

Table de mortalité

Montant versé aux assurés canadiens Table de mortalité 2014 (CIP2014)

**Sous-commission sur l'expérience dans les rentes –
Commission de recherche**

Février 2015

Document 215006

*This document is available in English
© 2015 Institut canadien des actuaires*

1. Résumé

L'Institut canadien des actuaires (ICA) recueille des données à propos des rentes individuelles dossier par dossier depuis 1989, mais aucune table de mortalité n'a été générée au moyen des données. Le présent document explique la construction de la première table de mortalité pour les rentes versées aux assurés canadiens, la CIP2014. Elle s'appuie sur les données de l'Étude de mortalité dans les rentes individuelles de l'ICA portant sur les années d'expérience de 2000 à 2011, mais excluant les données concernant les polices dont les titulaires ont un revenu d'au moins 72 000 \$. Les taux pour les âges moins avancés et les âges plus avancés que ceux pour lesquels il y a suffisamment de données ont été obtenus des tables de mortalité CPM2014 (voir les références à la section 16).

Cette table de mortalité a été préparée par R.C.W. (Bob) Howard, FICA, FSA.

2. Table des matières

1. Résumé.....	2
2. Table des matières.....	2
3. Contexte.....	2
4. Définitions.....	3
5. Aperçu de la méthode	3
6. Données à utiliser	4
7. Ajustement jusqu'au 1 ^{er} janvier.....	8
8. Ajustement pour l'amélioration de la mortalité.....	9
9. Graduation	10
10. Application aux âges plus avancés.....	13
11. Application aux âges moins avancés	14
12. Sensibilité à l'échelle d'amélioration.....	16
13. Comparaison avec la table CPM2014 et d'autres tables	18
14. Expérience relative à la table CIP2014.....	20
15. Conclusion.....	25
16. Références	25
17. Taux de mortalité CIP2014.....	26

3. Contexte

L'Institut canadien des actuaires (ICA) recueille des données sur la mortalité dans les rentes individuelles immédiates depuis le milieu des années 1980, dossier par dossier depuis 1989. Il y a longtemps que les données sont suffisantes pour construire une

table, mais nous nous concentrons sur la surveillance de l'expérience plutôt que sur la construction d'une table.

L'auteur a demandé et obtenu l'autorisation d'accéder aux données de l'Étude de mortalité dans les rentes individuelles rassemblées par la Sous-commission sur l'expérience dans les rentes de la Commission de recherche de l'ICA dans le but de construire la table présentée ici. Il s'agit de la première table qui s'appuie sur les données concernant les rentiers canadiens et dont la publication a été approuvée par la Commission de recherche et la Direction des services aux membres.

4. Définitions

q_x^y désigne la probabilité qu'une personne de x ans à l'anniversaire le plus proche, au début de l'année civile y , décèdera avant la fin de l'année civile. Il convient de noter que x et y sont définis au début de la période d'un an.

I_x^y désigne le taux d'amélioration de la mortalité des personnes de x ans à l'anniversaire le plus proche, au début de l'année civile $y-1$ par rapport à celles de x ans au début de l'année civile y . Dans ce cas, x est constant pendant toute la période d'un an, et y est défini à la fin de la période.

$$\text{Donc, } q_x^y = q_x^{y-1} (1 - I_x^y)$$

Toutefois, cette définition débouche sur une application plutôt étrange si l'on cherche à connaître l'amélioration sur une partie de l'année, par exemple au milieu de l'année $y-1$. Elle est étrange parce que le facteur d'amélioration est indexé pour l'année y , mais le taux de mortalité est indexé pour l'année $y-1$.

$$q_x^{y-0,5} = q_x^{y-1} (1 - I_x^y)^{0,5}$$

Dans les pages qui suivent, les symboles actuariels sont rarement utilisés. Les définitions présentées servent à clarifier le sens d'un taux de mortalité ou d'un taux d'amélioration pendant une année. Les mêmes définitions ont été utilisées dans la construction de la table CPM2014 et de l'échelle CPM-B et dans les publications de la Society of Actuaries (SOA), à savoir les tables de mortalité RP-2014 (exposé-sondage) et l'échelle d'amélioration de la mortalité MP-2014 (exposé-sondage).

5. Aperçu de la méthode

Il y a cinq étapes principales dans la construction d'une table :

1. Sélectionner les données à utiliser;
2. Ajuster les données de l'année d'assurance au 1^{er} janvier, comme on s'y attend habituellement dans les tables des rentiers;
3. Ajuster les données en fonction de l'amélioration de la mortalité prévue au 1^{er} janvier 2014;
4. Graduer les données brutes pour obtenir des taux de mortalité lissés;
5. Élargir la table aux âges plus avancés et aux âges moins avancés pour lesquels l'expérience est insuffisante.

6. Données à utiliser

La sous-commission recueille des données séparées pour les contrats de rentes individuelles, conjointes alors que les deux assurés sont vivants et des conjoints survivants. Bien que les trois types puissent être combinés pour construire une table, on craint que les données regroupées ne soient pas d'aussi bonne qualité que les données seules. En particulier, on met souvent beaucoup plus de temps à signaler les décès dans le cas des corentiers, spécialement pour les femmes alors que l'homme est vivant, que dans celui des rentiers individuels. Cette préoccupation est moindre lorsqu'un plus grand nombre d'années d'expérience sont combinées, car le plus élevé des sinistres survenus mais non déclarés (SMND) des plus récentes années représente une part moindre de l'expérience totale.

La table est construite au moyen des données sur les contrats de rentes individuelles et conjointes, ajustées en fonction des sinistres SMND jusqu'en 2011. L'expérience d'après les rentes individuelles/conjointes/au conjoint survivant de la nouvelle table est indiquée à la section 14.

Les données sont recueillies selon la durée à partir de l'émission. Il serait possible de construire une table sélecte et ultime au moyen des données. Cependant, il y a beaucoup moins de données pour les premières durées que pour la durée ultime, de sorte que les taux pour les premières durées ne seraient pas fiables.

La table est donc construite à l'aide des données selon l'âge atteint, sans égard à la durée à partir de l'émission. L'expérience selon la durée dans la nouvelle table est indiquée à la section 14.

Il est bien connu que les taux de mortalité tendent à diminuer avec l'augmentation du revenu. Ce fait a été observé dans les données sur les rentiers individuels. Il est raisonnable de ne pas inclure les données pour les revenus les plus importants pour construire la table puisque les taux de mortalité tendent à être beaucoup moins élevés que pour la majeure partie des données et que l'expérience est beaucoup plus volatile en raison du faible nombre de polices et de la variation dans les revenus.

Étant donné que la plupart des rentes adossées n'ont aucune période de garantie et que l'absence d'une période de garantie est rare pour les autres types de contrats, la table s'appuie sur des données avec une période de garantie. Or, vu que ce ne sont pas toutes les sociétés qui peuvent distinguer les rentes sans période de garantie de celles dont la période de garantie est échue, les données pour la table comportent des rentes avec et sans période de garantie après les 10 premières années d'assurance. Ce n'est probablement pas un problème d'inclure certains contrats adossés aux durées plus longues parce qu'après 10 ans, l'effet de la sélection est beaucoup moindre.

Le tableau 1 indique le montant de l'exposition et les ratios réels à prévus (R/P) de la répartition des données des 10 plus récentes années en tranches de revenu annualisé. Les tranches sont 0 à 10 000, 10 000 à 20 000, ..., 100 000 et plus. Il convient de souligner que le ratio R/P est fonction du revenu tandis que l'exposition est indiquée en fonction des polices. La table prévue est la table de base IAM de 1983 (83Basic). Le choix

de la table n'a pas d'importance. Il s'agit de démontrer à quel point la mortalité varie selon la tranche de revenu.

Table 1. Années d'assurance exposées et ratio réel/prévu selon le revenu pour 2002-2011 pour tranches de revenu annualisé. Résultats attendus avec la table 1983 IAM Basic.

Tranche de revenu	Polices		Réal/Prévu	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
0-10k	1,240,813	1,680,653	92%	86%
10-20k	103,814	124,512	85%	80%
20-30k	27,002	28,849	79%	73%
30-40k	8,427	8,135	75%	75%
40-50k	4,190	3,644	73%	67%
50-60k	2,160	1,934	75%	76%
60-70k	1,290	1,129	65%	77%
70-80k	792	700	60%	48%
80-90k	462	337	88%	54%
90-100k	362	434	66%	34%
100k+	2,028	1,790	33%	40%
Total	1,391,339	1,852,115	85%	81%

La table CIP2014 est construite à l'aide des données pour les polices dont le titulaire a un revenu annualisé inférieur à 72 000 \$ (6 000 \$ par mois). Le choix est arbitraire et semble concilier le fait d'accepter plus de données et d'éviter une plus grande volatilité.

Remarque importante : Tous les autres renvois aux données IAMS dans le présent document sont en fonction du revenu et comprennent les polices dont le titulaire a un revenu annualisé de moins de 72 000 \$ et avec des décès ajustés pour les sinistres SMND jusqu'en 2011, à moins d'indication contraire.

La prochaine question à régler porte sur les âges et les années de données à inclure. Il est souhaitable d'avoir un grand éventail d'âges sur lequel la table peut se fonder. Plus il y a d'années, plus il y a de données avec lesquelles composer. On craint toutefois que si un trop grand nombre d'années est inclus, l'expérience ne sera pas suffisamment récente pour être jugée pertinente.

Les tableaux 2 et 3 indiquent le ratio de l'écart-type au taux de mortalité brut pour certains âges et les groupes d'années d'expérience. Un critère raisonnable, bien que pas le seul légitime, consiste à inclure les âges pour lesquels le ratio est inférieur à 10 %.

