

Rapport de recherche

ICA2014 : Construction d'une table de mortalité à partir des données de l'ICA sur l'assurance individuelle pour les années d'assurance 2009 à 2019

R.C.W. (Bob) Howard, FICA, FSA

Document 222040



1 Résumé

Le présent ouvrage documente l'élaboration d'une nouvelle table de mortalité à partir des données des 10 dernières années d'expérience de l'étude de mortalité en assurance individuelle de l'Institut canadien des actuaires (ICA). La table construite est désignée ICA2014 et elle est ajustée avec amélioration en date du 1^{er} janvier 2014. La période sélecte correspond à 20 ans. Des tables distinctes ont été élaborées pour les hommes et les femmes, fumeur, non-fumeur, fumeur inconnu (ultime seulement), et tous combinés, pour l'âge le plus proche et le dernier anniversaire; il existe 16 tables, dont 12 sont à la fois sélectes et ultimes. La méthode de construction de la majorité des tables est celle de Whittaker-Henderson en deux dimensions. Le document propose également deux solutions de rechange pour tenir compte du fait que la mortalité tend à diminuer sensiblement à mesure que croît la taille des polices et que la répartition selon la taille n'est pas uniforme d'un âge à l'autre et d'une durée à l'autre.

Les taux de mortalité de la table ICA2014 sont disponibles sur le site Web de l'ICA en [format traditionnel](#) et en [format AXIS](#).

En juin 2022, il a été établi qu'il y avait des chiffres incorrects dans le tableau 1 et le tableau 6 du rapport publié en avril 2022. L'erreur touchait le calcul des réclamations attendues pour les non-fumeurs dans ICA9704. Ces tableaux ont été corrigés dans cette version. Aucun des chiffres de la table ICA2014, ou de tout autre calcul dans ce rapport utilisant ICA2014, n'était erroné.



2 Table des matières

1	Résumé	2
2	Table des matières	3
3	Contexte	6
3.1	Terminologie	6
3.2	Tables antérieures	7
3.3	Besoin d'une nouvelle table	7
3.4	Étude annuelle de l'ICA sur la mortalité	8
3.5	Modifications apportées aux données	10
4	Principes fondamentaux de la construction	19
4.1	Méthode de graduation	19
4.2	Construction en sections	21
4.3	Période sélecte	21



5	Taux ultime	25
5.1	Adultes, toutes catégories de tabagisme	25
5.2	Jeunes	26
5.3	Âges les plus avancés	28
5.4	Catégories de tabagisme distinctes	31
5.5	Évaluation	32
6	Sélection	36
6.1	Observation de l'effet de sélection	36
6.2	Graduation bidimensionnelle	40
6.3	Jeunes	42
6.4	Âges les plus avancés	42
6.5	Évaluation	43
7	Âge au dernier anniversaire	49
8	Femmes fumeuses	50
9	Classes préférentielles et COVID-19	53
10	Conclusion	54
10.1	Mises en garde	54
10.2	Résumé des différences entre les tables ICA9704 et ICA2014	55
11	Autres méthodes	57
11.1	Répartition normalisée des tailles	58



11.2	Ajustement de la taille	64
11.3	Graduation paramétrique	69
12	Estimation de l'exactitude	70
13	Bibliographie	74
14	Annexe : Application de l'amélioration de la mortalité	77
15	Remerciements	78



3 Contexte

3.1 Terminologie

Le terme « année » peut comporter divers sens. Son utilisation dans le présent rapport est précisée ici.

« Année civile » (ou simplement une année à quatre chiffres) correspond à toute l'année désignée. Par exemple, « année civile 2014 » ou « 2014 » s'entend de la période écoulée entre le 1er janvier 2014 et le 31 décembre 2014.

« Année d'assurance » (suivie de deux années à quatre chiffres) désigne la période d'expérience commençant par l'anniversaire de la police au cours de la première année civile mentionnée et se terminant la veille de l'anniversaire de la deuxième année civile mentionnée. Il peut s'agir de l'expérience d'une seule police, mais plus souvent de l'expérience d'un groupe de polices. Par exemple, l'expression « années d'assurance 2009 à 2019 » désigne la période de 10 ans commençant à l'anniversaire en 2009 et se terminant la veille de l'anniversaire en 2019.

