premier rentier, le deuxième rentier, s'il lui survit, est réputé premier rentier.) Les sociétés n'ont pas toutes été en mesure d'inclure des données pour un deuxième rentier. Il n'a pas toujours été possible d'établir une distinction entre un rentier survivant unique touchant une rente réversible et un rentier unique touchant une rente viagère, plus particulièrement lorsque la société d'assurance a assumé le risque après le premier décès.

La table 7 résume l'expérience selon le type de rente.

Table 7. Données d'expérience résumées selon le type de rente. Prévu dans GAC2012 avec MI-2017 (revenu annualisé exprimé en milles)

Type	Exposition		Décès		Réel/Prévu		Écart-type	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Rentes viagères	4 528 449	2 742 235	265 707	137 068	103,3%	106,8%	0,7%	0,9%
Rentes réversibles (premier rentier)	6 893 580	2 015 036	291 101	80 710	95,8%	97,9%	0,8%	1,8%
Rentes réversibles (deuxième rentier)	458 806	5 206 661	16 808	97 326	102,6%	92,0%	6,6%	1,5%
Tous	11 880 835	9 963 931	573 616	315 104	99,3%	99,6%	0,6%	0,8%

Chez les femmes, les ratios R/P sont moins élevés pour les deuxièmes rentiers que pour les premiers rentiers, et ce de façon considérable. On observe généralement que les taux de mortalité des personnes mariées sont nettement inférieurs à ceux des

personnes veuves ou célibataires. Une femme sera deuxième rentière seulement si le premier rentier est encore vivant. Le deuxième rentier vit souvent, mais pas toujours, avec le premier rentier. Par conséquent, il n'est pas étonnant que le ratio R/P des deuxièmes rentiers soit sensiblement inférieur à celui des premiers rentiers. Le fait que le ratio R/P soit plus élevé chez les hommes deuxièmes rentiers que chez les hommes premiers rentiers est plus surprenant, mais il y a très peu d'exposition chez les hommes deuxièmes rentiers.

5.2 Prestations déterminées ou non déterminées

Les données définissent trois types de régimes de retraite : des régimes à prestations déterminées (PD), d'autres types de régimes (autres que PD), notamment des régimes à cotisations déterminées et des régimes collectifs enregistrés d'épargne-retraite (REER), et le type « inconnu ». L'une des sociétés utilise le terme « inconnu » lorsque son système administratif n'indiquait pas le type de régime de retraite.

La table 8 résume l'expérience de mortalité selon le type de régime de retraite. Malheureusement, il y a tellement d'« inconnu » qu'il est difficile d'en déduire quoi que ce soit. Dans les cas où le type de régime est connu, la différence entre l'expérience des régimes PD et celles des autres régimes ne semble pas statistiquement significative.

Table 8. Données d'expérience résumées selon le type de régime de retraite. Prévu dans GAC2012 avec MI-2017 (revenu annualisé exprimé en milles)

Régime de retraite	Exposition		Décès		Réal/Prévu		Écart-type	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
PD	5 641 739	4 963 704	252 269	131 264	100,7%	96,1%	0,9%	1,1%
Non PD	1 441 313	1 297 650	78 758	45 584	98,2%	98,9%	1,4%	1,7%
Inconnu	4 797 783	3 702 578	242 589	138 256	98,3%	103,3%	0,9%	1,2%
Tous	11 880 835	9 963 931	573 616	315 104	99,3%	99,6%	0,6%	0,8%

5.3 Revenu

Les données qui sous-tendent la table CPM2014 affichent une forte corrélation entre le niveau de mortalité et le montant de la rente, au point où les facteurs d'ajustement selon le revenu ont été publiés avec les tables CPM2014. Il importe de déterminer si les données sur les rentes collectives présentent une relation semblable.

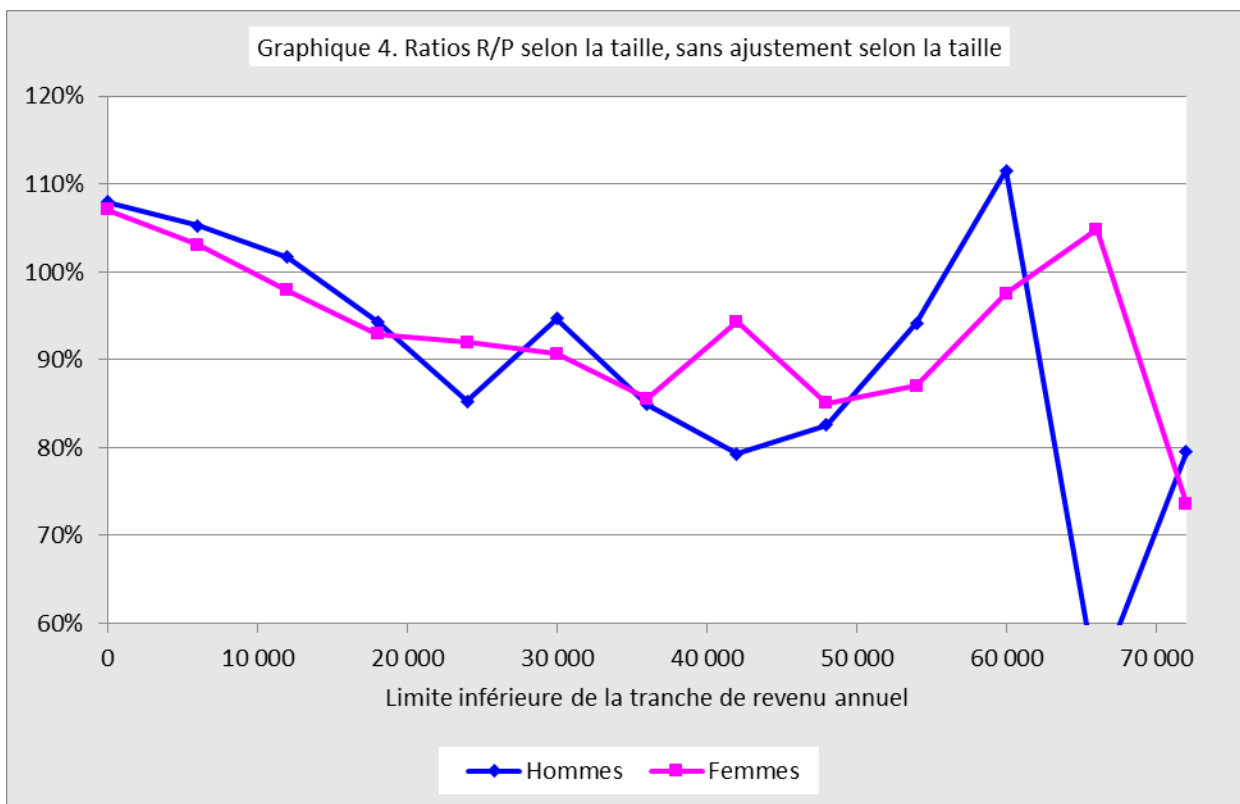
La table 9 affiche l'expérience par tranche de revenu par incrément de 6 000. À l'instar du rapport de la table CPM, les tranches sont ajustées approximativement d'après le revenu hebdomadaire moyen (RHM). Le rapport de la table CPM suppose qu'entre 2007 et 2016, le RHM représentait environ 95 % de sa valeur de 2014. En conséquence, la première tranche de revenu comprend des montants annuels oscillant entre 0 \$ et 5 699 \$, la deuxième renferme des montants de 5 700 \$ à 11 399 \$, etc. Cet ajustement des tranches a été utilisé pour toutes les années d'expérience. Il n'était pas pratique de

tenir compte de la variation annuelle du RHM, comme on l'a fait à la table CPM. La mortalité prévue à la table 9, comme à toutes les tables et tous les graphiques antérieurs, repose sur la base qGA sans ajustement pour le revenu.

Comme l'indiquent les écarts-types, il est difficile de déduire quoi que ce soit pour les tranches supérieures, mais les tranches inférieures affichent une forte tendance à la baisse à mesure qu'augmente le revenu. Les observations avec les tranches les plus élevées doivent être utilisées avec prudence.

Revenu annuel	Expositions		Décès		Réel/Prévu		Écart-type	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
0 à 5 999	2 510 104	2 600 554	148 427	107 206	108,0%	107,1%	0,5%	0,5%
6 000 à 11 999	2 657 655	2 329 001	143 861	78 191	105,3%	103,1%	0,7%	1,0%
12 000 à 17 999	2 321 169	1 758 022	100 960	45 945	101,7%	97,9%	1,1%	1,7%
18 000 à 23 999	1 485 704	1 114 943	58 707	27 418	94,4%	92,9%	1,7%	2,5%
24 000 à 29 999	1 163 482	817 346	41 589	19 001	85,3%	92,0%	2,2%	3,4%
30 000 à 35 999	450 590	348 270	18 701	8 870	94,7%	90,7%	3,8%	5,4%
36 000 à 41 999	316 292	244 159	12 448	5 774	84,9%	85,6%	4,8%	7,1%
42 000 à 47 999	222 812	162 939	9 243	4 268	79,3%	94,3%	5,7%	9,4%
48 000 à 53 999	175 734	140 644	7 149	3 699	82,6%	85,0%	7,1%	10,2%
54 000 à 59 999	123 377	93 602	6 485	3 124	94,2%	87,0%	8,4%	11,7%
60 000 à 65 999	92 148	71 076	5 630	2 474	111,5%	97,5%	10,4%	14,8%
66 000 à 71 999	46 995	31 931	1 399	1 053	53,1%	104,8%	14,9%	24,5%
72 000 et plus	314 772	251 444	19 015	8 081	79,5%	73,6%	8,1%	13,2%
Tous	11 880 835	9 963 931	573 616	315 104	99,3%	99,6%	0,6%	0,8%

Le graphique 4 présente les ratios R/P sous forme de graphique. La pente vers le bas est très évidente. La pente appliquée aux hommes semble légèrement plus abrupte que celle des femmes, mais la différence n'est pas importante sur le plan statistique.