Âge	1989-2011	1992-2011	1996-2011	2000-2011	2004-2011	2008-2011
60	16%	17%	22%	36%	55%	78%
65	7%	9%	12%	16%	21%	36%
70	4%	5%	6%	8%	12%	18%
75	3%	3%	4%	5%	6%	9%
80	2%	2%	2%	3%	4%	6%
85	2%	2%	2%	2%	3%	4%
90	2%	2%	2%	2%	2%	3%
95	3%	3%	3%	3%	3%	4%
100	10%	10%	11%	11%	11%	12%
105	37%	41%	52%	52%	51%	128%

Âge	1989-2011	1992-2011	1996-2011	2000-2011	2004-2011	2008-2011
60	15%	14%	13%	14%	15%	17%
65	9%	10%	13%	15%	19%	25%
70	12%	5%	6%	8%	11%	18%
75	9%	4%	5%	6%	7%	13%
80	8%	3%	3%	3%	5%	7%
85	8%	2%	2%	2%	3%	4%
90	7%	2%	2%	2%	2%	3%
95	6%	3%	3%	3%	3%	3%
100	6%	7%	7%	7%	8%	9%
105	6%	23%	24%	24%	25%	28%

La table CIP2014 est construite à l'aide des données pour les âges 70-100 et pour les années d'expérience 2000 à 2011. Cependant, dans une étape ultérieure, les taux des trois âges les moins avancés et ceux des deux âges les plus avancés seront supprimés, et ce pour deux raisons. Premièrement, toutes les méthodes de graduation sont moins fiables aux extrémités. Deuxièmement, en laissant tomber ces taux, les taux restants affichent un ratio écart-type/taux de mortalité inférieur à 6 %.

Pour résumer, l'exposition totale correspond à des revenus annualisés de 17,25 milliards de dollars dans les données IAMS pour les années d'expérience 2000 à 2011.

L'exposition pour les âges 70-100 représente 85,2 % du total. L'exposition pour les âges 70-100 et pour un revenu annualisé inférieur à 72 000 \$ représente 80,1 % du total.

L'exposition pour les âges 70-100, pour un revenu annualisé inférieur à 72 000 \$, et excluant les rentes sans période de garantie si c'est dans les 10 premières années d'assurance, représente 77,0 % du total. La table est donc construite à partir de 77 % de l'exposition disponible pour 2000 à 2011.

Les données prises en compte dans la construction de la table sont présentées aux tableaux 4 à 7. La table prévue pour le ratio R/P et les écarts-types est la table 83Basic projetée jusqu'à l'année d'expérience au moyen de l'échelle AA.

Les tableaux 4 et 5 sont par groupes d'âge de cinq ans. Les ratios R/P laissent entendre que la pente de l'expérience est plus abrupte que la table 83Basic. Dans l'ensemble, l'expérience des hommes se rapproche de ce qui est prévu, mais celle des femmes semble sensiblement moindre que la table prévue.

Les tableaux 6 et 7 sont par année d'expérience. Il y a une indication que le ratio R/P diminue au fil des ans. Le cas échéant, cela indiquerait que l'amélioration sur l'échelle AA est insuffisante.

Table 4. Données incluses dans la construction de la table selon les groupes d'âge - Hommes
Résultats attendus avec la table 1983 IAM Basic et l'échelle AA.

Âges	Exposition		Décès		Réel/Prévu		Écart-type	
	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu
70-74	205,010	974,735,565	4,862	20,978,400	109.7%	99.9%	1.5%	2.6%
75-79	324,393	1,460,980,032	12,885	55,014,601	107.7%	102.8%	0.9%	1.5%
82-84	407,474	1,692,867,559	27,207	107,390,823	103.7%	99.2%	0.6%	1.0%
85-89	330,098	1,257,203,120	36,894	136,581,029	108.4%	105.9%	0.5%	0.9%
90-94	139,482	485,033,674	24,613	83,372,096	114.6%	112.0%	0.6%	1.1%
95-100	27,114	85,165,812	7,299	22,544,484	120.8%	119.7%	1.1%	2.1%
Total	1,433,571	5,955,985,761	113,761	425,881,433	109.2%	105.2%	0.3%	0.5%

Table 5. Données incluses dans la construction de la table selon les groupes d'âge - Femmes
Résultats attendus avec la table 1983 IAM Basic et l'échelle AA.

Âges	Exposition		Décès		Réel/Prévu		Écart-type	
	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu
70-74	240,448	1,095,142,298	3,494	15,154,970	101.0%	96.6%	1.7%	2.8%
75-79	406,064	1,691,564,259	9,697	38,070,151	95.0%	90.2%	1.0%	1.6%
82-84	536,153	2,048,172,630	22,567	80,921,857	94.6%	89.4%	0.6%	1.0%
85-89	445,819	1,563,613,624	34,710	117,320,969	95.8%	92.9%	0.5%	0.8%
90-94	199,020	646,190,530	27,005	84,760,497	98.9%	96.0%	0.6%	1.0%
95-100	43,489	129,804,559	9,394	27,741,652	105.7%	104.9%	0.9%	1.8%
Total	1,870,994	7,174,487,900	106,867	363,970,096	97.2%	93.4%	0.3%	0.5%

Table 6. Données incluses dans la construction de la table selon l'année d'expérience - Hommes
Résultats attendus avec la table 1983 IAM Basic et l'échelle AA.

Année	Exposition		Décès		Réal/Prévu		Écart-type	
	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu
2000	104,857	375,181,417	6,899	21,932,035	110.8%	107.8%	1.2%	2.1%
2001	129,897	479,780,685	7,854	26,351,476	97.2%	96.0%	1.1%	1.8%
2002	132,328	511,413,676	9,548	33,787,571	111.1%	110.8%	1.0%	1.8%
2003	133,457	525,322,630	10,231	36,263,585	113.3%	110.3%	1.0%	1.7%
2004	134,877	542,998,879	10,485	37,820,877	110.9%	107.3%	1.0%	1.7%
2005	128,791	531,989,270	10,499	38,483,928	112.5%	107.7%	1.0%	1.7%
2006	128,084	545,528,802	10,278	39,059,150	107.6%	103.6%	1.0%	1.7%
2007	121,265	526,842,150	10,065	38,722,395	107.8%	102.8%	1.0%	1.7%
2008	114,687	511,330,072	9,998	39,766,728	109.8%	105.1%	1.0%	1.7%
2009	108,322	485,180,538	9,931	39,124,816	112.3%	105.9%	1.0%	1.7%
2010	101,602	467,792,225	9,278	37,684,554	109.2%	103.2%	1.0%	1.8%
2011	95,404	452,625,417	8,695	36,884,318	106.8%	102.3%	1.0%	1.8%
Total	1,433,571	5,955,985,761	113,761	425,881,433	109.2%	105.2%	0.3%	0.5%

Table 7. Données incluses dans la construction de la table selon l'année d'expérience - Femmes
Résultats attendus avec la table 1983 IAM Basic et l'échelle AA.

Année	Exposition		Décès		Réal/Prévu		Écart-type	
	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu
2000	116,600	393,384,941	4,672	13,458,089	97.2%	92.1%	1.4%	2.4%
2001	151,454	514,863,971	5,551	16,263,402	81.8%	78.1%	1.2%	2.0%
2002	159,648	564,312,296	7,641	23,290,968	101.0%	96.6%	1.1%	1.9%
2003	165,309	595,683,534	8,381	26,742,872	99.5%	96.2%	1.0%	1.8%
2004	172,306	634,524,093	9,319	29,273,022	100.4%	93.6%	1.0%	1.7%
2005	169,983	644,692,758	9,687	32,869,999	100.4%	98.3%	1.0%	1.6%
2006	170,687	663,164,074	10,006	34,421,048	97.8%	94.6%	0.9%	1.6%
2007	164,791	652,973,189	10,310	35,690,036	98.9%	94.4%	0.9%	1.6%
2008	159,736	658,711,329	10,615	38,413,810	99.7%	95.9%	0.9%	1.5%
2009	153,126	626,053,329	10,485	37,416,408	98.0%	93.6%	0.9%	1.5%
2010	146,685	616,878,549	10,020	36,913,826	93.6%	89.9%	0.9%	1.5%
2011	140,669	609,245,835	10,181	39,216,615	95.1%	93.0%	0.9%	1.5%
Total	1,870,994	7,174,487,900	106,867	363,970,096	97.2%	93.4%	0.3%	0.5%

Si tous les ratios R/P se rapprochaient de 100 %, la table prévue serait jugée une estimation appropriée de la mortalité. Si les ratios étaient en grande partie les mêmes pour tous les âges et toutes les années, alors un multiple de la table prévue serait jugé adéquat. Étant donné que les ratios varient, en particulier selon l'âge, il faut, de toute évidence, une nouvelle table.

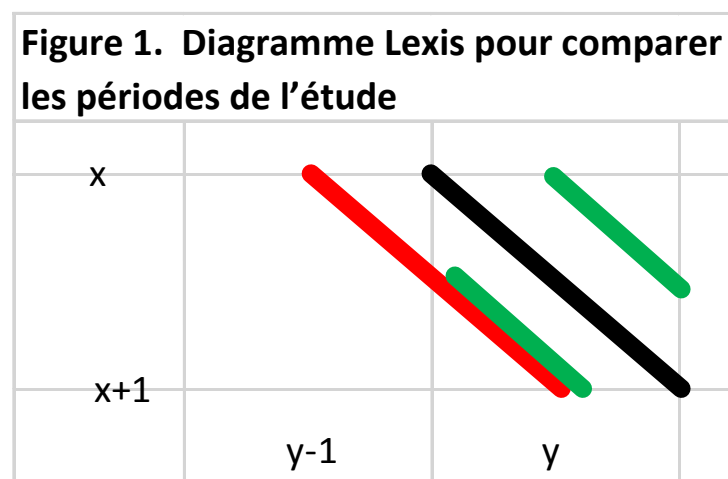
7. Ajustement jusqu'au 1^{er} janvier

Les rapports IAMS publiés par l'ICA et les données sommaires IAMS définissent l'âge comme étant l'âge à l'anniversaire le plus proche à l'anniversaire de la police. (La moyenne pondérée de l'anniversaire de la police est 0,5011 pendant l'année civile. À toutes fins pratiques, on suppose que les anniversaires surviennent en moyenne au milieu de l'année.) Pour pouvoir facilement ajuster une table de mortalité en fonction

de l'amélioration de la mortalité, l'âge serait optimalement déterminé comme étant l'âge à l'anniversaire le plus proche au 1^{er} janvier.