« Année d'assurance n » ou « n -e année d'assurance » désigne l'année commençant $n-1$ an après l'émission et se terminant la veille du n -e anniversaire d'assurance. Par exemple, la deuxième année d'assurance pour une police émise le 14 février 2014 va du 14 février 2015 au 13 février 2016 inclusivement.

Dans le présent rapport, la « durée » désigne toujours la période exacte, en années, entre la date d'émission et la date à l'étude; elle peut être fractionnaire. Pour éviter toute confusion, la durée 1 n'est jamais synonyme de l'année d'assurance 1, qui s'étend de la durée 0 à la veille de la durée 1.

Le terme « âge » correspond toujours à l'âge à l'anniversaire le plus proche et il peut être utilisé comme âge à l'émission ou âge atteint.

« $q[x]+t$ » est la probabilité qu'un assuré de x ans à l'émission en vertu d'une police à durée exacte t décède d'ici un an. Il s'agit également du taux de mortalité pour l'âge à l'émission x et l'année d'assurance $t+1$.



La « catégorie de risque » désigne les diverses combinaisons de classifications selon le sexe et le tabagisme; huit de ces combinaisons sont utilisées dans le présent rapport. « Hf » désigne les hommes fumeurs, « Ff » les femmes fumeuses, « Hnf » les hommes non-fumeurs, « Fnf » les femmes non-fumeuses, « Hinc » les hommes dont le statut de tabagisme est inconnu, « Finc » les femmes dont le statut de tabagisme est inconnu, « H » les hommes regroupant tous les statuts de tabagisme et « F » les femmes regroupant tous les statuts de tabagisme. Lorsque toutes les catégories de risque sont affichées, elles apparaissent dans cet ordre.

Le terme « décès » désigne le nombre ou, plus souvent, le montant nominal des polices qui prennent fin par décès. Le montant d'une demande de prestations de décès peut différer du montant nominal dans le cas de nombreuses polices d'assurance-vie universelle et dans le cas où un sinistre de décès est réglé pour un montant moindre.

3.2 Tables antérieures

Plusieurs tables ont été élaborées par l'Institut canadien des actuaires (ICA) à partir des données de ses études en assurance-vie. Parmi celles-ci, mentionnons C.A. 1958-64 (une table sélecte de cinq ans), C.A. 1969-75 (la première table sélecte de 15 ans), ICA8288 (la première table avec taux distincts pour les fumeurs et les non-fumeurs), ICA8692 et ICA9704. Aucune nouvelle table d'assurance-vie n'a été publiée depuis ICA9704 en 2010.

3.3 Besoin d'une nouvelle table

À l'issue de la plus récente étude de l'ICA sur la mortalité en assurance-vie individuelle, il a été jugé nécessaire d'établir une nouvelle table parce que ni l'ICA8692 ni l'ICA9704 ne présentent une pente selon l'âge ou la durée qui correspond bien aux résultats récents. Par conséquent, la table ne peut être ajustée par un multiple simple. Une nouvelle table est la seule solution pratique.



Le tableau 1 montre les ratios réels/prévus (R/P) selon le montant prévu de la table ICA9704 avec projection sur l'échelle MI-2017 de l'année de base présumée 2001 au milieu¹ de l'année civile au cours de laquelle débute l'année d'assurance.

La version combinée du tabagisme de la table ICA9704 est utilisée pour la valeur « prévue » pour statut de tabagisme inconnu et pour tous les cas combinés. Les versions distinctes pour le tabagisme sont utilisées pour les fumeurs et les non-fumeurs.