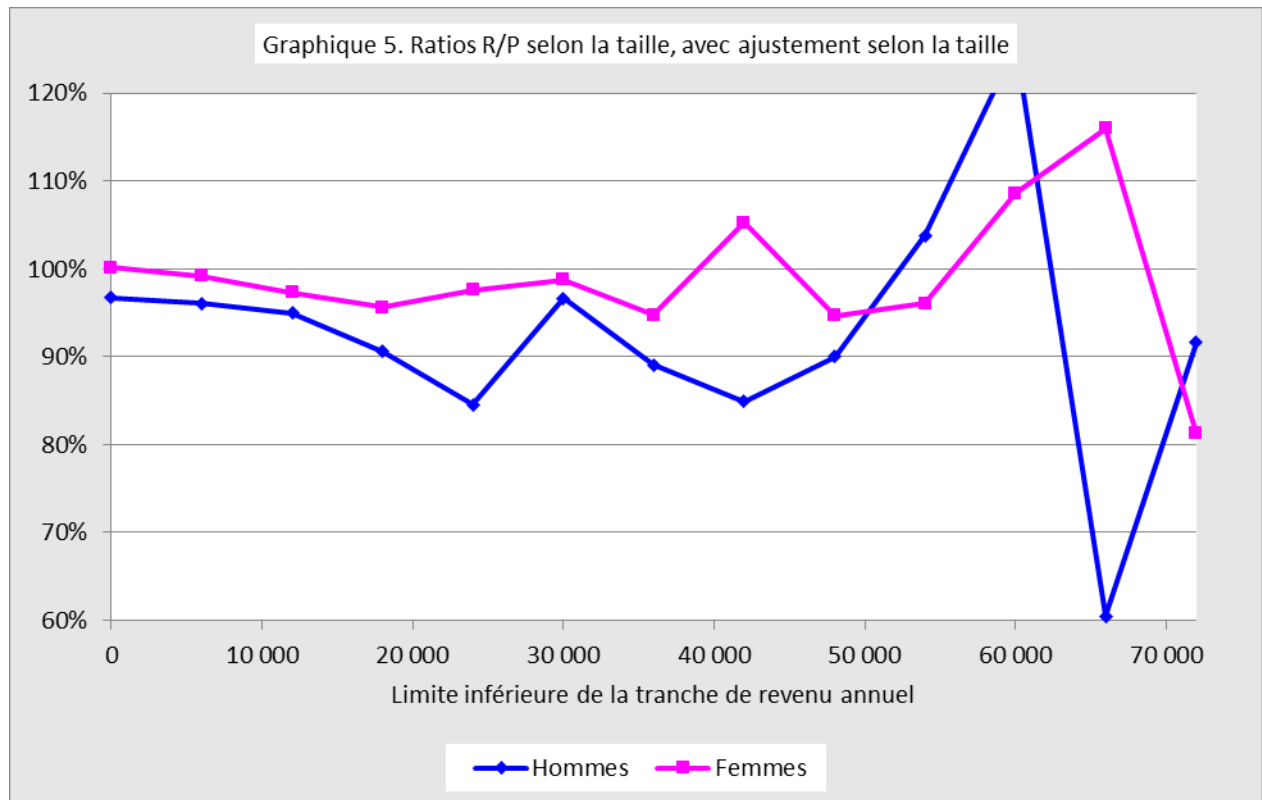
La table 10 est semblable à la table 9, mais les taux de mortalité prévus ont été ajustés selon le revenu à l'aide de facteurs publiés avec la table CPM2014priv. Si les facteurs d'ajustement selon le revenu étaient pertinents pour les données sur les rentes collectives, les ratios R/P seraient très constants dans la table 10.

Table 10. Données d'expérience résumées selon la tranche de revenu annuel. Prévus dans GAC2012 avec MI-2017 avec ajustement selon la taille (revenu annualisé exprimé en milles)

Revenu annuel	Expositions		Décès		Réel/Prévu		Écart-type	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
0 à 5 999	2 510 104	2 600 554	148 427	107 206	96,8%	100,2%	0,4%	0,5%
6 000 à 11 999	2 657 655	2 329 001	143 861	78 191	96,1%	99,2%	0,7%	1,0%
12 000 à 17 999	2 321 169	1 758 022	100 960	45 945	95,0%	97,4%	1,1%	1,7%
18 000 à 23 999	1 485 704	1 114 943	58 707	27 418	90,6%	95,6%	1,7%	2,5%
24 000 à 29 999	1 163 482	817 346	41 589	19 001	84,6%	97,6%	2,2%	3,5%
30 000 à 35 999	450 590	348 270	18 701	8 870	96,7%	98,7%	3,8%	5,7%
36 000 à 41 999	316 292	244 159	12 448	5 774	89,1%	94,8%	4,9%	7,5%
42 000 à 47 999	222 812	162 939	9 243	4 268	84,9%	105,3%	6,0%	10,0%
48 000 à 53 999	175 734	140 644	7 149	3 699	90,0%	94,7%	7,5%	10,7%
54 000 à 59 999	123 377	93 602	6 485	3 124	103,8%	96,1%	8,9%	12,4%
60 000 à 65 999	92 148	71 076	5 630	2 474	125,4%	108,6%	11,1%	15,6%
66 000 à 71 999	46 995	31 931	1 399	1 053	60,4%	116,0%	16,0%	25,8%
72 000 et plus	314 772	251 444	19 015	8 081	91,6%	81,3%	8,8%	13,9%
Tous	11 880 835	9 963 931	573 616	315 104	94,1%	98,3%	0,5%	0,7%

Les ratios R/P globaux de la table 10 sont inférieurs à ceux de la table 9, passant de 99,3 % à 94,1 % chez les hommes et de 99,6 % à 98,3 % chez les femmes. Le problème est que les facteurs d'ajustement de la CPM, selon le revenu, ne sont pas étalonnés pour les données de l'EMRC. Si les facteurs d'ajustement pour les hommes baissaient tous de 0,065 pour les hommes et de 0,016 pour les femmes, les ratios R/P seraient les mêmes dans l'ensemble que ceux de la table 9.

Le graphique 5 présente les ratios R/P de la table 10 sous forme de graphique. Il est évident que les courbes sont très aplaties sous la tranche de 48 000 \$ à 53 999 \$. Cette tendance laisse entendre que la variation selon le revenu est semblable à celle observée dans l'étude sur la CPM. Cela a de quoi surprendre! Les facteurs d'ajustement selon le revenu ont été créés à partir d'un ensemble de données complètement différent et avec une table de mortalité différente, mais néanmoins ils s'ajustent bien aux données sur les bénéficiaires de rentes collectives.



Il est important de mentionner que la relation entre le niveau de mortalité et le montant du revenu de retraite est davantage une relation de corrélation que de cause à effet. Bien des objections peuvent être soulevées à l'égard des ajustements selon le revenu. Par exemple, on ne s'attendrait pas à une mortalité différente pour deux hommes qui sont par ailleurs très semblables, mais dont l'un a travaillé pendant 40 ans en participant à un régime de retraite et l'autre a participé à quatre régimes différents à raison de 10 ans chacun. L'ajustement selon le revenu suppose toutefois une mortalité plus élevée pour le second.

La présente étude ne nous permet pas d'analyser la situation de chaque retraité au-delà des données démographiques fournies. Néanmoins, les données révèlent sans l'ombre d'un doute que les taux de mortalité chutent à mesure que le revenu augmente, du moins pour les tranches où nous avons suffisamment de données disponibles. Il convient d'aviser les actuaires d'être prudents avec l'utilisation de la relation selon le revenu, mais la question de savoir si l'ajustement selon le revenu convient à une situation particulière dépasse le mandat de la présente étude.

5.4 Période précédant la retraite

Dans la plupart des cas, les sociétés participantes ne sont pas en mesure de déterminer la date de la retraite. La date d'émission enregistrée correspond à la date de l'acceptation du risque par la société. Dans le cas d'une stratégie de réduction des risques de la part des fiduciaires du régime, cette date peut dépasser de bien des années le départ à la retraite. En conséquence, la période à compter de l'émission de la rente n'est pas pertinente et elle n'est pas analysée dans le cadre du présent rapport.

6 Renseignements supplémentaires

Pour ceux qui souhaitent analyser les données plus en profondeur, un outil ayant servi à élaborer le présent rapport peut être téléchargé. Cet outil est constitué d'un classeur Excel et d'un fichier binaire renfermant les données résumées. Ces deux fichiers et un fichier texte comprenant les instructions d'installation sont jumelés dans un [fichier .zip](#).

7 Groupe chargé de la surveillance du projet

Le Groupe chargé de la surveillance du projet portant sur l'expérience des rentiers pour les produits de rentes collectives est chargé du contenu du présent rapport. La liste des membres du groupe qui ont pris part à l'examen du rapport figure ci-après. Les services de Bob Howard ont été retenus par l'ICA pour compiler les données au nom du groupe.

Caroline Archambault
Jonathan Boivin
Paul Burnell
Anna Doudina
Frances Fu
Olivier Guilbaud (président)
Jennie Leung
Eddy O'Malley
Sylvain Veilleux
Benny Wan

8 Annexe : Construction de GAC2012

Puisqu'il y a maintenant une masse de données assez grande pour justifier la construction d'une table, l'ICA a demandé que cette construction fasse partie de ce projet. Les détails de la construction sont présentés en annexe, car, bien que les actuaires doivent savoir que la table s'ajuste bien aux données sous-jacentes, la connaissance de ces détails n'est pas essentielle. Toutefois, bon nombre voudront comprendre la méthode de construction, tandis que quelques-uns souhaiteront vérifier si la méthode a été appliquée correctement ou chercheront à produire une variante de la table en s'inspirant des principes de base.

8.1 Sous-ensembles des données

La table doit se baser sur les données, mais cela ne veut pas dire que toutes les données doivent être utilisées. Il existe des segments des données où l'exposition est trop faible pour être utilisable.