Le fait que certains contributeurs soumettent des données pour les années d'assurance, et d'autres pour les années civiles, vient compliquer encore davantage les données IAMS.

La figure 1 présente la façon dont les périodes de l'étude se comparent. Il s'agit d'un diagramme Lexis des âges et des années civiles; les lignes horizontales correspondent aux âges exacts et les lignes verticales, au 31 décembre de l'année indiquée. La ligne noire épaisse représente la période d'étude souhaitée, l'âge x à l'anniversaire le plus proche au 1^{er} janvier de l'année y , qui se poursuit jusqu'à la fin de l'année civile. La ligne rouge représente une année moyenne dans une étude par année d'assurance pour l'année d'expérience y . Elle commence à l'anniversaire moyen de la police pendant l'année $y-1$ pour ceux alors à l'âge x à l'anniversaire le plus proche, et se poursuit jusqu'à l'anniversaire de la police dans l'année y . La ligne verte correspond à une année moyenne dans une étude par année civile pour l'année d'expérience y . L'âge est défini comme étant l'âge à l'anniversaire le plus proche à l'anniversaire précédent, mais il y a deux segments de ligne de demi-année pour représenter l'année d'expérience. L'un couvre la période de l'anniversaire dans l'année y à la fin de l'année civile et l'autre, du début de l'année civile à l'anniversaire dans l'année y . (Ce dernier segment est décalé dans le diagramme pour éviter de chevaucher le rouge.)



Les lignes vertes, en moyenne, concordent avec la ligne noire souhaitée. La ligne rouge apparaît une demi-année plus tôt que souhaité. Pour corriger, il s'agit d'appliquer une demi-année d'amélioration de la mortalité pour déplacer la ligne rouge de façon à ce qu'elle chevauche la ligne noire.

8. Ajustement pour l'amélioration de la mortalité

Il est courant, dans la construction de tables de mortalité, de combiner les données pour toutes les années incluses puis de désigner les taux de mortalité bruts qui en résultent comme étant l'année intermédiaire de la période visée par l'étude. Cela ne fonctionne pas toujours bien. Le montant de l'exposition doit être à peu près le même chaque année, et non seulement au total, mais également à chaque âge. Le pire cas est d'avoir des distributions sensiblement différentes selon l'année pour des âges différents. Les

données IAMS sont un mauvais cas. À l'âge de 75 ans, l'année d'expérience moyenne pondérée se rapproche étroitement de 2005 et à 95 ans, de 2008.

Une solution efficace pour régler le problème consiste à appliquer l'effet prévu de l'amélioration de la mortalité pour déplacer toutes les données au 1^{er} janvier 2014. En ce qui concerne les données par année d'assurance pour l'année d'expérience 2011, il faudrait une amélioration de 3,5 ans (la moitié du taux pour 2011 afin de passer du milieu de 2010 au début de 2011 et une année complète d'amélioration pour 2012, 2013 et 2014). Quant aux données par année civile pour l'année d'expérience 2011, il faudrait une amélioration de trois ans. Pour chaque année antérieure aux données, il faut une année de plus d'amélioration.

L'ajustement ne doit être appliqué qu'aux décès. L'exposition est bien telle quelle.

Or, quelle échelle d'amélioration faudrait-il utiliser? L'échelle CPM-B, publiée récemment, est utilisée car c'est la plus récente et parce que son volet historique s'appuie sur les rentiers canadiens (du Régime de pensions du Canada et du Régime de rentes du Québec).

9. Graduation

La graduation part de la prémisse qu'il y a une courbe de mortalité lisse sous-jacente qui est masquée par des fluctuations statistiques. Le processus de graduation produit une courbe lisse qui se rapprochera probablement beaucoup plus de la courbe sous-jacente réelle que des taux de mortalité bruts.

La méthode de graduation est celle de Whittaker-Henderson (WH), une méthode couramment utilisée. La méthode WH est complexe au chapitre du calcul, mais elle est très simple au plan conceptuel. L'explication sommaire de cette méthode est la suivante : la méthode WH optimise l'équilibre entre la proximité des données graduées et des données brutes et le lissage des données graduées. L'ajustement des données est mesuré par la somme des écarts entre les données graduées et les données brutes au carré, habituellement pondérée par un autre ensemble de nombres, notamment l'exposition. Le lissage est mesuré par la somme des différences finies au carré des données graduées, d'un ordre déterminé. L'expression type à optimiser est énoncée ci-après.

$$\sum Wt(Grad - Raw)^2 + h \sum (\Delta^n Grad)^2$$

Pour utiliser la méthode WH, il faut choisir un ensemble de coefficients de pondération et les paramètres n , l'ordre de l'écart pour déterminer le lissage, et h , le facteur équilibrant le lissage de la courbe des taux et la proximité des taux. Les facteurs de pondération utilisés sont les expositions selon le revenu annualisé qui sont normalisées de sorte que la somme des coefficients est 31, le nombre de taux gradués. Les candidats raisonnables pour n sont 3 et 4, de sorte que le lissage parfait serait représenté par une valeur quadratique et cubique, respectivement.

Le tableau 8 indique un nombre de tests appliqués à des valeurs différentes pour n et h . La colonne ayant pour titre « Ajustement » représente la somme de l'écart au carré

entre les taux de mortalité bruts et gradués. Les colonnes « 3^e écart » et « 4^e écart » indiquent la somme du carré des troisième et quatrième écarts des taux de mortalité gradués.

Il convient de souligner qu'au fur et à mesure que le facteur h augmente, le lissage s'améliore (somme moins élevée des différences finies au carré), mais la proximité empire (somme plus élevée des erreurs quadratiques moyennes). Le défi consiste à trouver une valeur du facteur h qui génère une courbe suffisamment lisse sans enlever trop au plan de la proximité. Il convient également de souligner qu'avec $n=4$, la proximité varie moins qu'avec $n=3$ et que pour la même valeur de h , la proximité est moins bonne. Voilà pourquoi nous privilégions $n=4$ dans le cas qui nous intéresse. Le choix de h est arbitraire; l'une ou l'autre des valeurs 200, 500 et 1 000 semble générer une proximité adéquate et un lissage suffisant. L'auteur préfère que les 4^e écarts au carré soient inférieurs à $1E-09$ par nombre gradué, mais il n'y a aucun critère objectif pour déterminer la mesure dans laquelle lisse est suffisamment lisse. Le degré de lissage souhaité s'obtient avec $h=500$ ou plus.

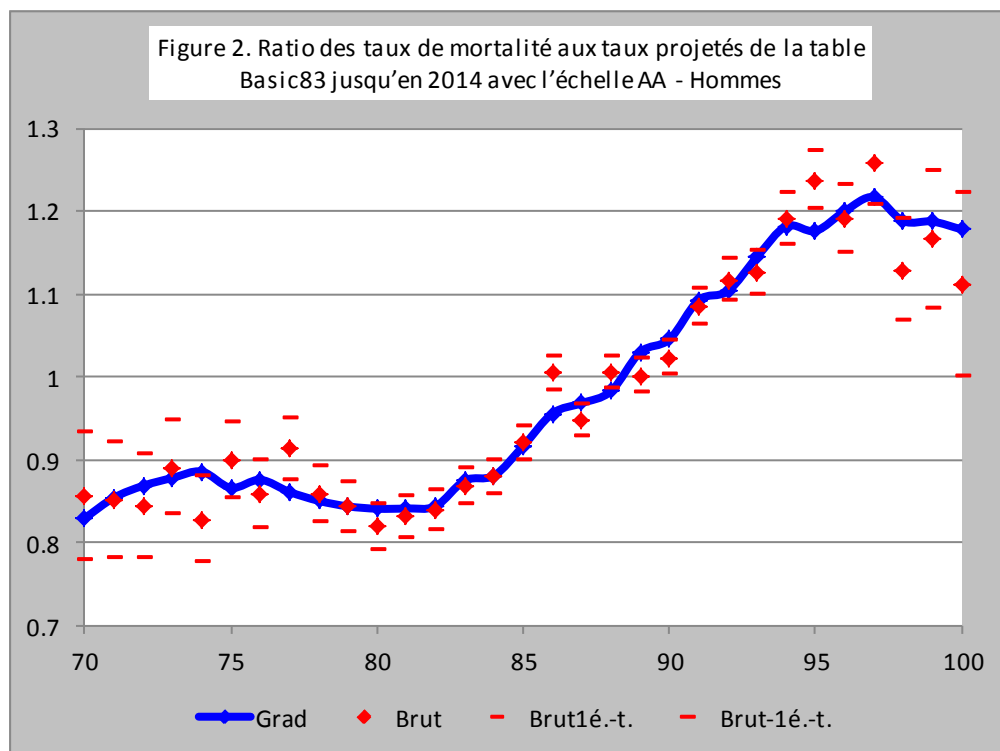
Tableau 8. Graduations expérimentales					
Sexe	n	h	Ajustement	3e écart	4e écart
H	3	100	1,34E-04	1,50E-07	1,90E-08
H	3	200	1,41E-04	9,52E-08	7,11E-09
H	3	500	1,51E-04	6,52E-08	2,78E-09
H	3	1000	1,61E-04	5,01E-08	1,66E-09
H	4	100	1,03E-04	2,37E-06	1,26E-07
H	4	200	1,13E-04	1,33E-06	5,67E-08
H	4	500	1,24E-04	5,85E-07	1,81E-08
H	4	1000	1,31E-04	3,23E-07	7,83E-09
F	3	100	6,79E-05	1,43E-07	1,15E-08
F	3	200	7,25E-05	1,10E-07	5,97E-09
F	3	500	8,03E-05	8,57E-08	3,23E-09
F	3	1000	9,19E-05	6,97E-08	2,17E-09
F	4	100	5,60E-05	9,41E-07	4,31E-08
F	4	200	5,86E-05	6,48E-07	2,40E-08
F	4	500	6,23E-05	3,78E-07	1,19E-08
F	4	1000	6,57E-05	2,50E-07	7,16E-09