Tableau 1. Ratios réels/prévus dans la table ICA9704 avec l'échelle MI-2017 selon le montant pour les années d'assurance 2009 à 2019								
Année d'ass.	Hf	Ff	Hnf	Fnf	Hinc	Finc	H	F
1-5	81,6 %	76,3 %	84,2 %	71,6 %	103,0 %	88,6 %	80,4 %	71,9 %
6-10	79,5 %	76,6 %	85,8 %	75,7 %	89,4 %	71,4 %	77,3 %	69,5 %
11-15	85,6 %	101,7 %	83,5 %	79,3 %	88,9 %	76,4 %	71,9 %	68,4 %
Ult.	101,0 %	121,3 %	92,1 %	90,0 %	107,9 %	104,3 %	89,3 %	83,8 %
Toutes	92,5 %	105,4 %	88,7 %	82,9 %	107,5 %	102,9 %	84,6 %	77,8 %

3.4 Étude annuelle de l'ICA sur la mortalité

Depuis 70 ans, l'ICA mène une étude annuelle de mortalité intersociétés sur les résultats des polices d'assurance-vie individuelles à souscription normale. Cette étude a été importante pour établir un point de référence pour l'expérience de l'industrie.

¹ L'expérience repose sur l'année d'assurance. Par exemple, supposons l'année d'assurance 2018-2019. En moyenne, l'année d'assurance s'étend du milieu de 2018 au milieu de 2019. Les taux bruts de mortalité obtenus à partir des données sont des estimations des probabilités de décès dans l'année suivant le milieu de 2018. Il convient donc d'appliquer 17,5 ans d'amélioration. On utilise une année complète d'amélioration pour chacune des années comprises entre 2002 et 2018 et une demi-année d'amélioration du facteur de 2019 afin d'obtenir un taux de mortalité qui serait approprié pour la valeur « prévue ». Ainsi, la mortalité réelle et la mortalité prévue portent sur la même période d'un an. L'annexe renferme un exemple numérique.



Les travaux concernant la nouvelle table sont fondés sur les enregistrements individuels pour les études annuelles de mortalité des 10 dernières années, soit les années d'assurance 2009 à 2019. À l'instar de l'étude publiée, les polices émises en raison d'une conversion, d'assurabilité garantie ou d'une cote de risque aggravé sont exclues, tout comme les polices à émission simplifiée et garantie et les polices conjointes. Il était souhaitable d'avoir accès aux enregistrements individuels pour examiner les anomalies dans les données et apporter des ajustements (décrits ci-dessous) afin de réduire l'incidence des fluctuations découlant de très grandes polices. Les travaux auraient pu être accomplis dans une large mesure à l'aide des bases de données annuelles fournies par l'ICA.

Le tableau 2 résume les données sélectionnées.

Tableau 2. Totaux des données issues de l'étude de mortalité en assurance-vie individuelle pour les années d'assurance 2009 à 2019 (montants en milliers)				
	Exposition		Décès	
	Nombre	Montant	Nombre	Montant
Hf	6 623 688	857 072 274	50 351	2 830 538
Ff	5 847 673	497 557 877	39 412	1 479 269
Hnf	26 074 051	7 135 295 634	112 215	12 985 807
Fnf	25 670 952	5 005 325 427	85 776	6 002 330
Hinc	14 594 120	527 365 292	257 286	3 891 114
Finc	10 983 657	403 937 463	129 994	1 082 560
H	47 291 858	8 519 733 199	419 851	19 707 459
F	42 502 282	5 906 820 767	255 182	8 564 160
Toutes	89 794 140	14 426 553 966	675 033	28 271 619

Il convient de noter que toutes les données sont soumises ou converties selon l'âge à l'anniversaire le plus proche. Sauf indication contraire, toutes les mesures de l'âge correspondent à l'âge à l'anniversaire le plus proche.

Conformément à la tradition des tables de mortalité des sociétés d'assurance au Canada, l'expérience utilisée dans la construction repose sur le montant et non sur le nombre.



L'utilisation des données par montant est appropriée parce qu'on s'attend à ce que la table obtenue soit utilisée principalement pour les calculs financiers.

3.5 Modifications apportées aux données

Bien que les données, résumées au tableau 2, puissent être utilisées pour la construction des tables, certaines modifications donneront une meilleure base pour la nouvelle table de mortalité.

3.5.1 Assurance temporaire renouvelable

La plupart des polices d'assurance temporaire renouvelable vendues ces dernières années affichent un taux de prime nettement plus élevé² au renouvellement que les nouvelles polices d'assurance temporaire au même âge atteint. On s'attend à ce que la plupart des personnes admissibles à l'assurance standard au moment du renouvellement achètent une nouvelle police. Par conséquent, l'expérience de mortalité après le premier renouvellement sera supérieure à la normale. C'est pourquoi il ne convient pas d'inclure l'expérience après le premier renouvellement dans les données utilisées pour construire la table de mortalité.