8.1.1 Plafond de revenu inclus

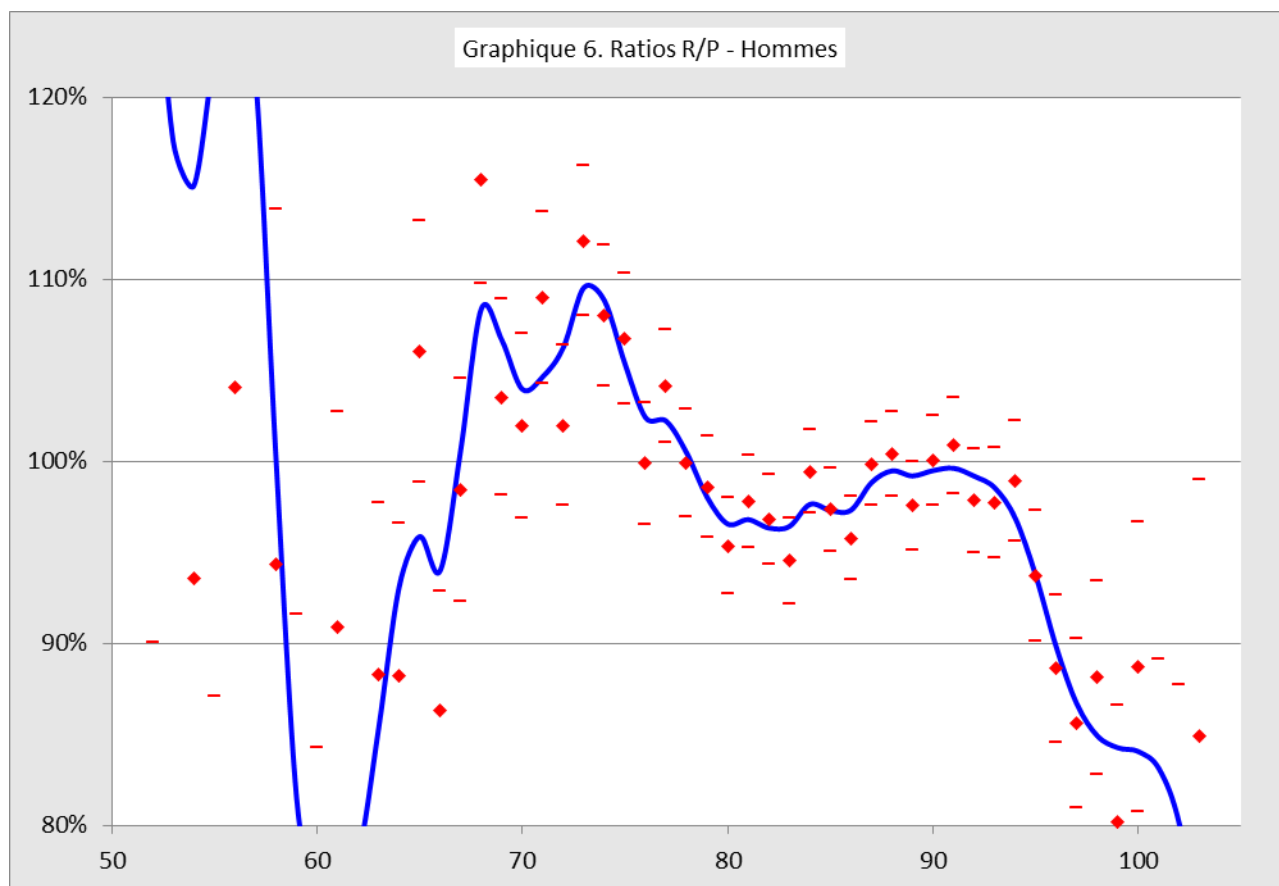
La première chose à vérifier est l'existence éventuelle d'un plafond de revenu. La table 11 montre l'exposition et les décès pour plusieurs tranches de revenu annualisé. Les tranches sont indiquées par leur limite inférieure; la tranche la plus élevée n'a pas de limite supérieure. La colonne « Pourcentage » représente le revenu total de la tranche respective.

Il est possible que de très grosses rentes soient source d'anomalies en raison de leur forte incidence sur le total. Or, cela ne semble pas être le cas pour l'ensemble de données. Toutefois, il est tout de même sage de limiter l'impact maximal qu'une rente puisse avoir. À noter que moins de 0,25 % du revenu se trouve dans l'une des tranches de revenu supérieures à 120 000 \$. Il a donc été décidé, de façon arbitraire il faut le reconnaître, de fixer un plafond de 120 000 \$. Ainsi, toute rente dont le revenu annualisé est supérieur à 120 000 \$ est incluse dans la construction de la table à une valeur de seulement 120 000 \$.

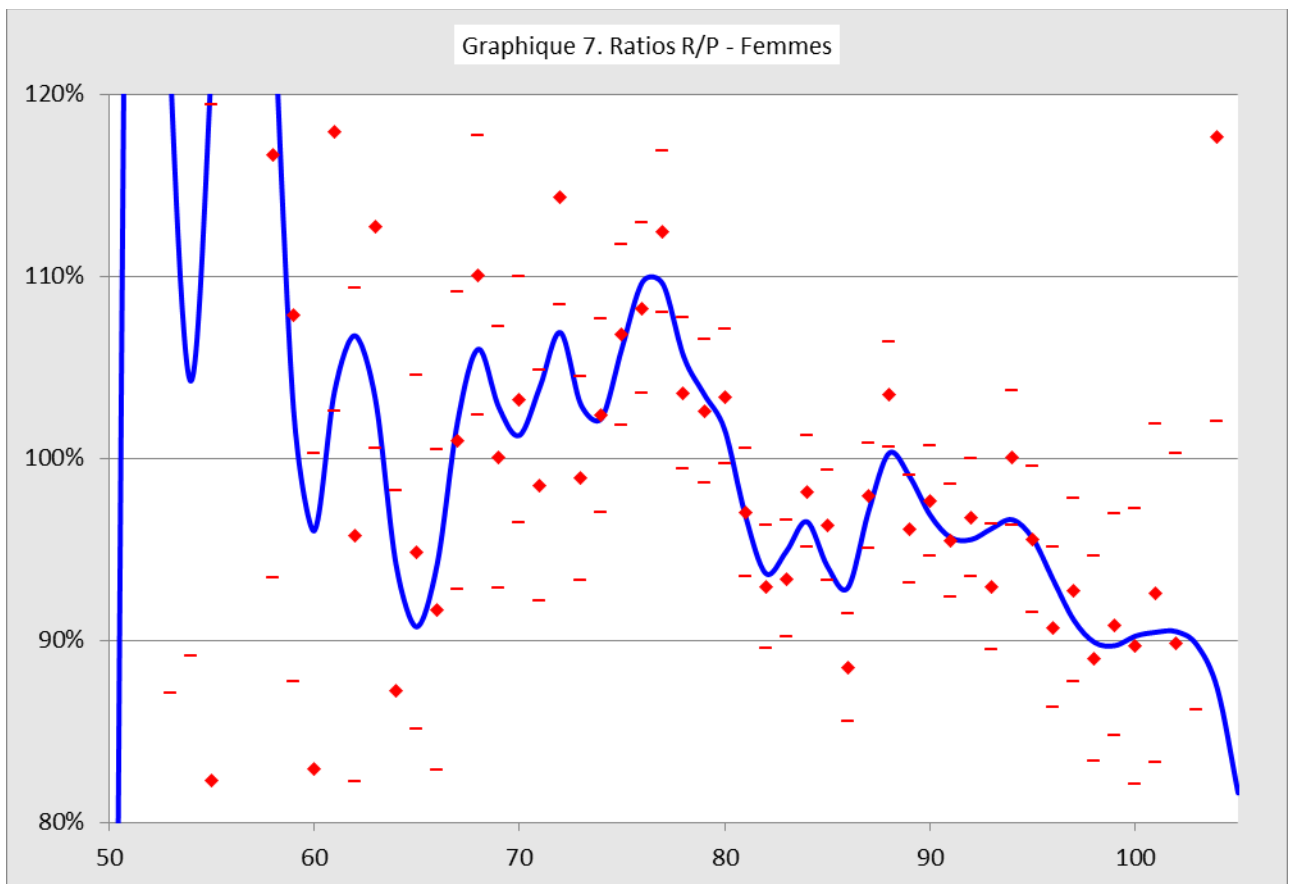
Limite inférieure	Exposition			Décès		
	Nombre	Revenu	Pourcentage	Nombre	Revenu	Pourcentage
0	3 765 165	21 123 134	96,70%	177 631	840 983	96,34%
60 000	4 701	319 423	1,46%	187	12 713	1,46%
80 000	1 567	140 187	0,64%	77	6 878	0,79%
100 000	758	82 860	0,38%	32	3 494	0,40%
120 000	377	49 955	0,23%	25	3 327	0,38%
150 000	264	42 942	0,20%	19	3 017	0,35%
200 000	150	36 565	0,17%	4	997	0,11%
300 000	87	49 700	0,23%	2	1 485	0,17%
Tous	3 773 070	21 844 766	100,00%	177 977	872 893	100,00%

8.1.2 Âges à inclure

La prochaine question à examiner est celle des âges à inclure dans la graduation des données. Les graphiques 6 et 7 présentent les ratios R/P (sur CPM2014priv avec CPM-B). Les losanges rouges indiquent le ratio observé. Les traits rouges au-dessus et en dessous indiquent le ratio observé à plus ou moins un écart-type. Les courbes en bleu représentent le ratio des valeurs réelles graduées, avec un lissage relativement faible¹, aux valeurs attendues.



¹ Ratios R/P gradués selon Whittaker-Henderson, une différence d'ordre 4 et un facteur d'équilibrage de 0,1. Les poids sont des valeurs attendues normalisées exprimées en fonction du revenu.



Il est évident que les âges intermédiaires sont bien appuyés par les données, mais, pour ce qui est des âges inférieurs à 60 ans, il y a trop peu de données pour avoir une grande confiance dans les ratios estimés à partir de l'expérience.