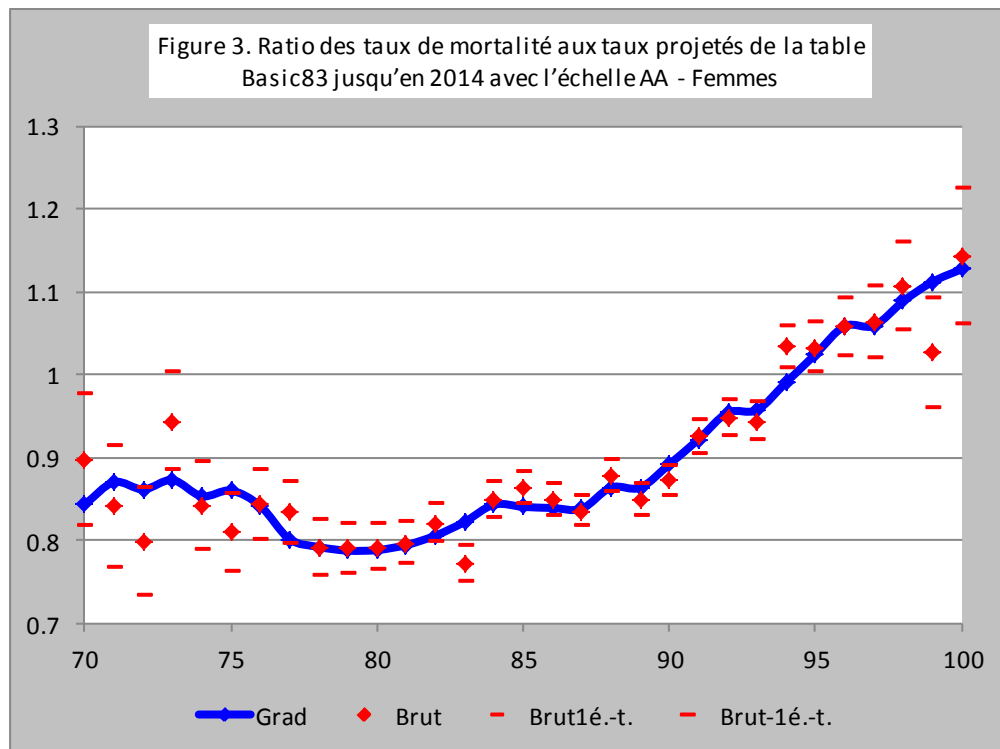
La graduation a utilisé $n=4$ et $h=500$ pour les hommes et les femmes.

On pourrait envisager d'utiliser une variation de la méthode WH présentée par Walter Lowrie. Cette variation précise un autre paramètre, soit le taux de croissance. Alors, le parfait lissage pour l'ordre n est représenté par un exponentiel et un polynôme du degré $n-2$ plutôt que par un polynôme du degré $n-1$ comme dans la formule normale de la méthode WH. D'après les résultats des tests effectués, les taux de mortalité bruts ont tendance à être plus linéaires aux âges plus jeunes et plus avancés, et plus prononcés au milieu. Cette condition fait en sorte que la variation de Lowrie n'est pas recommandée. Une graduation expérimentale avec la variation de Lowrie et un taux de

croissance de 6 % a généré une très légère amélioration de la proximité, mais un peu moins de lissage. La variation de Lowrie n'a donc pas été utilisée.

Les figures 2 et 3 indiquent sous forme graphique les résultats de la graduation en ratios à la table 83Basic projetée au moyen de l'échelle AA jusqu'en 2014. La ligne bleue correspond aux taux de mortalité gradués et les losanges rouges, aux taux de mortalité bruts. Le tiret rouge indique un écart-type au-dessus et au-dessous des taux de mortalité bruts. On pourrait normalement s'attendre que les taux gradués se situent entre les paires de tirets, environ les deux tiers des fois, et à ce qu'en de très rares occasions, le taux gradué s'écarte de deux écarts-types du taux brut. En fait, les taux gradués des hommes ne sortent des tirets que quatre fois, aux âges 75, 77, 86 et 88 ans. Le taux gradué ne dévie du taux brut de plus de deux écarts-types qu'à l'âge de 86 ans. Pour les femmes, les taux gradués sortent des tirets seulement aux âges 73, 83 et 94 ans, et jamais autant que de deux écarts-types.





Il convient de souligner que la pente des taux gradués est loin d'être nivelée. Cela indique que la pente de la nouvelle table sera considérablement différente de celle de la table 83Basic projetée jusqu'en 2014.

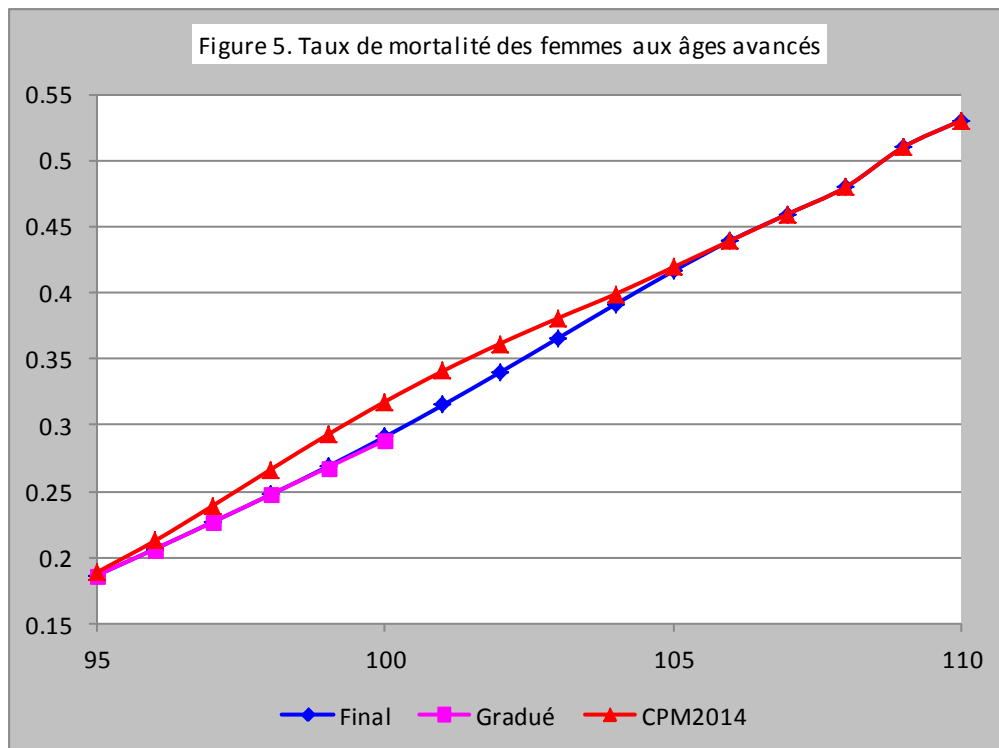
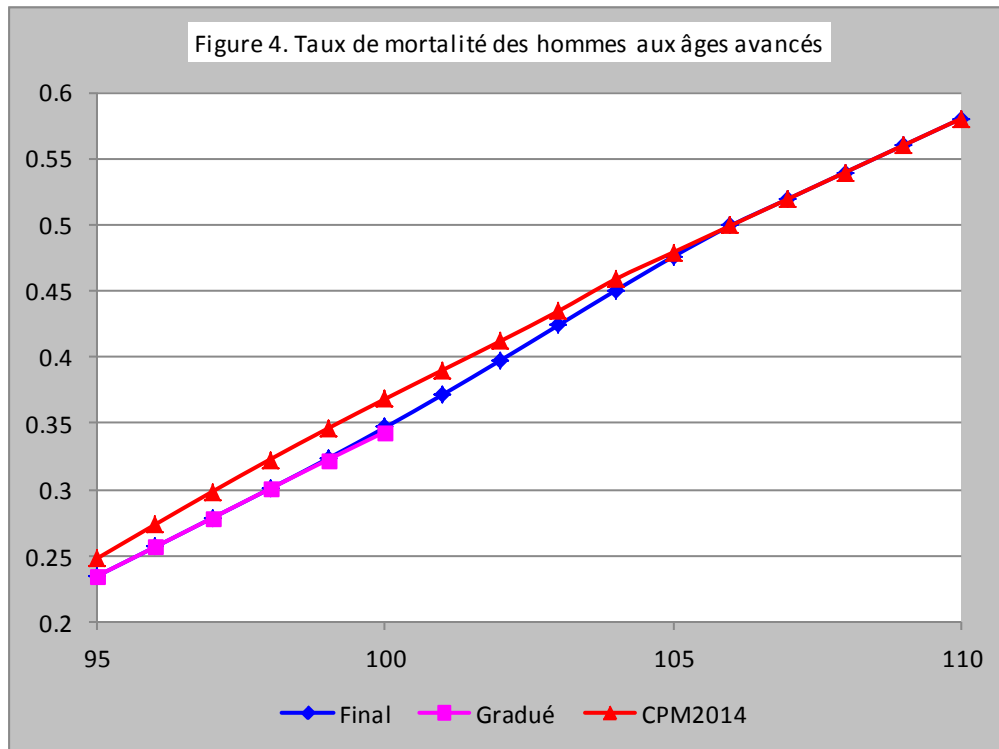
Il peut sembler étonnant que la ligne bleue, bien que graduée, n'apparaisse pas lisse. Cela est dû au fait que la table 83Basic n'est pas très lisse et qu'elle devient beaucoup moins régulière lorsqu'elle est projetée au moyen de l'échelle AA pendant de nombreuses années après 1983.