L'expérience après le premier renouvellement n'a pas été exclue des tables par le passé parce que les données disponibles ne permettaient pas cette exclusion. Les codes des types de produits ont été élargis pour l'année d'assurance 2011-2012 afin de permettre l'exclusion. Pour les deux années d'assurance précédentes, l'exclusion a été effectuée de façon approximative en fonction de la distribution de la durée des mandats dans chaque société, comme indiqué en 2011-2012.

3.5.2 Anomalies

Une recherche des enregistrements qui apparaissent brièvement dans l'étude puis disparaissent a donné lieu à trois grands cas. Deux d'entre eux remontent à l'année

² Certains produits renouvelables à terme, qui ne sont pas vendus couramment aujourd'hui, affichent un taux de prime au renouvellement identique à celui d'une nouvelle émission au même âge. Ces produits seraient beaucoup moins susceptibles d'afficher une mortalité plus élevée après le renouvellement, mais il n'existe aucun moyen pratique d'inclure ces types de produit temporaire renouvelable et d'en exclure d'autres après le premier renouvellement.



d'assurance 2009-2010. Ces deux cas ne figurent pas dans les données de l'ICA avant l'année du décès. L'un concerne les hommes non-fumeurs (Hnf) de 69 ans à l'émission, à l'année d'assurance 15 et 6 millions de dollars d'assurance. L'autre porte sur le statut de tabagisme inconnu pour les hommes (Hinc) à l'âge atteint de 92 ans, en période ultime et 2,2 millions de dollars d'assurance. Après une étude approfondie, aucune explication n'a été trouvée pour le premier; dans le second, une explication avait été trouvée au cours des années précédentes, mais pour un montant inférieur erroné. Le premier cas a été supprimé et le deuxième a été conservé, et les enregistrements antérieurs ont été corrigés.

Le troisième cas concerne les femmes fumeuses (Ff) de 79 ans à l'émission, aux septième et huitième années d'assurance et 2,5 millions de dollars d'assurance pour les deux années d'assurance comprises entre 2014 et 2016. Le décès est survenu à la deuxième de ces années. Comme aucune explication n'a été fournie pour ce cas avant 2014-2015, ces deux enregistrements ont été supprimés.

3.5.3 Fluctuations des polices de grande taille

La présence ou même l'absence de sinistres très importants peut influencer sensiblement sur les taux de mortalité observés. Certains ont omis des polices de grande taille ou plafonné le montant d'assurance pour un enregistrement donné. Les deux approches ont pour résultat d'exclure des expositions et des sinistres valides. Pour cette tâche, le choix consiste à inclure toutes les polices, mais si la valeur nominale est d'un million de dollars ou plus, la valeur nominale réelle est remplacée³ par 1,5 million de dollars.

³ La modification a été apportée au niveau de l'enregistrement, mais l'attribution à la tranche de taille pouvait englober plusieurs enregistrements. La tranche de taille a été déterminée en additionnant le nombre d'enregistrements ayant le même numéro de police, la même date d'émission, la même date de naissance et le même sexe. La taille moyenne réelle des enregistrements attribués à des tranches d'un million de dollars ou plus pour la période de 10 ans était de 1 477 739 \$. Si l'on utilisait les bases de données publiées et que l'on divisait le montant total de l'exposition par le total des polices, on obtiendrait une somme de 1 619 513 \$, mais cette « moyenne » n'est pas la même chose parce que les avenants comptent dans le numérateur, mais non dans le dénominateur. Le traitement du nombre de polices est compliqué parce qu'il n'existe pas de définition claire du terme « police » aux fins actuarielles. En passant, après avoir fait passer tous les montants d'un million de dollars ou plus à 1,5 million de dollars, le montant de l'exposition divisé par le nombre de polices exposées augmente légèrement pour atteindre 1 637 816 \$.