La table 12 montre quelque chose d'inattendu. Les taux de mortalité sont étonnamment stables pour les âges inférieurs à 62 ans. Or, il n'y a pas assez d'information pour en déterminer la raison. Il est possible que le nombre de départs à la retraite chez les personnes à un âge moins avancé et en mauvaise santé soit disproportionné. La table finale devrait-elle refléter cet aplatissement de la courbe de mortalité? En raison de cette incertitude, les taux gradués ne seront utilisés que jusqu'à l'âge de 65 ans.

Dans les tables 12 et 13, la colonne intitulée « Taux lissé » découle de la même graduation que la courbe bleue des graphiques 6 et 7.

Âge	Taux brut		Taux lissé	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
55	0,0058	0,0019	0,0058	0,0029
56	0,0055	0,0044	0,0067	0,0039
57	0,0090	0,0048	0,0071	0,0044
58	0,0061	0,0038	0,0065	0,0041
59	0,0053	0,0039	0,0058	0,0037
60	0,0054	0,0033	0,0058	0,0038
61	0,0076	0,0052	0,0064	0,0045
62	0,0062	0,0046	0,0071	0,0051
63	0,0086	0,0060	0,0083	0,0055
64	0,0091	0,0051	0,0096	0,0055
65	0,0117	0,0061	0,0106	0,0058

Passé l'âge de 95 ans, le problème est différent. Plus l'âge est élevé, plus les taux de mortalité sont bas par rapport à toute attente raisonnable. Il s'agit d'une tendance typique que l'on observe lorsqu'il y a déclaration incomplète des décès ou que les décès sont déclarés très tardivement (Howard, 2014). Il est probable que les sociétés d'assurance, malgré tous leurs efforts, aient perdu contact avec certaines des personnes très âgées, dont quelques-unes sont déjà décédées. Ce déficit d'information se traduit par une sous-estimation des décès et une surestimation des expositions. Le problème est suffisamment important pour être constaté uniquement à des âges très avancés.

La tendance se manifeste clairement à la table 13, surtout chez les hommes. Il n'est pas raisonnable que la pente de la courbe de mortalité soit descendante après 100 ans, mais c'est ce que nous observons.

Âge	Taux brut		Taux lissé	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
95	0,234	0,187	0,234	0,187
96	0,243	0,198	0,246	0,204
97	0,256	0,226	0,259	0,222
98	0,284	0,240	0,274	0,242
99	0,277	0,268	0,291	0,264
100	0,327	0,285	0,310	0,287
101	0,309	0,316	0,324	0,308
102	0,316	0,325	0,330	0,327
103	0,369	0,277	0,319	0,342
104	0,249	0,469	0,282	0,348
105	0,201	0,258	0,210	0,342

En raison des doutes sur l'exactitude des données aux âges les plus avancés, la table finale n'utilisera des taux gradués que jusqu'à 95 ans.

8.1.3 Année centrale

Il est devenu traditionnel de baser les tables de mortalité des rentiers sur l'année de publication en utilisant l'amélioration de la mortalité jusqu'à cette année-là. Or, certains actuaires qui ont participé à la construction de tables récemment ont conclu que ce choix était malheureux. Lorsqu'une nouvelle échelle d'amélioration est créée, elle ne peut être appliquée directement à la table publiée, car l'expérience qui sous-tend la table remonte à plusieurs années. Il semble plus sage de baser la table sur l'année centrale des données sous-jacentes. Ensuite, l'application d'une nouvelle échelle d'amélioration se fait simplement.

La table 14 montre l'année moyenne d'expérience pour divers groupes d'âge et pour tous les âges réunis. Dans ce cas, l'année moyenne est presque la même pour tous les groupes d'âge. Or, ce n'est pas toujours le cas. Pour tous les âges, l'année moyenne est de 2011,70; c'est-à-dire que l'année moyenne d'expérience a débuté environ le 14 septembre 2011. Il semble donc raisonnable d'utiliser 2012 comme année de base de la table.

Groupe d'âge	Année moyenne d'expérience	Exposition en milliard de \$
50 ans et moins	2011,49	0,07
50 à 59 ans	2011,73	0,95
60 à 69 ans	2011,79	5,10
70 à 79 ans	2011,49	7,89
80 à 89 ans	2011,75	6,56
90 à 99 ans	2012,46	1,20
99 ans et plus	2012,75	0,02
Tous	2011,70	21,77

8.1.4 Ajustement à 2012

Si 2012 doit être l'année de base, comment faire pour que les données représentent 2012? Il existe plusieurs approches raisonnables, mais celle qui convient le mieux à la tâche est d'ajuster les décès au moyen d'une échelle d'amélioration reconnue, MI-2017 dans notre cas, à l'année 2012. La raison pour laquelle cette méthode est préférable est que, selon nous, l'amélioration de la mortalité est un processus multiplicatif, tandis que le calcul de la moyenne de données sur plusieurs années est un processus additif. Un exemple simple devrait clarifier la question.

Supposons qu'une population compte un million de personnes qui sont exposées dans chacune des années de 2010 à 2016, que la mortalité s'est améliorée de 5 % chaque année sur cette période, que le taux de mortalité de 2013 est de 0,040 et que les fluctuations statistiques sont inexistantes. Dans ces circonstances, l'année d'expérience moyenne est donc 2013. Les nombres de décès sont respectivement de 46 654, 44 321, 42 105, 40 000, 38 000, 36 100 et 34 295 pour les années 2010 à 2016. Nous voulons une table de mortalité avec une année de base de 2013 et nous savons déjà que nous voulons que le taux de mortalité soit de 0,040. Toutefois, si nous ne faisons que diviser les décès par les expositions, nous obtenons 0,040211, une erreur d'environ 0,5 %. L'erreur correspond à l'écart-type des données de l'EMRC, mais dans un monde idéalisé sans fluctuation statistique, nous devrions pouvoir faire mieux.

Nous avons un problème parce que l'expérience de 2010-2012 et de 2014-2016 ne représente pas l'expérience de 2013 que nous recherchons. Si, de fait, la mortalité diminue de façon exponentielle, la méthode consistant à calculer une moyenne sur plusieurs années surestimerait toujours le taux de mortalité au centre de ces années. La moyenne ne sera sans biais que si la mortalité diminue de façon linéaire. Le biais sera négligeable si les taux de mortalité sont faibles ou que la période est courte, deux conditions qui ne seront pas remplies lorsqu'il s'agit d'une table de mortalité de rentiers.

Si, au lieu de cela, nous ajustons les décès de chaque année pour tenir compte de l'amélioration de la mortalité, nous obtenons de meilleurs résultats. Par exemple, combien de décès auraient été enregistrés à partir des données de 2012 s'ils avaient eu lieu en 2013 plutôt qu'en 2012? La réponse est une diminution de 5 % du nombre de décès. Nous multiplions les décès de 2010-2012 respectivement par 0,95³, 0,95² et 0,95 et nous divisons les décès de 2014-2016 respectivement par 0,95, 0,95² et 0,95³. Puis, pour chacune des sept années, nous avons des nombres de décès cohérents avec 2013 et nous pouvons calculer la moyenne des décès pour obtenir le taux de mortalité. Nous obtenons 0,040000 comme prévu.

On peut élever l'objection que, dans la vie réelle, nous ne pouvons qu'estimer au mieux le taux d'amélioration. Soit, mais tant que nous nous approchons de la valeur, nous obtenons une meilleure estimation que si nous n'avions pas tenu compte du tout de l'amélioration de la mortalité (c'est-à-dire que si nous avons supposé que le taux d'amélioration était nul). Dans l'exemple précédent, si nous ajustons les décès en supposant une amélioration de 4 %, le taux de mortalité serait de 0,040009, ce qui est beaucoup plus précis que 0,040211.

Nos données réelles présentent un autre problème. L'année centrale d'expérience n'est pas un entier et varie selon l'âge. Certains pourraient préférer calculer le taux de mortalité moyen, puis ajuster ce taux avec la table MI-2017 pour la période allant de l'année moyenne réelle d'expérience à l'année de base souhaitée. Toutefois, cette moyenne nous laisse encore avec le problème de devoir utiliser un processus additif lorsque nous croyons que l'amélioration de la mortalité est multiplicative. La méthode

utilisée évite même de devoir calculer une année centrale et contourne le problème du processus additif.

Tous les résultats sont ajustés sur MI-2017, de l'année réelle d'expérience à 2012. (Par exemple, l'expérience de 2015 est augmentée pour tenir compte de l'amélioration prévue de 2012 à 2015, et l'expérience de 2010 est diminuée pour tenir compte de l'amélioration prévue de 2010 à 2012. Les données de 2012 ne sont pas ajustées.) Par conséquent, les 10 années d'expérience sont ajustées pour qu'elles soient cohérentes avec la mortalité en 2012.

Soit dit en passant, les tables CPM-2014 et CIP2014 comportent toutes deux un ajustement similaire pour l'amélioration de la mortalité. Dans le cas de ces tables, l'ajustement a été effectué en 2014, soit l'année de publication. Dans le cas présent, l'ajustement correspond à l'année centrale approximative de l'expérience. Ce dernier semble préférable puisque les corrections sont plus petites et que la table publiée est moins influencée par une échelle d'amélioration particulière.

8.1.5 Valeurs aberrantes

Il est possible que certains taux de mortalité bruts ne soient pas représentatifs. Par exemple, s'il y a eu versement d'une très grosse indemnité de décès à un âge pour lequel l'exposition était faible, le taux de mortalité brut pourrait être excessivement élevé. L'imposition d'un plafond de 120 000 \$ de revenu annualisé devrait empêcher un tel problème, mais il est néanmoins prudent de s'en assurer.

Bien entendu, il faut s'attendre à l'existence de simples fluctuations statistiques, qui ne sont pas des valeurs aberrantes; elles sont traitées par le processus de graduation.

Deux tests sont utilisés.

Le premier consiste à examiner les ratios R/P successifs. Normalement, il ne devrait pas y avoir un ratio pour un âge qui s'écarte du ratio pour l'âge suivant de plus ou moins deux écarts-types.