10. Application aux âges plus avancés

Une table ne visant que les âges 70-100 n'est pas très utile, mais il n'y a pas suffisamment de données IAMS aux autres âges. Ainsi, les taux gradués, qui sont les âges les plus utilisés pour les rentes en phase de versement, devront être prolongés à l'aide d'autres sources.

La table CPM2014, publiée récemment, sert à cette fin. Les taux pour les âges à compter de 106 ans sont extraits de cette table. Les taux pour les âges 99-105 sont calculés en faisant correspondre un polynôme du 4^e degré aux âges 96, 97, 98, 106 et 107 ans. Il convient de souligner que l'étude sur laquelle s'appuie la table CPM2014 ne comportait pas non plus suffisamment de données concernant les âges à partir de 100 ans. Les taux utilisés ont été obtenus à partir du document déposé par Howard au colloque « Living to 100 » de 2011.

Les figures 4 et 5 indiquent l'interpolation entre les deux segments de la table.



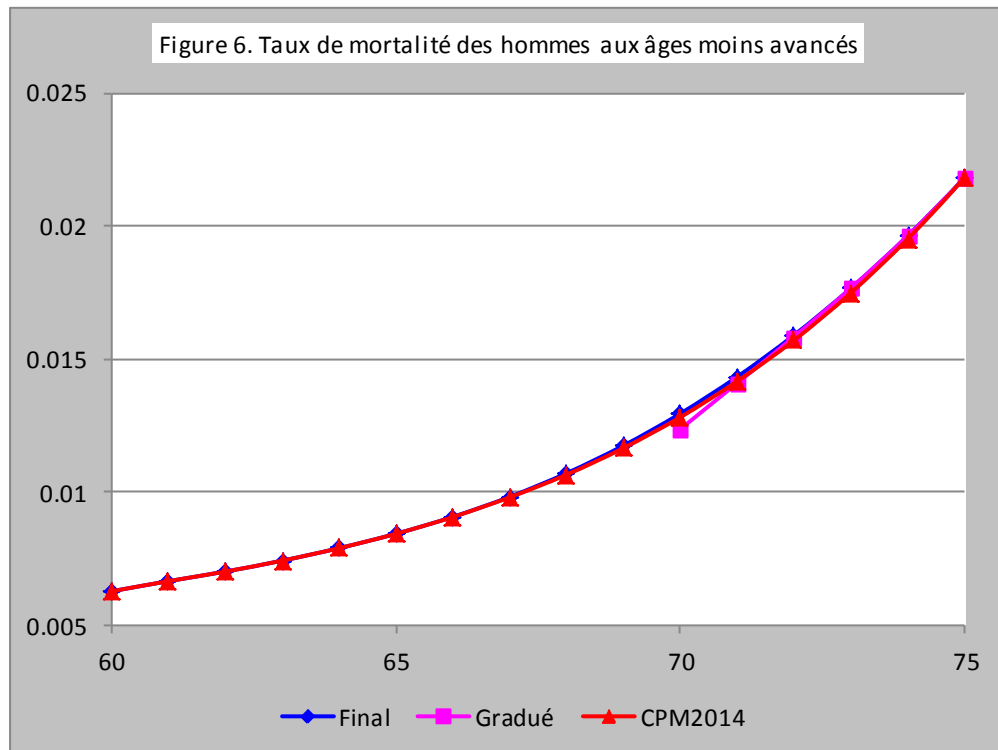
11. Application aux âges moins avancés

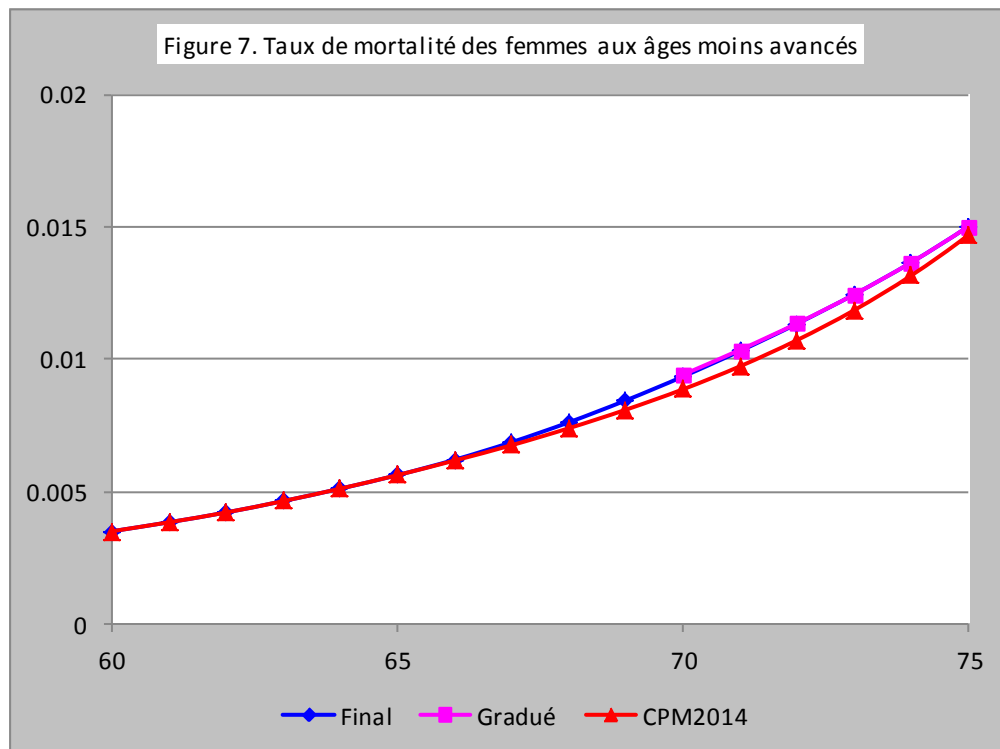
L'approche appliquée aux âges moins avancés est semblable. Le taux gradué le moins avancé à conserver est celui pour l'âge de 73 ans. Les taux pour les âges de 18 à 65 ans proviennent directement de la table CPM2014. Les taux intermédiaires sont calculés en

faisant correspondre un polynôme du 5^e degré aux taux pour les âges 63, 64, 65, 73, 74 et 75 ans. Les taux de la table CPM2014 et les taux gradués sont très près à 73 ans pour les hommes et affichent un écart de 5 % pour les femmes. Il ne serait pas déraisonnable d'utiliser 105 % des taux de la table CPM2014 pour les femmes, mais la valeur de 100 % est utilisée à des fins de cohérence avec les hommes.

Les données sous-tendant la table CPM2014 étaient crédibles avant 70 ans, mais non avant 55 ans. Les taux avant 54 ans ont été établis à un multiple du taux ultime pour non-fumeur de la table ICA9704 et les taux pour les âges entre 54 et 60 ans ont été interpolés.

Les figures 6 et 7 indiquent l'interpolation entre les deux segments de la table.





Il convient de noter que la table CPM2014 commence à l'âge de 18 ans et il en va de même pour la table CIP2014. Il est peu probable qu'il faudra des âges moins avancés, mais s'il le faut, un actuinaire pourrait facilement prolonger la table à partir d'une table de mortalité en assurance.

12. Sensibilité à l'échelle d'amélioration

Étant donné qu'une échelle d'amélioration est utilisée pour ajuster les décès jusqu'en 2014, il y a lieu de se demander si le choix de l'échelle a indûment influé sur le résultat. À cette fin, cette section se penche sur la sensibilité de la table de mortalité à l'échelle d'amélioration en présentant le résultat du calcul à l'aide de la même méthode qui s'appuie sur trois échelles d'amélioration outre l'échelle CPM-B qui a été utilisée ainsi que décrit ci-dessus.

Voici les échelles d'amélioration en question :

1. Échelle AA, pour des raisons historiques. Elle semble trop basse pour les taux d'amélioration réels en vigueur pendant la période visée par l'étude sur la mortalité.
2. L'échelle de la Commission des rapports financiers des compagnies d'assurance-vie (CRFCV). Cette échelle aussi semble basse pour la période visée par l'étude, mais elle est couramment utilisée au Canada pour évaluer les rentes.
3. MP-2014. Cette échelle figure dans un exposé-sondage publié par la Society of Actuaries. À l'instar de l'échelle CPM-B, il s'agit d'une échelle à deux dimensions. Pour les années 2000 à 2014, l'échelle MP-2014 est moins élevée que l'échelle CPM-B pour tous les âges, sauf les plus avancés, et plus élevée que l'échelle CPM-B pour la plupart des âges chez les femmes après 2005.

Le tableau 9 présente les divers taux de mortalité des tables générés par différentes échelles d'amélioration sans changement de méthode. À chaque âge, la sensibilité des taux de mortalité au choix de l'échelle est importante. De toute évidence, il importe de choisir la bonne échelle d'amélioration.

Table 9. Taux de mortalité des tables générés par différentes échelles d'amélioration dans la construction de la table.