3.5.4 Ajustement pour amélioration de la mortalité

L'amélioration de la mortalité est une réalité de la vie au Canada. Malgré des fluctuations à divers moments et âges, la tendance générale de la mortalité est à la baisse depuis de nombreuses années. Il semble raisonnable et souhaitable de refléter l'amélioration de la mortalité dans la construction d'une table de mortalité. Toutes les tables de rentes récentes ont été ajustées pour tenir compte de l'amélioration de la mortalité, mais les tables d'assurance-vie de l'ICA ne l'ont pas été jusqu'à maintenant.

Quelle échelle d'amélioration faudrait-il utiliser? Le choix évident est l'échelle la plus récente, MI-2017. Un projet de recherche est en cours pour élaborer une nouvelle échelle d'amélioration; il serait peut-être préférable d'utiliser cette nouvelle échelle. Toutefois, l'attente retarderait ce projet d'un an, voire plus. Par conséquent, l'échelle MI-2017 est utilisée.

Comment l'ajustement doit-il être effectué? Habituellement, une échelle d'amélioration est appliquée aux taux de mortalité. Dans ce cas, comme les taux doivent être déterminés, il serait difficile, sur le plan informatique, d'ajuster les taux de mortalité. Heureusement, il existe une approche plus simple qui peut se révéler équivalente. L'ajustement aux fins d'amélioration est appliqué aux sinistres de décès. En d'autres termes, les sinistres de décès réels de chaque année d'expérience sont divisés par un facteur qui aurait été utilisé pour ajuster un taux de mortalité de l'année de base à l'année d'expérience. Au final, le montant rajusté des sinistres de décès est conforme à ce qui aurait été observé théoriquement pour l'année de base choisie.

Mais cet ajustement ne rendra-t-il pas la nouvelle table dépendante de l'échelle MI-2017⁴ et désuète si la nouvelle échelle d'amélioration est nettement différente? Il existe un risque que cela soit vrai, mais ce risque est sensiblement atténué si l'année de base est au cœur de l'expérience utilisée à l'étape de la construction. Par la suite, environ la moitié des sinistres est traitée (réduction de la taille pour tenir compte de l'amélioration future de la mortalité)

⁴ Un test utilisant l'échelle AA plutôt que l'échelle MI-2017 produit des taux de mortalité qui diffèrent de ceux de la table ICA2014 dans une proportion de 0,3 %. Comme l'échelle AA est très différente de l'échelle MI-2017, cet écart a été jugé suffisamment faible pour que la dépendance à l'échelle MI-2017 ne pose pas de problèmes.



et l'autre moitié est retenue (augmentation de la taille pour tenir compte de l'amélioration antérieure de la mortalité). Un test utilisant l'échelle AA plutôt que l'échelle MI-2017 a donné lieu à des taux de mortalité très proches de ceux de la table ICA2014.

Quand débutent en moyenne les années d'assurance? Le tableau 3 montre l'année moyenne, pondérée en fonction du montant, pour les 10 années d'assurance comprises entre 2009 et 2019, calculée comme suit. En supposant une distribution uniforme des émissions tout au long de l'année, nous concluons que chaque année d'assurance représente une expérience qui, en moyenne, s'étend du milieu d'une année jusqu'au milieu de l'année suivante. Par exemple, l'expérience de l'année d'assurance 2018-2019 est représentée par 2018,5 dans le calcul, c'est-à-dire la durée moyenne de début de l'année d'assurance. La moyenne est calculée en pondérant le montant exposé à chaque année d'assurance pour les âges respectifs.



Tableau 3. Exposition (en millions) et temps moyen pour le début de l'année d'assurance		
Âge atteint	Exposition	Année moyenne
0-9	196 270	2014,67
10-19	305 527	2014,29
20-29	938 011	2014,28
30-39	3 226 708	2014,38
40-49	4 241 375	2014,35
50-59	3 081 181	2014,46
60-69	1 210 012	2014,64
70-79	341 003	2014,72
80-89	111 865	2014,62
90+	14 511	2015,31
Toutes	13 666 463	2014,42

L'année moyenne varie sensiblement selon le groupe d'âge. Dans l'ensemble, le début moyen⁵ pondéré des années d'assurance est 2014,42, ce qui représente le 2 juin 2014. Pour assurer la cohérence avec la construction de l'échelle d'amélioration, il est préférable de recourir à une table de mortalité fondée sur le 1^{er} janvier⁶ d'une année. Par conséquent, la base du tableau est fixée au 1^{er} janvier 2014, ce qui exige un ajustement net de moins d'une demi-année. La table est nommée ICA2014.