Le second test consiste à comparer le taux de mortalité obtenu avec toutes les données (avec plafond à 120 000 \$) au taux de mortalité obtenu avec les données incluant les rentes de 60 000 \$ ou moins. Le premier taux devrait être un peu plus bas, mais s'il diffère de plus de 4 %, il y a lieu de s'interroger.

Seules les données relatives aux hommes de 63 ans ont échoué aux deux tests. L'échec au premier test a eu lieu lorsqu'il s'agissait de comparer 62 avec 63, mais pas 63 avec 64. Le taux de mortalité des hommes de 63 ans obtenu avec toutes les données était de 5 % supérieur à celui obtenu avec seulement les données incluant les rentes de 60 000 \$ ou moins.

Il y a de bonnes raisons de croire qu'il n'y a pas de valeurs aberrantes importantes dans les données qui pourraient influencer indûment la construction de la table. Aucun ajustement n'est donc effectué pour les valeurs aberrantes.

8.2 Graduation aux âges principaux

Comme nous l'avons mentionné dans la section précédente, les taux gradués sont utilisés sans modification pour les âges de 65 à 95 ans. Toutefois, puisque la graduation tend à être moins fiable aux âges très avancés, elle est effectuée sur les données des 61 à 100 ans, et les résultats aux âges très avancés ne sont pas utilisés.

Ceux qui ne connaissent pas la méthode de graduation de Whittaker-Henderson (WH) peuvent en avoir un aperçu en lisant Howard (2007) ou en avoir une description détaillée dans l'ouvrage de London (1985) qui faisait auparavant partie du programme d'examen de la Society of Actuaries (SOA).

Il y a trois paramètres à choisir, séparément pour les hommes et les femmes : l'ordre de la différence pour le calcul du lissage (appelé « ordre »), le facteur d'équilibrage pour combiner ajustement et lissage (appelé « équilibrage ») et l'exposant au sens qu'en donne WH dans la variante de Lowrie (appelé « exposant »).

Beaucoup ne savent pas ce qu'est l'exposant dans WH. Dans la version traditionnelle de WH, l'exposant = 0; WH obtient ensuite le facteur de lissage en faisant la somme du carré des différences finies de l'ordre spécifié. Le lissage parfait est représenté par un polynôme de degré « ordre - 1 ». Par exemple, si l'ordre est de 3, on utilise les différences d'ordre 3 et l'on obtient une parabole parfaitement lisse. Toutefois, lorsque l'exposant est non nul, WH (selon la variante de Lowrie) donne un lissage parfait si les taux gradués se situent sur une exponentielle avec base (1 + exposant) plus un polynôme de degré « ordre - 2 ». Par exemple, si l'ordre est de 3 et que l'exposant est de 0,1, une équation de la forme $a(1,1^x)+bx+c$ est parfaitement lisse. Étant donné que les taux de mortalité ont tendance à augmenter de façon exponentielle, particulièrement aux âges supérieurs à 50 ans, le fait d'avoir un exposant non nul peut constituer un avantage.

D'après l'expérience passée, le choix d'un ordre 3 ou 4 est probablement le plus approprié.

Une bonne valeur pour l'équilibrage, lorsqu'il y a beaucoup de données, avoisine habituellement 100.

Il est raisonnable de tester l'exposant = 0 et une autre valeur de l'exposant suggérée par les données brutes. La valeur a été calculée en comparant le taux de mortalité moyen des 65 à 69 ans à celui des 85 à 89 ans. La racine vingtième du ratio de ce dernier divisé par le premier est de 1,109 pour les hommes et de 1,19 pour les femmes. L'exposant a été testé avec ces deux valeurs.

La table 15 présente les résultats de certains tests pour les hommes. La colonne intitulée « Ajustement » indique la somme du carré des différences entre les taux bruts et les taux gradués des 65 à 95 ans, multipliée par les poids normalisés. Les colonnes pour les différences d'ordre « n » indiquent la somme du carré des différences de l'ordre indiqué pour les 65 à 95 ans.

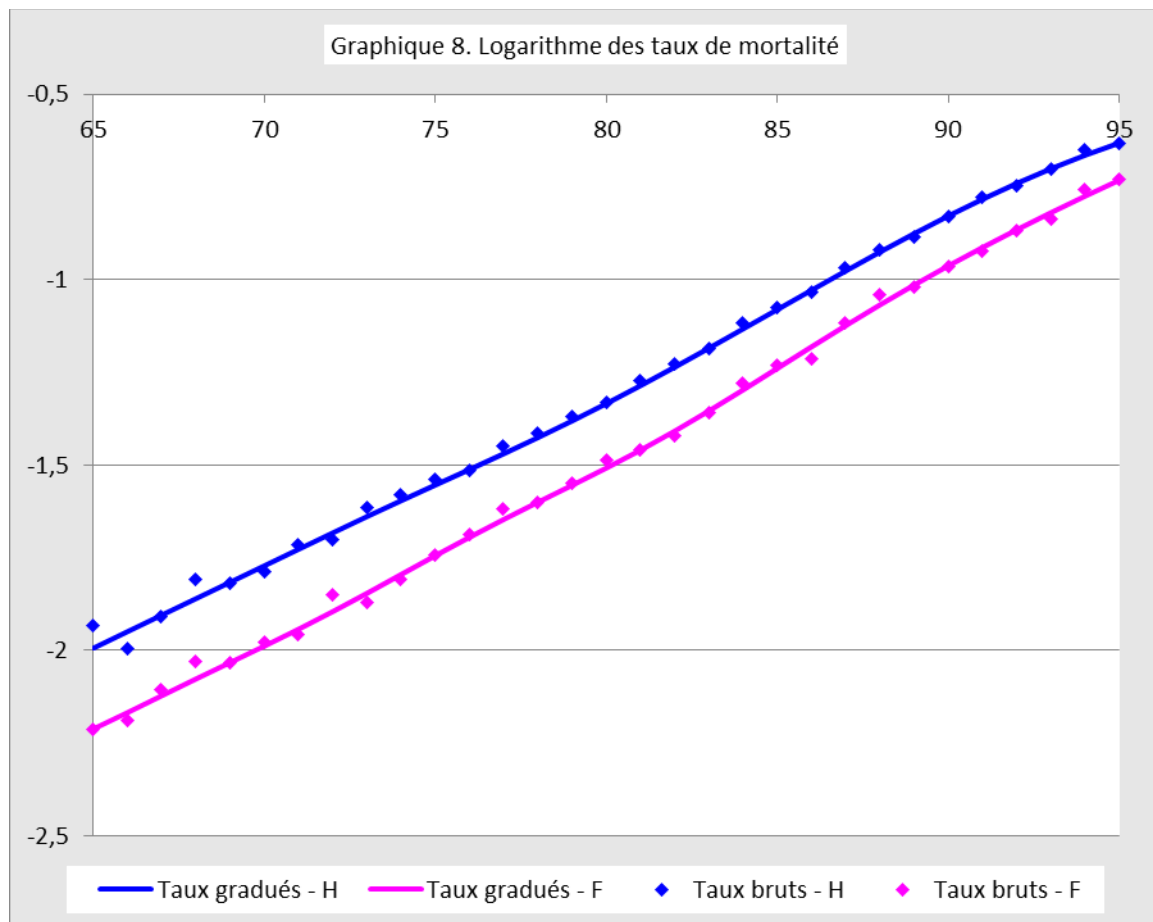
Table 15. Paramètres de tests de graduation pour les hommes de 65 à 95 ans seulement

Exposant	Ordre	Équilibre	Ajustement	2e différence	3e différence	4e différence
0	3	30	4,97E-05	1,37E-05	4,13E-07	3,65E-08
0	3	100	5,52E-05	1,31E-05	2,34E-07	1,44E-08
0	3	300	6,35E-05	1,31E-05	1,31E-07	7,16E-09
0	4	30	4,57E-05	1,47E-05	6,73E-07	5,64E-08
0	4	100	4,68E-05	1,42E-05	5,08E-07	2,61E-08
0	4	300	4,81E-05	1,39E-05	4,20E-07	1,81E-08
0,109	3	30	5,00E-05	1,37E-05	3,95E-07	3,18E-08
0,109	3	100	5,70E-05	1,30E-05	2,15E-07	1,36E-08
0,109	3	300	7,03E-05	1,30E-05	1,05E-07	7,15E-09
0,109	4	30	4,58E-05	1,46E-05	6,42E-07	5,06E-08
0,109	4	100	4,66E-05	1,42E-05	4,89E-07	2,38E-08
0,109	4	300	4,74E-05	1,40E-05	4,25E-07	1,85E-08

La première chose à souligner est qu'il n'y a pas de mauvais choix parmi les neuf ensembles de paramètres figurant dans la table. Un exposant de 0,109, un ordre de 4 et un équilibrage de 100 ont été choisis, car ils offraient le meilleur compromis entre qualité d'ajustement et qualité du lissage. Les résultats pour un exposant de 0, un ordre de 4 et un équilibrage de 100 étaient presque aussi bons.

Chez les femmes, les mêmes paramètres ont été choisis, sauf que l'exposant est de 0,119.

Le graphique 8 montre le logarithme des taux de mortalité gradués et des taux de mortalité bruts des 65 à 95 ans. La courbe représente les taux gradués, les losanges les taux bruts, le bleu pour les hommes et le rose pour les femmes.