Sexe	Facteur	CPM-B	AA	CRFCAV	MP-2014
Hommes	q_{70}	0.01296	0.01437	0.01500	0.01342
	q_{75}	0.02182	0.02546	0.02652	0.02285
	q_{80}	0.03890	0.04605	0.04611	0.04024
	q_{85}	0.07470	0.08349	0.08110	0.07286
	q_{90}	0.13864	0.14425	0.13884	0.12826
	q_{95}	0.23477	0.23344	0.22878	0.21398
Femmes	q_{70}	0.00934	0.01025	0.00996	0.00911
	q_{75}	0.01502	0.01662	0.01616	0.01463
	q_{80}	0.02571	0.02847	0.02786	0.02542
	q_{85}	0.05050	0.05563	0.05358	0.04901
	q_{90}	0.10238	0.10715	0.10249	0.09424
	q_{95}	0.18671	0.18627	0.18222	0.16788

L'ajustement des tables jusqu'en 2014 intensifie toutefois la sensibilité. La différence observée sera au moins l'effet combiné de l'amélioration jusqu'en 2014 à partir du milieu approximatif de l'expérience. (La moyenne pondérée de l'année d'expérience représente 2005,53 pour les hommes et 2005,75 pour les femmes.) Le tableau 10 indique les mêmes taux de mortalité que ceux du tableau 9, mais ajustés selon l'amélioration de la mortalité sur l'échelle indiquée jusqu'en 2006. Il convient de noter que la même échelle sert à ajuster l'expérience et les taux de mortalité définitifs, tel qu'indiqué dans les titres des colonnes. Avec l'ajustement jusqu'en 2006, la sensibilité à l'échelle d'amélioration est beaucoup moindre, et n'est pas importante, sauf possiblement à 95 ans.

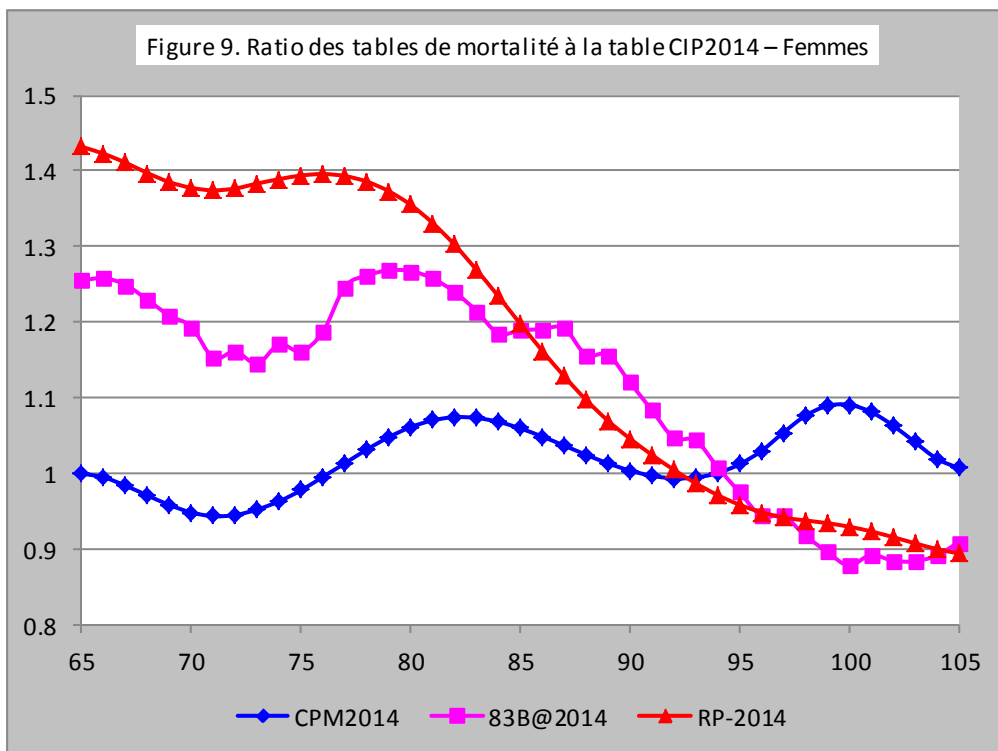
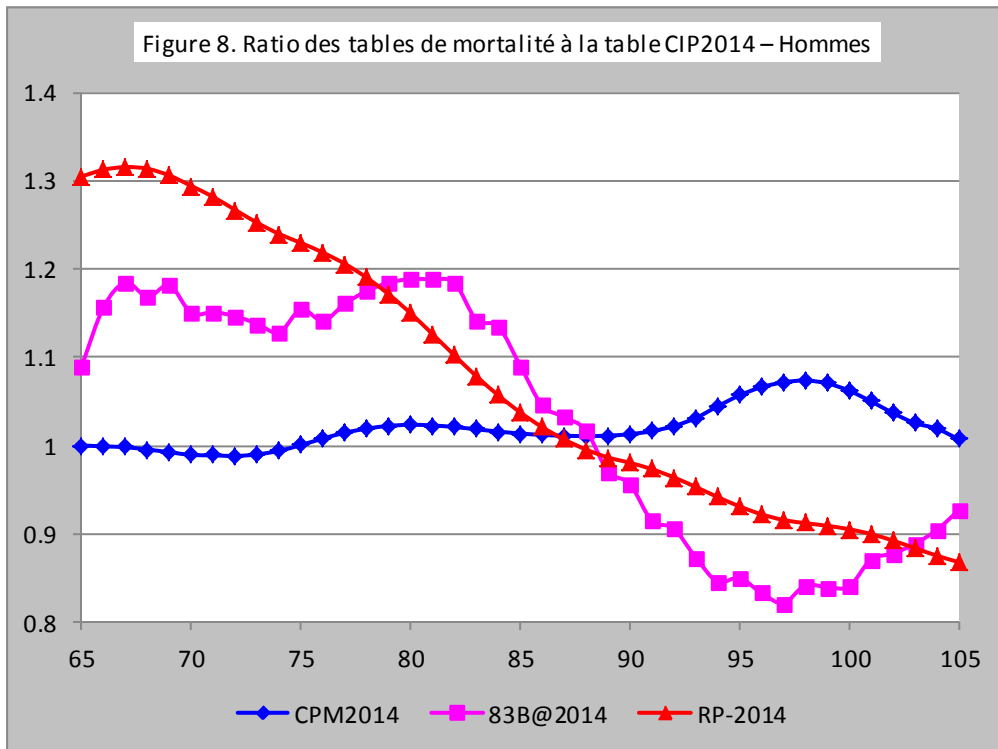
Table 10. Taux de mortalité à partir de 2006 générés par différentes échelles d'amélioration dans la construction de la table.

Sexe	Facteur	CPM-B	AA	CRFCAV	MP-2014
Hommes	q_{70}	0.01668	0.01621	0.01626	0.01624
	q_{75}	0.02786	0.02850	0.02874	0.02820
	q_{80}	0.04928	0.04990	0.04997	0.04950
	q_{85}	0.08743	0.08831	0.08788	0.08816
	q_{90}	0.15000	0.14895	0.15047	0.15166
	q_{95}	0.23502	0.23721	0.23814	0.24208
Femmes	q_{70}	0.01083	0.01067	0.01079	0.01106
	q_{75}	0.01741	0.01772	0.01751	0.01751
	q_{80}	0.02980	0.03012	0.03019	0.03023
	q_{85}	0.05851	0.05837	0.05806	0.05881
	q_{90}	0.11077	0.10975	0.11107	0.11270
	q_{95}	0.18691	0.18927	0.18968	0.19429

Si un actuare estime que l'échelle d'amélioration CPM-B ne convient pas à l'usage qu'il souhaite faire de la table, soit pour l'amélioration future soit pour l'historique récent, il pourrait remonter les taux de mortalité de la table CIP2014 jusqu'en 2006 à l'aide de l'échelle CPM-B puis projeter prospectivement à partir de 2006 au moyen d'une autre échelle d'amélioration.

13. Comparaison avec la table CPM2014 et d'autres tables

Les figures 8 et 9 indiquent le ratio des tables CPM2014, 83Basic projetée au moyen de l'échelle AA jusqu'en 2014 (83B@2014) et RP-2014 pour des rentiers en santé à la table qui vient tout juste d'être construite, la table CIP2014.



Il est intéressant de constater la mesure dans laquelle les tables CIP2014 et CPM2014 se rapprochent. Le fait que les pentes soient semblables n'est pas étonnant, les deux représentant l'expérience canadienne récente, mais le fait que les niveaux des deux tables soient si proches semble une coïncidence.

Il importe de prendre note de la différence entre les tables 83B@2014 et CIP2014 parce que la table 83Basic et l'échelle AA sont toujours couramment utilisées. Les pentes des deux tables sont assez différentes, bien que la valeur des rentes dans les deux bases pourrait ne pas être si loin l'une de l'autre à certains âges.

La table RP-2014 n'est pas en version définitive au moment de la rédaction du présent document; elle est plutôt présentée sous forme d'exposé-sondage de la SOA. Sa pente se rapproche davantage de celle de la table 83B@2014 que de celle de la table CIP2014. Il se peut que cela soit attribuable au fait que les deux s'appuient sur des données américaines.

14. Expérience relative à la table CIP2014

Étant donné que la table CIP2014 pourrait être utilisée pour tarifier les rentes en phase de versement, les actuaires voudront savoir comment l'expérience relative à la table CIP2014 varie à l'égard de divers sous-ensembles de rentes. Les tableaux suivants s'efforcent de donner plus d'information à cette fin. Dans tous les cas, les prévisions sont calculées au moyen de la table CIP2014 projetée jusqu'à l'année d'expérience pertinente sur l'échelle d'amélioration CPM-B et ajustées en fonction des données sur l'année d'assurance ou l'année civile. Les tableaux sont présentés en paires, celui portant sur les hommes en premier et sur les femmes, en deuxième.

Tous les tableaux indiquent les années d'expérience 2000 à 2011, tous les âges, les rentes avec et sans période de garantie et un ajustement pour les SMND en date de 2011. (Les facteurs d'ajustement pour les SMND sont propres aux sociétés.) Sauf en ce qui concerne les tableaux indiquant la variation d'après la taille de revenu, les données ne portent que sur les rentes de moins de 6 000 \$ du revenu mensuel.