⁵ La moyenne non pondérée serait 2014,0, mais la moyenne pondérée est atteinte plus tard parce que l'exposition a augmenté au cours de la période de 10 ans.

⁶ Voir l'exemple et les formules d'application des facteurs d'amélioration de l'échelle CPM-B à la page 9 de la publication de l'ICA [214013](#). La même approche a été utilisée avec l'échelle MI-2017 (publication [217097](#), p. 10).



Il convient de souligner que l'ajustement pour l'amélioration de la mortalité réduit le montant des demandes de prestations de décès pour les années antérieures afin de tenir compte de l'amélioration présumée jusqu'en 2014, et le montant pour les années ultérieures est augmenté afin de supprimer l'amélioration présumée depuis 2014.

3.5.5 Données utilisées pour la table ICA2014

Le tableau 4 est semblable au tableau 2, mais après toutes les modifications susmentionnées. Les données utilisées pour construire la table ICA2014 sont résumées au tableau 4 et appelées données « modifiées ». À moins d'indication expressément contraire, les données modifiées sont utilisées dans les tableaux ci-dessous. L'autre ensemble de données, appelé données « originales », est celui qui figure au tableau 2, à l'exception de l'expérience de terme renouvelable après le premier renouvellement.

Tableau 4. Totaux des données devant servir à la construction de la table ICA2014. Comprennent les années d'assurance 2009 à 2019 (montants en milliers)				
	Exposition		Décès	
	Nombre	Montant	Nombre	Montant
Hf	6 233 179	800 424 117	47 391	2 481 434
Ff	5 554 533	459 530 328	37 994	1 305 916
Hnf	24 402 354	6 706 589 498	106 564	11 546 272
Fnf	24 241 036	4 839 198 774	82 982	5 554 014
Hinc	14 393 511	512 810 344	255 262	3 854 550
Finc	10 824 320	389 782 712	129 332	1 072 352
H	45 029 043	8 019 823 960	409 217	17 882 256
F	40 619 889	5 688 511 814	250 308	7 932 283
Tous	85 648 933	13 708 335 774	659 525	25 814 539



Pour ceux et celles qui souhaitent étudier les données, une base de données en format .csv est [disponible](#). Cette base de données présente les données modifiées résumées au tableau 4. Son format est le même que celui publié dans la plus récente étude de l'ICA sur la mortalité en assurance-vie individuelle pour les années d'assurance individuelles 2009-2010 à 2018-2019.

Le tableau 5 montre la progression des données originales vers les données utilisées pour la construction. Les ratios R/P sont calculés sur la table ICA9704 avec une amélioration à l'échelle MI-2017 et aussi sur la table ICA2014 avec une amélioration à l'échelle MI-2017. L'exclusion de l'expérience après le premier renouvellement du contrat renouvelable a l'impact le plus important. Le remplacement des montants nominaux réels par 1,5 million de dollars pour des montants d'un million de dollars et plus a peu d'incidence sur l'exposition, mais une incidence plus marquée sur les sinistres de décès; les ratios R/P augmentent d'environ 1 %. Les autres ajustements sont essentiellement neutres. Il convient de noter que les données originales sont représentées par la deuxième rangée du tableau et les données modifiées par la dernière rangée.

La table ICA2014 utilise plus d'années de données que les tables antérieures de l'ICA, principalement pour permettre de déterminer avec plus de précision les taux de la période sélecte. Si seulement cinq années de données étaient utilisées, les écarts-types des taux de mortalité bruts seraient plus élevés d'environ 40 % en moyenne.