8.3 Prolongement aux âges moins avancés

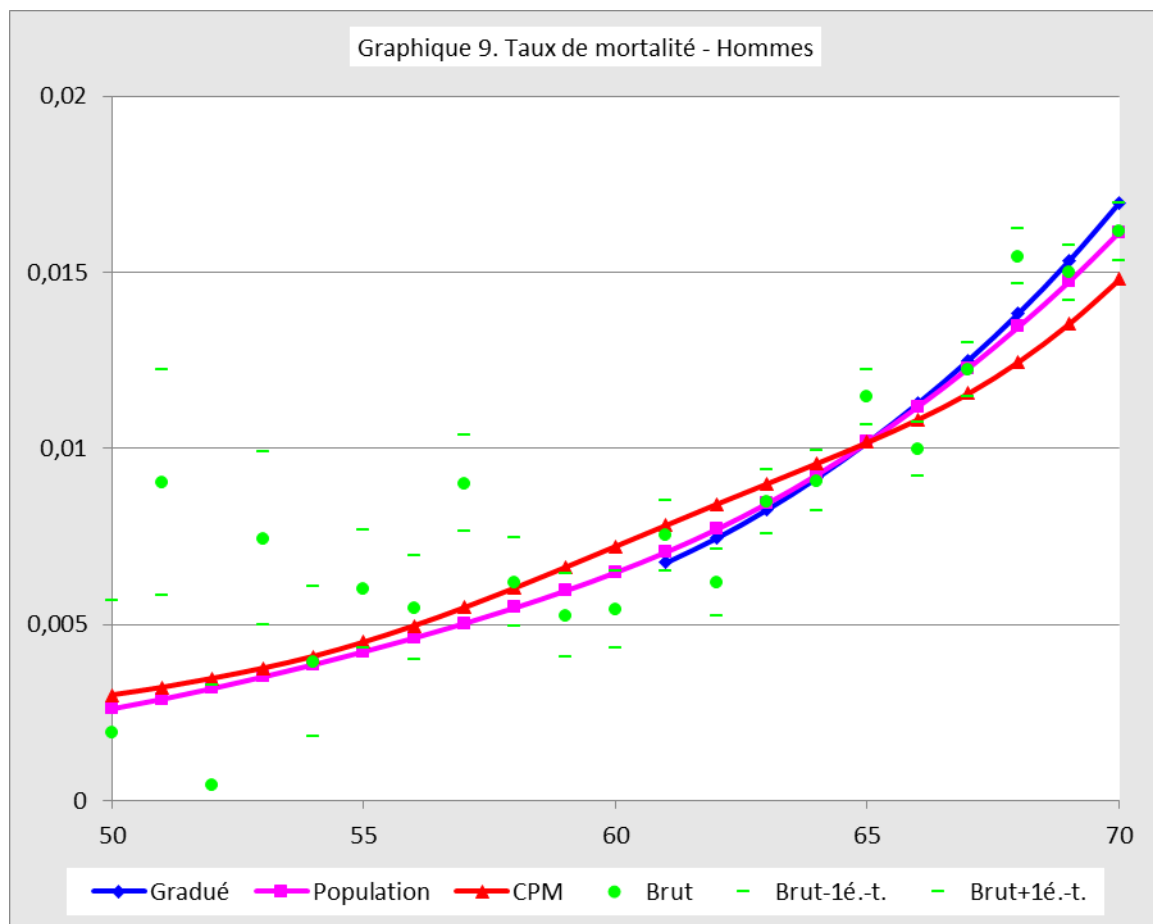
Une table débutant à 65 ans ne ferait pas l'affaire, mais il n'y a pas assez d'expositions aux âges inférieurs à 65 ans pour construire les taux. De toute évidence, les taux des moins de 65 ans doivent être calculés à partir d'une autre source. Toutefois, il n'est pas nécessaire d'avoir le même degré de certitude pour les taux aux âges inférieurs à 65 ans que pour ceux aux âges plus avancés. Si cette table était utilisée par une société d'assurance, elle servirait à tarifer et à évaluer des polices qui portent presque entièrement sur des personnes à la retraite. Par conséquent, les taux des moins de 55 ans seraient très rarement utilisés.

Une possibilité consiste à ajuster une courbe, comme celle de Makeham, aux données graduées. Les tests montrent que même si les résultats semblent bons jusqu'à l'âge de 50 ans, ils sont inacceptables à l'âge de 20 ans. Aucune courbe n'a été testée dans le cadre de cette étude qui semblait raisonnable entre les âges de 20 et 65 ans.

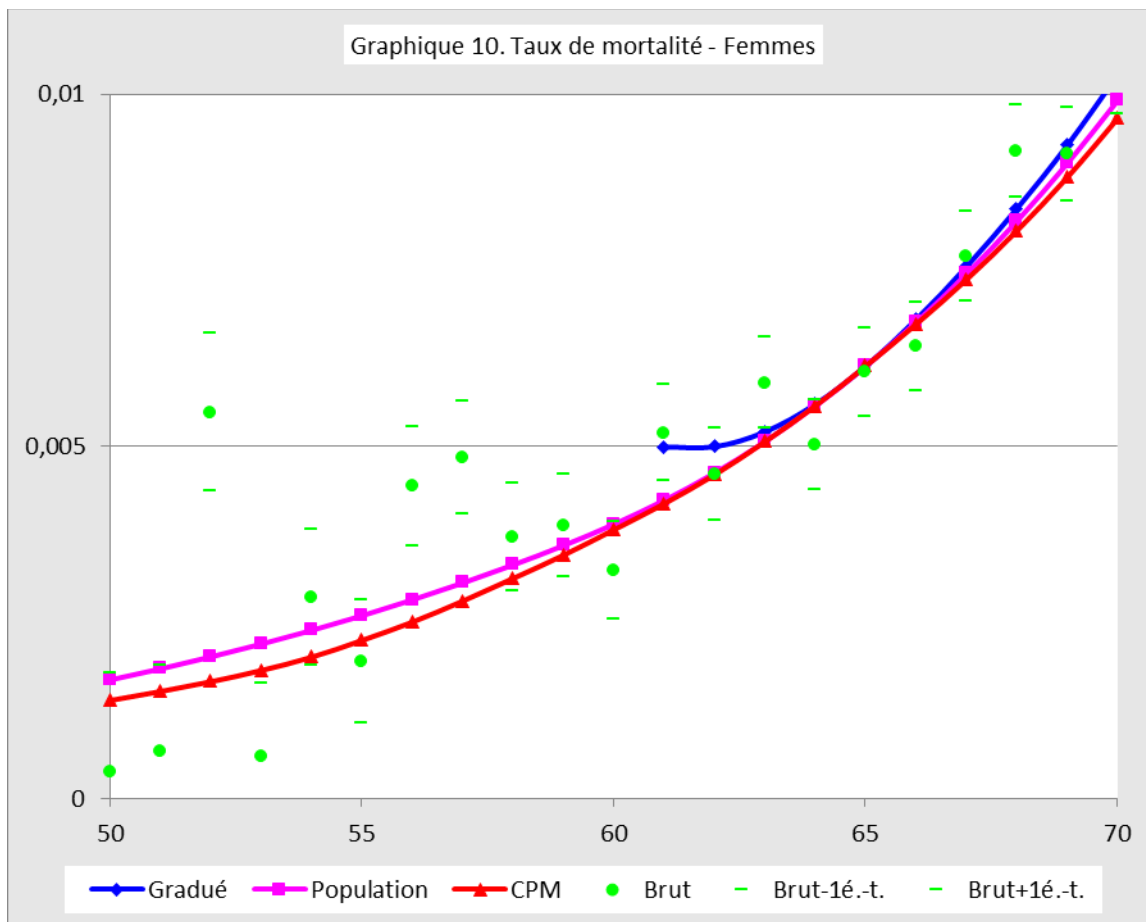
Une autre possibilité consiste à utiliser un multiple de la table CPM2014priv, qui utilise aussi un multiple des taux d'une table d'assurance. Bien qu'une table d'assurance puisse être un bon choix, elle n'a pas fait ses preuves et l'interaction de la mortalité sélecte et ultime et du statut de fumeur et de non-fumeur rend sa pertinence douteuse.

La méthode qui a finalement été retenue repose sur les données de la population. Les taux de mortalité bruts de la population représentent une moyenne des cinq dernières années disponibles dans la [Human Mortality Database](#), années 2007 à 2011. Les taux bruts sont ajustés à 2012 au moyen de la table MI-2017. Les taux de mortalité ajustés sont gradués² par WH. Ensuite, un multiple de ces taux est utilisé pour les 20 à 65 ans, de sorte que le taux à l'âge de 65 ans soit le même que celui produit par la graduation.

Les graphiques 9 et 10 montrent le prolongement des taux de mortalité à l'âge de 50 ans à l'aide des deux dernières méthodes. La courbe de la population est plus proche de la courbe graduée (parallèle à celle-ci) et est donc préférable. Les courbes appelées « CPM » sont un multiple de la table CPM2014priv ajustée à 2012 avec MI-2017, afin de reproduire les taux gradués à l'âge de 65 ans.



² La graduation a été effectuée entre les âges de 15 et 109 ans, avec un ordre de 4, un équilibrage de 20 et avec un exposant de 0,1 pour les hommes et de 0,11 pour les femmes. Les poids sont les expositions moyennes normalisées.



Une caractéristique étonnante des données est que la pente des taux de mortalité des moins de 65 ans, et plus particulièrement ceux des moins de 60 ans, est beaucoup moins abrupte que ce que l'on observe habituellement. L'aplatissement semble s'étendre à un âge plus élevé chez les femmes que chez les hommes, comme le montre le graphique 10. En utilisant un multiple de la table de la population, la pente entre les âges de 55 et 65 ans est plus abrupte que les taux de mortalité bruts. Il ne semble pas y avoir suffisamment de données pour justifier la prise en compte de ce qui pourrait être une anomalie aux âges inférieurs à 65 ans, mais l'expérience émergente fera l'objet d'une surveillance.

8.4 Prolongement aux âges avancés

Il y a assez de données pour poursuivre la construction de taux pour quelques âges de plus aux âges avancés, mais nous l'avons dit, à ces âges, les données sont d'une précision douteuse.