Les tableaux 11 et 12 montrent les trois types de rentes, soit les rentes sur une seule tête (individuelles), les rentes réversibles, les deux rentiers sont vivants (conjointes), et les rentes réversibles, un rentier survivant après le premier décès (survivant). L'expérience pour les survivants est beaucoup plus importante que pour les rentes individuelles, tant chez les hommes que chez les femmes. L'écart entre les rentes individuelles et les rentes conjointes est beaucoup plus important chez les femmes et l'écart entre les rentes individuelles et de conjoint survivant est plus important chez les hommes.

Table 11. Expérience selon le type de rentier - Hommes

Type	Exposition		Décès		Réel/Prévu		Écart-type	
	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu
Individuelle	930,148	3,771,621,337	66,664	225,904,897	103.1%	96.0%	0.4%	0.7%
Conjointe	625,159	3,031,712,946	37,741	168,224,313	96.6%	96.4%	0.5%	0.8%
Au conjoint survivant	111,678	476,331,541	13,795	56,144,422	120.7%	120.0%	0.9%	1.4%
Total	1,666,985	7,279,665,824	118,200	450,273,632	102.6%	98.6%	0.3%	0.5%

Table 12. Expérience selon le type de rentier - Femmes

Type	Exposition		Décès		Réal/Prévu		Écart-type	
	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu
Individuelle	1,157,769	4,313,014,829	67,211	212,979,807	104.8%	99.7%	0.4%	0.7%
Conjointe	619,522	2,976,843,498	18,553	79,148,468	93.7%	91.0%	0.7%	1.1%
Au conjoint survivant	393,516	1,613,538,236	25,143	94,987,121	105.9%	103.7%	0.6%	1.0%
Total	2,170,807	8,903,396,562	110,907	387,115,397	103.0%	98.7%	0.3%	0.5%

Les tableaux 13 et 14 répartissent les données en trois types d'impôt, soit les régimes enregistrés d'épargne-retraite (REER), les régimes de pension agréés (RPA) et les régimes non agréés. Comme on pourrait s'y attendre, le taux de mortalité le plus fort se trouve dans les RPA et le plus faible, dans les régimes non agréés.

Table 13. Expérience selon le type d'impôt - Hommes

Type	Exposition		Décès		Réal/Prévu		Écart-type	
	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu
REER	971,134	3,952,292,891	77,366	281,057,880	103.3%	101.6%	0.3%	0.6%
RPA	154,555	986,217,080	7,902	43,551,027	112.8%	105.6%	1.1%	2.0%
Non agréé	541,295	2,341,155,853	32,931	125,664,725	99.1%	90.6%	0.5%	1.0%
Total	1,666,985	7,279,665,824	118,200	450,273,632	102.6%	98.6%	0.3%	0.5%

Table 14. Expérience selon le type d'impôt - Femmes

Type	Exposition		Décès		Réal/Prévu		Écart-type	
	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu
REER	1,364,196	4,987,633,199	73,059	232,873,564	102.9%	100.0%	0.4%	0.6%
RPA	172,631	992,796,330	5,270	25,407,603	110.8%	106.5%	1.4%	2.5%
Non agréé	633,979	2,922,967,033	32,578	128,834,230	102.0%	95.0%	0.5%	1.0%
Total	2,170,807	8,903,396,562	110,907	387,115,397	103.0%	98.7%	0.3%	0.5%

Les tableaux 15 et 16 indiquent séparément les sept premières années d'assurance après l'émission puis toutes les autres durées combinées (durée ultime). Les données devraient être interprétées avec prudence; les écarts-types pour les sept premières années sont beaucoup plus élevés que pour la durée ultime. Il y a cependant des signes clairs que la mortalité est moins élevée pendant les premières années d'assurance. Il n'y a toutefois pas suffisamment de données pour bâtir une table de mortalité sélecte/ultime comme pour l'assurance individuelle.

Année d'assurance	Exposition		Décès		Réel/Prévu		Écart-type	
	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu
1	31,193	221,039,370	525	3,732,894	71.2%	61.1%	3.6%	5.6%
2	30,131	202,420,710	648	4,496,381	83.3%	72.7%	3.5%	5.5%
3	30,845	194,384,545	767	5,183,417	89.4%	80.7%	3.3%	5.3%
4	32,498	191,733,104	848	5,136,987	88.8%	76.4%	3.1%	5.1%
5	35,714	202,093,874	1,089	6,746,171	99.6%	92.1%	2.9%	4.7%
6	38,747	206,790,860	1,209	7,096,213	97.7%	91.0%	2.8%	4.5%
7	42,635	217,648,160	1,463	7,908,230	103.5%	93.4%	2.6%	4.2%
Ultime	1,425,222	5,843,555,202	111,650	409,973,340	103.3%	100.6%	0.3%	0.5%
Total	1,666,985	7,279,665,824	118,200	450,273,632	102.6%	98.6%	0.3%	0.5%

Année d'assurance	Exposition		Décès		Réel/Prévu		Écart-type	
	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu
1	36,961	267,807,820	353	2,947,986	60.3%	56.9%	4.1%	6.0%
2	36,459	251,481,199	491	3,990,287	76.1%	73.6%	3.9%	5.8%
3	37,040	240,601,845	594	4,489,411	83.3%	79.1%	3.7%	5.6%
4	38,989	238,788,504	698	5,235,994	87.4%	87.5%	3.5%	5.3%
5	42,864	250,320,699	870	5,811,413	95.3%	89.5%	3.2%	5.0%
6	46,237	255,761,322	986	6,018,512	95.7%	86.4%	3.0%	4.7%
7	50,384	265,616,105	1,150	6,459,211	98.2%	85.9%	2.8%	4.4%
Ultime	1,881,873	7,133,019,068	105,763	352,162,583	103.9%	100.9%	0.3%	0.5%
Total	2,170,807	8,903,396,562	110,907	387,115,397	103.0%	98.7%	0.3%	0.5%

Les tableaux 17 à 22 présentent la variation du niveau de mortalité selon la taille. Les montants affichent en tranches de 1 000 \$ le revenu mensuel. Il convient de souligner que l'expérience porte en majorité sur des polices de moins de 1 000 \$ de revenu par mois. Ces six tableaux, contrairement aux précédents, visent toutes les polices et non seulement celles dont le titulaire a un revenu mensuel de moins de 6 000 \$. Les tableaux 17 et 18 tiennent compte de toutes les données, les tableaux 19 et 20, que des données des REER et les tableaux 21 et 22, que celles des régimes non agréés.

Table 17. Expérience selon le montant du revenu mensuel - Hommes

Taille	Exposition		Décès		Réel/Prévu		Écart-type	
	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu
0-1k	1,541,219	4,608,857,382	111,504	312,772,552	103.2%	101.7%	0.3%	0.4%
1-2k	92,644	1,502,651,368	5,121	82,193,186	96.1%	95.7%	1.3%	1.3%
2-3k	21,420	607,264,646	1,029	29,238,325	88.0%	87.9%	2.8%	2.8%
3-4k	6,764	278,870,604	312	12,884,896	84.5%	84.6%	4.9%	4.9%
4-5k	3,237	171,137,881	161	8,561,683	90.9%	91.4%	7.2%	7.2%
5-6k	1,701	110,883,943	72	4,622,989	86.4%	85.6%	10.5%	10.5%
6-7k	876	67,375,258	34	2,581,206	77.3%	77.3%	14.4%	14.4%
7-8k	526	47,326,542	23	2,022,275	85.8%	85.2%	18.4%	18.4%
8k +	2,321	453,819,211	60	9,395,409	53.9%	41.9%	9.0%	13.0%
Total	1,670,708	7,848,186,835	118,316	464,272,522	102.6%	95.8%	0.3%	0.8%

Table 18. Expérience selon le montant du revenu mensuel - Femmes

Taille	Exposition		Décès		Réel/Prévu		Écart-type	
	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu
0-1k	2,033,346	6,113,195,123	105,813	287,230,256	103.5%	101.6%	0.3%	0.4%
1-2k	105,821	1,700,326,180	4,049	64,044,735	94.5%	93.7%	1.5%	1.5%
2-3k	21,525	606,324,818	724	20,500,026	86.6%	86.5%	3.3%	3.3%
3-4k	5,824	238,760,198	180	7,263,341	86.6%	85.7%	6.7%	6.7%
4-5k	2,884	153,159,077	93	4,919,191	89.6%	89.7%	9.5%	9.5%
5-6k	1,408	91,631,167	48	3,157,849	88.7%	89.1%	12.9%	13.0%
6-7k	780	59,999,271	15	1,176,888	53.5%	53.8%	18.0%	18.0%
7-8k	551	50,148,630	10	915,044	58.6%	57.6%	23.1%	23.1%
8k +	2,062	390,016,261	52	7,799,469	67.0%	51.9%	10.9%	14.3%
Total	2,174,199	9,403,560,724	110,984	397,006,799	103.0%	96.6%	0.3%	0.7%

Malgré les grands écarts-types pour les tranches de montants plus importants, il y a une forte corrélation entre la taille en hausse et la mortalité en baisse.

Table 19. Expérience selon le montant du revenu mensuel - Hommes REER

Taille	Exposition		Décès		Réel/Prévu		Écart-type	
	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu
0-1k	914,721	2,846,902,431	73,816	213,052,885	103.4%	102.0%	0.4%	0.5%
1-2k	45,001	719,878,060	2,879	45,705,534	99.6%	99.6%	1.8%	1.8%
2-3k	7,906	221,942,437	482	13,524,123	106.2%	105.9%	4.5%	4.5%
3-4k	2,193	90,395,685	120	4,976,590	97.2%	97.8%	8.5%	8.6%
4-5k	956	50,151,102	53	2,774,214	93.3%	93.7%	12.7%	12.7%
5-6k	357	23,023,175	16	1,024,534	91.4%	90.7%	22.8%	22.9%
6-7k	263	20,158,209	10	783,663	85.1%	85.8%	27.9%	28.0%
7-8k	64	5,810,007	5	463,349	161.5%	164.1%	54.8%	54.8%
8k +	223	32,923,501	10	1,210,817	65.2%	53.5%	23.4%	25.5%
Total	971,684	4,011,184,608	77,391	283,515,709	103.3%	101.2%	0.3%	0.6%

Table 20. Expérience selon le montant du revenu mensuel - Femmes REER

Taille	Exposition		Décès		Réal/Prévu		Écart-type	
	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu
0-1k	1,303,606	3,855,358,519	70,670	189,214,046	103.2%	101.0%	0.4%	0.5%
1-2k	50,363	797,602,396	2,036	31,965,160	96.3%	95.9%	2.1%	2.1%
2-3k	7,633	214,113,592	258	7,301,887	91.5%	91.7%	5.7%	5.8%
3-4k	1,653	68,001,596	59	2,423,769	99.3%	98.9%	12.4%	12.5%
4-5k	678	35,626,694	26	1,346,547	101.5%	101.7%	19.2%	19.2%
5-6k	263	16,930,402	9	622,156	122.8%	124.1%	34.8%	34.8%
6-7k	157	12,038,752	4	329,824	93.7%	96.8%	46.1%	46.2%
7-8k	82	7,342,063	3	275,861	112.5%	113.6%	59.4%	59.4%
8k +	129	18,727,349	5	1,186,899	111.7%	164.9%	44.4%	48.9%
Total	1,364,564	5,025,741,363	73,071	234,666,148	102.9%	100.2%	0.4%	0.6%

Les données des REER affichent une variation moindre des ratios R/P selon le revenu que le total des données.

Table 21. Expérience selon le montant du revenu mensuel - Hommes non agréé

Taille	Exposition		Décès		Réal/Prévu		Écart-type	
	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu
0-1k	495,603	1,313,268,065	30,735	78,337,899	100.4%	98.1%	0.5%	0.8%
1-2k	31,550	515,394,590	1,608	25,918,584	89.0%	88.0%	2.2%	2.3%
2-3k	8,768	249,072,512	362	10,346,046	70.4%	70.4%	4.2%	4.2%
3-4k	2,918	120,612,773	121	4,972,538	69.6%	69.4%	7.1%	7.1%
4-5k	1,457	76,965,698	67	3,592,325	87.2%	87.7%	10.8%	10.8%
5-6k	999	65,842,215	38	2,497,332	73.7%	73.3%	13.1%	13.2%
6-7k	547	42,060,190	20	1,557,223	72.0%	71.9%	17.8%	17.8%
7-8k	405	36,394,087	14	1,286,490	72.0%	71.2%	21.0%	21.0%
8k +	1,992	408,760,450	48	7,954,195	52.7%	40.7%	10.0%	14.5%
Total	544,240	2,828,370,581	33,014	136,462,633	98.9%	84.1%	0.5%	2.0%

Table 22. Expérience selon le montant du revenu mensuel - Femmes non agréé

Taille	Exposition		Décès		Réal/Prévu		Écart-type	
	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu
0-1k	579,352	1,749,939,014	30,399	84,078,796	103.2%	101.1%	0.6%	0.8%
1-2k	39,560	640,603,856	1,635	25,936,704	90.2%	88.9%	2.2%	2.3%
2-3k	9,743	273,774,856	372	10,482,993	82.7%	82.3%	4.5%	4.5%
3-4k	2,882	118,050,090	90	3,592,547	78.6%	77.2%	8.9%	9.0%
4-5k	1,571	83,477,496	49	2,618,057	79.8%	79.6%	12.2%	12.2%
5-6k	871	57,121,721	33	2,125,133	79.6%	79.6%	14.8%	14.9%
6-7k	523	40,130,413	10	773,372	48.8%	48.9%	21.1%	21.1%
7-8k	409	37,359,526	7	639,183	55.6%	54.1%	26.6%	26.6%
8k +	1,840	360,829,410	44	6,405,325	63.4%	45.6%	11.4%	15.1%
Total	636,752	3,361,286,381	32,640	136,652,110	101.8%	89.6%	0.5%	1.7%

Comme on peut s'y attendre vu la variation moindre dans les données des REER, les données des régimes non agréés varient beaucoup plus que celles des REER.

15. Conclusion

L'auteur est d'avis que la table CIP2014 représente une meilleure estimation convenable pour les rentes en phase de versement et qui pourrait être améliorée par ajustement pour tenir compte de la taille de la rente. (Rappel : les rentes avec salaire annualisé de 72 000 \$ ou plus ont été exclues.) Quiconque poursuivant la recherche dans ce domaine est invité à publier ses constatations.

La table CIP2014 peut être consultée dans un classeur Excel [ici](#). Elle est aussi jointe au présent document au tableau 23.

16. Références

Commission des rapports financiers des compagnies d'assurance-vie. « Document de recherche sur l'amélioration de la mortalité », Institut canadien des actuaires, le 23 septembre 2010. <http://www.cia-ica.ca/docs/default-source/2010/210065f.pdf>

Howard, R.C.W. « Mortality Rates at Oldest Ages ». Exposé présenté au colloque « Living to 100 » en 2011.

<http://www.soa.org/library/monographs/life/living-to-100/2011/mono-li11-5b-howard.pdf>

———. « Tables de mortalité CPM2014 », Institut canadien des actuaires, le 13 février 2014. <http://www.cia-ica.ca/docs/default-source/2014/214014f.pdf>

———. « Whittaker-Henderson-Lowrie Graduation », 2007.

<http://www.howardfamily.ca/graduation/WHGrad.doc>

« Human Mortality Database », University of California, Berkeley (É.-U.), et Max Planck Institute for Demographic Research (Allemagne). Disponible à www.mortality.org ou à www.humanmortality.de (données téléchargées le 7 février 2013).

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

Lowrie, Walter B. « An Extension of the Whittaker-Henderson Method of Graduation ». *Transactions, Society of Actuaries*, XXXIV (1982), 329.

<http://bit.ly/lowrieextension>

Sous-commission sur l'expérience dans les régimes de retraite. « Rapport final : La mortalité des retraités canadiens », Institut canadien des actuaires, le 13 février 2014.

<http://www.cia-ica.ca/docs/default-source/2014/214013f.pdf>

« Mortality Improvement Scale MP-2014 Exposure Draft », Society of Actuaries, février 2014.

<https://www.soa.org/files/research/exp-study/research-2014-mort-imp-scale.pdf>

17. Taux de mortalité CIP2014

Table 23. Taux de mortalité CIP2014.

Âge	Hommes	Femmes	Âge	Hommes	Femmes	Âge	Hommes	Femmes
18	0.00067	0.00015	51	0.00285	0.00141	84	0.06557	0.04377
19	0.00075	0.00017	52	0.00307	0.00153	85	0.07470	0.05050
20	0.00082	0.00018	53	0.00333	0.00168	86	0.08495	0.05832
21	0.00089	0.00019	54	0.00365	0.00186	87	0.09638	0.06734
22	0.00095	0.00020	55	0.00403	0.00207	88	0.10910	0.07765
23	0.00101	0.00022	56	0.00448	0.00231	89	0.12317	0.08932
24	0.00105	0.00023	57	0.00495	0.00258	90	0.13864	0.10238
25	0.00108	0.00024	58	0.00542	0.00287	91	0.15550	0.11683
26	0.00113	0.00025	59	0.00587	0.00318	92	0.17370	0.13261
27	0.00116	0.00027	60	0.00628	0.00350	93	0.19311	0.14961
28	0.00117	0.00027	61	0.00666	0.00384	94	0.21354	0.16771
29	0.00119	0.00028	62	0.00702	0.00421	95	0.23477	0.18671
30	0.00120	0.00030	63	0.00743	0.00464	96	0.25654	0.20644
31	0.00122	0.00031	64	0.00790	0.00511	97	0.27858	0.22670
32	0.00122	0.00034	65	0.00844	0.00562	98	0.30062	0.24728
33	0.00120	0.00036	66	0.00908	0.00620	99	0.32328	0.26871
34	0.00120	0.00039	67	0.00983	0.00686	100	0.34692	0.29128
35	0.00120	0.00042	68	0.01071	0.00761	101	0.37169	0.31508
36	0.00120	0.00045	69	0.01175	0.00844	102	0.39744	0.33995
37	0.00122	0.00048	70	0.01296	0.00934	103	0.42382	0.36552
38	0.00125	0.00053	71	0.01433	0.01031	104	0.45020	0.39120
39	0.00130	0.00057	72	0.01590	0.01134	105	0.47573	0.41616
40	0.00136	0.00061	73	0.01767	0.01244	106	0.49928	0.43937
41	0.00144	0.00065	74	0.01964	0.01366	107	0.51950	0.45956
42	0.00154	0.00069	75	0.02182	0.01502	108	0.53970	0.47973
43	0.00165	0.00075	76	0.02430	0.01656	109	0.55987	0.50988
44	0.00178	0.00080	77	0.02715	0.01834	110	0.58000	0.53000
45	0.00190	0.00086	78	0.03047	0.02041	111	0.60000	0.55000
46	0.00205	0.00092	79	0.03435	0.02284	112	0.62000	0.57000
47	0.00219	0.00101	80	0.03890	0.02571	113	0.64000	0.59000
48	0.00234	0.00109	81	0.04422	0.02913	114	0.66000	0.61000
49	0.00250	0.00119	82	0.05039	0.03320	115	1.00000	1.00000
50	0.00266	0.00129	83	0.05749	0.03805			