L'ajustement de courbes est plus prometteur dans ce cas-ci. Gavrilova (2011) a observé que l'expérience après l'âge de 100 ans, lorsque les données étaient soigneusement épurées, s'ajustait très bien au modèle de Gompertz. Howard (2011) a obtenu des résultats confirmant la qualité de l'ajustement à Gompertz. Certains actuaires préfèrent le modèle de Kannisto; la SOA s'en est servi récemment pour compléter sa table RP-2014. Une autre possibilité est le modèle de Beard. L'expression générale de chacun de ces modèles est donnée ci-après.

$$\text{Gompertz : } \mu_x = Bc^x$$

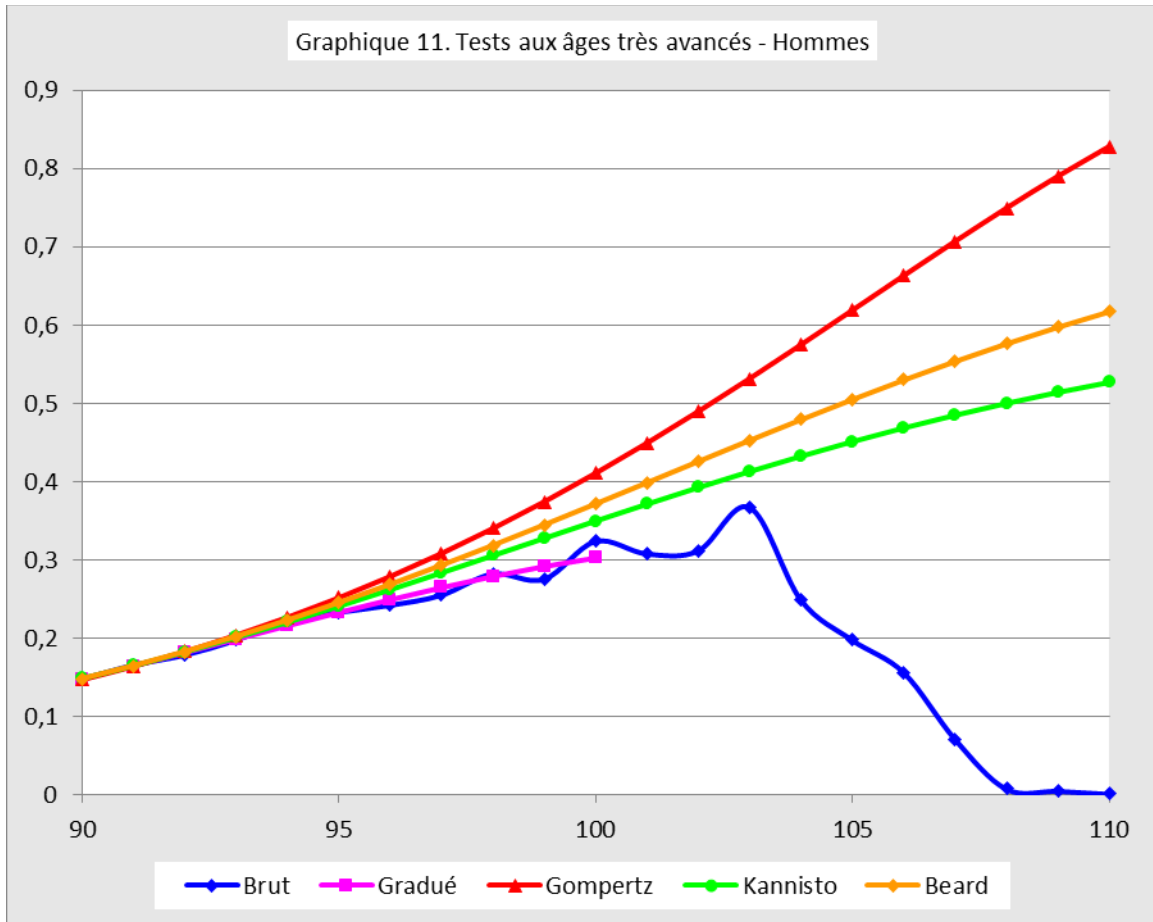
$$\text{Kannisto : } \mu_x = \frac{Bc^x}{1+Bc^x}$$

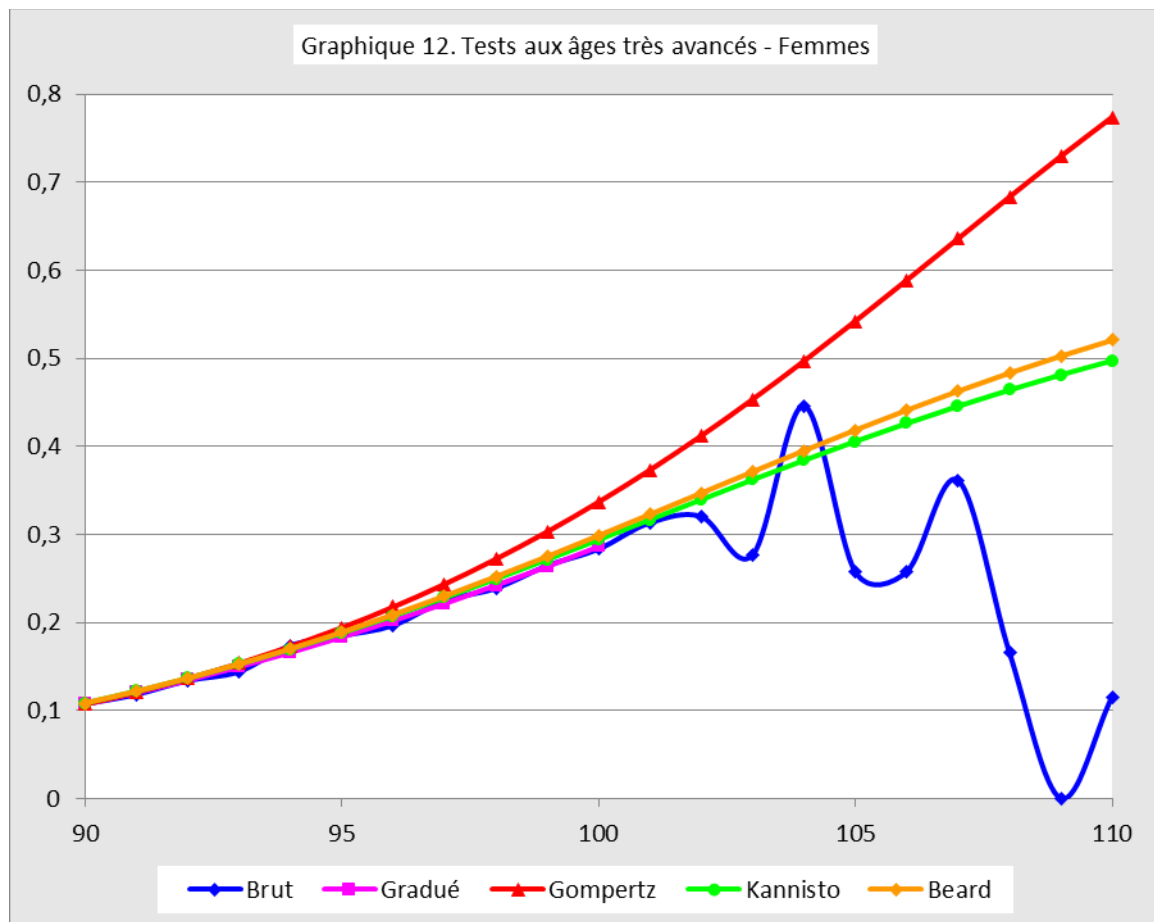
$$\text{Beard : } \mu_x = \frac{Bc^x}{1+Dc^x}$$

Étant donné que les données aux âges très avancés sont moins fiables, l'ajustement à nos données ne doit pas s'effectuer jusqu'à un âge trop avancé. Des tests ont montré que le choix de la tranche d'âge n'était pas particulièrement important dans le cas des modèles de Gompertz et Kannisto. Les résultats sont beaucoup plus sensibles à la tranche d'âge dans le cas du modèle de Beard. En raison de sa sensibilité et du fait que, pour certaines tranches d'âge, le paramètre D est devenu négatif, ce qui a donné des taux de mortalité déraisonnables à des âges très avancés, le modèle de Beard a été rejeté.

Les modèles ont été ajustés avec des données ajustées à 2012 pour les âges de 80 à 94 ans, en minimisant la somme pondérée des erreurs quadratiques entre les taux de mortalité bruts et ceux calculés pour chacun des modèles. Les graphiques 11 et 12 présentent les taux de mortalité résultants pour les 90 à 110 ans.

La courbe bleue montre les taux de mortalité bruts de notre ensemble de données. La courbe rose montre les taux de mortalité gradués de notre ensemble de données, jusqu'à l'âge de 100 ans. Les courbes rouge, verte et orange correspondent respectivement aux modèles de Gompertz, Kannisto et Beard.





Les graphiques sont intéressants, mais comment détermine-t-on quel modèle s'ajuste le mieux? Les sommes pondérées des erreurs quadratiques des trois modèles sont très semblables. Il serait préférable de disposer de certaines données externes pour effectuer un contrôle de vraisemblance.

Ce contrôle peut être fait à l'aide des données du [Gerontology Research Group](#) relatives aux supercentenaires. Cette page Web contient les dates de naissance et de décès (sauf lorsqu'elles sont toujours vivantes) des 1 739 personnes qui ont vécu au moins jusqu'à 110 ans et dont la date de naissance a été vérifiée. Cette information a été compilée pour calculer les taux de mortalité à l'âge au dernier anniversaire, et les enregistrements de ceux qui sont décédés avant 1980 en ont été exclus. Les résultats sont présentés à la table 16 dans le cas des 110 à 115 ans.

Âge	Taux de mortalité		Nombre de décès	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
110	0,457	0,456	69	702
111	0,598	0,434	49	364
112	0,516	0,469	16	206
113	0,533	0,477	8	102
114	0,571	0,618	4	63
115	0,667	0,563	2	18

Le modèle de Kannisto produit des taux de mortalité beaucoup plus proches de ceux de la table 16 que ne le fait le modèle de Gompertz. Toutefois, des mises en garde s'imposent :

1. Les données se rapportent aux supercentenaires de tous les pays du monde, et non seulement ceux du Canada.
2. Il peut y avoir des effets d'hétérogénéité. Ces personnes qui vivent très longtemps peuvent suivre une courbe de mortalité différente de celle du reste de la population.
3. Les données sont compilées selon l'âge au dernier anniversaire, tandis que tous les autres taux de mortalité du présent rapport sont calculés en fonction de l'âge au plus proche anniversaire le 1^{er} janvier.

La table finale utilise la courbe de Kannisto ajustée pour les âges de 100 à 114 ans. Les taux des 96 à 99 ans se situent sur la courbe cubique qui passe par les taux obtenus autrement pour les âges de 94, 95, 100 et 101 ans. Soit dit en passant, les paramètres ajustés B et c sont de $7,5407E-7$ et $1,1474$ pour les hommes et de $3,5016E-7$ et $1,1522$ pour les femmes.

8.5 Table finale

Les taux finaux de la table appelée GAC2012 sont enregistrés dans une [feuille de calcul Excel](#) disponible à des fins de consultation.

La table 17 compare les taux de mortalité au début de 2018 de la nouvelle table à ceux de la table CPM2014priv. GAC2012 affiche des taux supérieurs à l'âge de 70 ans, mais inférieurs à d'autres âges dans le cas des hommes. Pour ce qui est des femmes, les tables sont assez proches l'une de l'autre, sauf aux âges les plus avancés et les plus jeunes.

Table 17. Taux de mortalité en date du 1er janvier 2018

Âge	GAC2012 dans MI-2017		CPM2014priv dans CPM-B		CPM2014priv dans MI-2017	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
50	0,00232	0,00157	0,00286	0,00136	0,00278	0,00135
60	0,00577	0,00354	0,00668	0,00364	0,00674	0,00361
70	0,01508	0,00938	0,01344	0,00915	0,01380	0,00918
80	0,04094	0,02837	0,04096	0,02817	0,04158	0,02831
90	0,13852	0,10210	0,14098	0,10592	0,13932	0,10513
100	0,34192	0,28776	0,36683	0,31669	0,36251	0,31349

La table 18 montre que les valeurs des rentes sont plus élevées avec GAC2012 chez les 80 ans ou plus et qu'elles sont assez proches par ailleurs.

Table 18. Valeur actuelle des rentes viagères mensuelles, à raison de 1 par an à 4 % en date du 1er janvier 2018

Âge	GAC2012 dans MI-2017		CPM2014priv dans CPM-B		CPM2014priv dans MI-2017	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
50	18,63	19,47	18,48	19,37	18,55	19,48
60	15,70	16,78	15,65	16,66	15,68	16,75
70	12,02	13,19	12,04	13,12	12,07	13,18
80	7,88	8,96	7,71	8,79	7,78	8,82
90	4,14	4,90	3,95	4,67	4,03	4,74
100	2,07	2,39	1,94	2,22	1,95	2,23

Certains actuaires jugeront peut-être instructif ou utile d'examiner ou d'utiliser le logiciel qui construit GAC2012. Par conséquent, l'ICA met à disposition un [fichier zip](#) contenant le classeur Excel utilisé dans ce projet et le fichier binaire associé contenant les données résumées du rentier. Les calculs sont effectués en VBA. Voir la feuille de travail « Décrire » pour des instructions.

8.6 Exclusion des deuxièmes rentiers

Il arrive souvent que l'expérience des caisses de retraite exclut les personnes qui « ne touchent pas » de prestations. Cela est moins approprié lorsqu'il s'agit de personnes assurées. De fait, les sociétés d'assurance ont plus intérêt que les caisses de retraite à ce que les décès des deuxièmes rentiers soient déclarés rapidement, car elles peuvent ainsi libérer le passif actuariel et les fonds propres s'y rattachant.

Certains s'opposeront à l'inclusion de l'expérience des deuxièmes rentiers puisque les facteurs relatifs aux décès IBNR sont considérablement plus élevés que pour les bénéficiaires d'une rente viagère sur une seule tête ou pour les bénéficiaires principaux d'une rente viagère sur deux têtes. Cela vaut particulièrement pour l'année la plus récente et celle qui la précède. La taille des facteurs ne pose pas problème si l'estimation est fiable. Toutes les sociétés ont passé en revue cette année leurs facteurs relatifs aux décès IBNR en prévision de l'étude en cours de préparation.

Il semble préférable d'inclure l'expérience des deuxièmes rentiers si les données peuvent être obtenues de façon fiable, et GAC2012 a été ainsi construite. Toutefois, puisque certains actuaires préfèrent exclure les deuxièmes rentiers, une variation de la table a été construite à l'aide uniquement des données des bénéficiaires d'une rente viagère sur une seule tête ou des bénéficiaires principaux d'une rente viagère sur deux têtes. Autrement dit, elle n'inclut que l'expérience des personnes qui « touchent » des prestations. Cette table est appelée GAC2012xs (pour signifier eXclude Secondary) et elle peut être consultée dans la même feuille de calcul que GAC2012, dont il est question à la section 8.5. La méthode utilisée est identique à celle employée pour GAC2012, la seule différence étant que l'ensemble de données sous-jacent est plus petit en raison de l'exclusion des deuxièmes rentiers.

L'exclusion des deuxièmes rentiers a très peu d'incidence sur la table des hommes, car moins de 4 % de l'exposition se rapporte aux deuxièmes rentiers, et le ratio R/P (GAC2012) pour les deuxièmes rentiers n'est que légèrement supérieur à 100 %. Pour ce qui est de la table des femmes, cependant, l'exclusion des deuxièmes rentières revêt de l'importance, car plus de la moitié de l'expérience des femmes se rapporte à des deuxièmes rentières et que le ratio R/P est de 93 %, ce qui est nettement inférieur au ratio R/P global.

La table 19 montre les taux de mortalité et les valeurs actualisées des rentes à 4 %, qui peuvent être comparés aux valeurs des tables 17 et 18, mais pour GAC2012x plutôt que pour GAC2012. Les valeurs des rentes pour les hommes sont pratiquement les mêmes que celles de GAC2012, mais elles sont généralement moins élevées dans le cas des femmes. Elles sont presque de 2 % plus basses à l'âge de 70 ans et de 1 % à 80 ans.

Âge	Taux de mortalité		Rentes viagères	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
50	0,00233	0,00175	18,62	19,28
60	0,00582	0,00396	15,69	16,54
70	0,01525	0,01146	12,02	12,95
80	0,04085	0,03039	7,88	8,88
90	0,13846	0,10220	4,14	4,92
100	0,34192	0,28091	2,07	2,45

L'utilisation de la table GAC2012xs n'est peut-être pas appropriée pour les rentes réversibles. Une hypothèse distincte serait nécessaire à l'égard des deuxièmes rentiers, et GAC2012xs ne serait pas appropriée dans ce cas puisque l'expérience sur laquelle elle se fonde exclut l'expérience des deuxièmes rentiers.

9 Bibliographie

Sous-commission sur l'expérience dans les rentes. « Expérience canadienne de mortalité dans les rentes individuelles – Années d'assurance 2002-2003 à 2011-2012 », Institut canadien des actuaires, février 2016. <http://www.cia-ica.ca/docs/default-source/2016/216021f.pdf>

Gavrilova, Natalia et Gavrilova, Leonid. « Mortality Measurement and Modelling Beyond Age 100 », *Living to 100 Symposium*, Society of Actuaries, janvier 2011. <https://www.soa.org/essays-monographs/2011-living-to-100/mono-li11-5b-gavrilova.pdf>

Howard, R.C.W. « Montant versé aux assurés canadiens – Table de mortalité 2014 (CIP2014) », Institut canadien des actuaires, février 2015. <http://www.cia-ica.ca/docs/default-source/2015/215006f.pdf>

Howard, R.C.W. « Liars, Cheaters and Procrastinators: How They Upset Mortality Studies », *Living to 100 Symposium*, Society of Actuaries, janvier 2014. <https://www.soa.org/essays-monographs/2014-living-to-100/mono-li14-2a-howard.pdf>

Howard, R.C.W. « Mortality Rates at Oldest Ages », *Living to 100 Symposium*, Society of Actuaries, janvier 2011. <https://www.soa.org/essays-monographs/2011-living-to-100/mono-li11-5b-howard.pdf>

Howard, R.C.W. « Whittaker-Henderson-Lowrie Graduation », 2007. <http://www.howardfamily.ca/graduation/WHGrad.doc>

Groupe chargé de la surveillance du projet portant sur l'expérience de mortalité des rentiers pour les produits de rentes collectives. « Expérience canadienne de mortalité dans les rentes individuelles – Années d'assurance 2005-2006 à 2014-2015 », Institut canadien des actuaires, novembre 2017. <http://www.cia-ica.ca/docs/default-source/2017/217117f.pdf>

London, D. « Graduation: The Revision of Estimates », Winsted and Abingdon, CT, Actex Publications, 1985.

Sous-commission sur l'expérience dans les rentes de retraite et les rentes collectives. « Expérience canadienne de mortalité des rentiers pour les produits de rentes collectives, années civiles 2007 à 2012 », Institut canadien des actuaires, avril 2017. <http://www.cia-ica.ca/docs/default-source/2017/217047f.pdf>

Sous-commission sur l'expérience dans les régimes de retraite. « Rapport final – La mortalité des retraités canadiens », Institut canadien des actuaires, février 2014. <http://www.cia-ica.ca/docs/default-source/2014/214013f.pdf>

Sous-commission sur l'expérience dans les régimes de retraite. « Tables de mortalité CPM2014 », Institut canadien des actuaires, février 2014. <http://www.cia-ica.ca/docs/default-source/2014/214014f.pdf>

Groupe de travail sur l'amélioration de la mortalité. « Rapport du Groupe de travail sur l'amélioration de la mortalité », Institut canadien des actuaires, septembre 2017.

<http://www.cia-ica.ca/docs/default-source/2017/217097f.pdf>

Thatcher, A.R., V. Kannisto et J.W. Vaupel. « The Force of Mortality at Ages 80 to 120 », Odense University Press, Danemark, 1998.

<https://www.demogr.mpg.de/Papers/Books/Monograph5/start.htm>