	Montants en millions de dollars		R/P avec échelle MI 2017	
	Exposition	Décès	ICA9704	ICA2014
Toutes dans l'étude de mortalité	14 426 554	28 271,6	93,926 %	102,799 %
Renouvellements exclus	13 666 463	25 914,8	91,450 %	99,401 %
Anomalies supprimées	13 666 452	25 906,3	91,422 %	99,371 %
Tranches 7 et 8 à 1,5 M\$	13 708 339	25 654,1	92,435 %	100,394 %
Ajustement à 2014	13 708 336	25 814,5	92,408 %	100,351 %

3.5.6 Variations selon la taille

Pour la construction de la table principale, les variations selon la valeur nominale ne sont pas prises en compte et toutes les tranches de taille sont combinées. Toutefois, nous observons une forte tendance à la baisse de la mortalité à mesure qu'augmente la taille des tranches. Il est important de connaître l'effet, car la distribution de l'exposition dans les tranches de taille varie selon l'âge et la durée. De façon générale, la taille moyenne diminue avec la durée, et la taille aux âges moyens est supérieure à celle des âges plus avancés ou plus jeunes.

Le tableau 6 montre les ratios R/P pour chaque tranche de taille pour les données originales. La base de données fournie par l'ICA comprend huit tranches de taille. (Lorsque les données modifiées sont utilisées, seules sept tranches de taille sont indiquées parce que tous les montants d'un million de dollars ou plus sont passés à 1,5 million de dollars, ce qui correspond à la tranche 7.) Les âges inclus sont limités aux âges à l'émission compris entre 16 et 75 ans et ultimement jusqu'à 90 ans pour cette table.



**Tableau 6. Ratios R/P par tranche de taille. Données prévues fournies sur ICA9704 avec échelle MI-2017.
Âges à l'émission 16 à 75 ans. Données originales**

Tranche de taille	Fourchette de montants	Exposition (en millions de \$)		R/P		Écart-type	
		Homme	Femme	Homme	Femme	Homme	Femme
1	(0 à 10 000)	19 966	15 042	127,1 %	127,2 %	0,3 %	0,5 %
2	(10 000 à 50 000)	234 477	223 437	115,6 %	109,3 %	0,3 %	0,4 %
3	(50 000 à 100 000)	348 157	330 360	100,6 %	92,3 %	0,5 %	0,7 %
4	(100 000 à 250 000)	1 240 817	1 148 422	93,5 %	84,6 %	0,6 %	0,8 %
5	(250 000 à 500 000)	1 437 566	1 263 403	85,7 %	78,5 %	1,0 %	1,5 %
6	(500 000 à 1 M)	1 788 056	1 268 532	82,8 %	81,8 %	1,4 %	2,3 %
7	(1 M à 2 M)	1 419 109	627 657	79,1 %	70,5 %	2,2 %	4,1 %
8	Plus de 2 M	1 213 174	357 565	73,4 %	53,1 %	5,0 %	10,6 %
Toutes	1+	7 701 324	5 234 418	91,7 %	87,0 %	0,7 %	0,9 %

La variation selon la tranche est importante sur le plan statistique. Les travaux énoncés dans les prochaines sections poursuivent l'approche traditionnelle consistant à ne pas tenir compte des variations par tranche de taille; consultez la section [11](#) pour connaître les approches qui modifient davantage les données afin de reconnaître les variations par tranche de taille.



4 Principes fondamentaux de la construction

4.1 Méthode de graduation

Il existe de nombreuses méthodes de graduation, mais au cours des dernières décennies, trois ont prédominé : La graduation de Whittaker-Henderson (WH), la graduation paramétrique et les splines pénalisées. La table VBT2015 de la Society of Actuaries (SOA) constitue une exception; elle a été construite à l'aide d'un modèle additif généralisé.

La graduation de WH permet d'atteindre un équilibre entre l'ajustement et le lissage, mais ne présume pas de la forme de la courbe obtenue. Plusieurs tables de mortalité et échelles d'amélioration récemment élaborées par l'ICA et la SOA reposent sur cette méthode.

La graduation paramétrique commence par le choix d'une formule algébrique que l'on croit correspondre aux données sous-jacentes, et se poursuit par la méthode des moindres carrés ou par une technique semblable; enfin, les paramètres de la formule sont déterminés. Le résultat ne sera valable que si la formule est convenable. La graduation paramétrique a été utilisée pour les tables ICA8288, ICA8692 et ICA9704 durant la période sélecte.

Les splines pénalisées sont populaires au Royaume-Uni, mais elles ont été peu utilisées en Amérique du Nord. La graduation de WH est un cas particulier de splines pénalisées; celles-ci peuvent être envisagées comme une graduation paramétrique par morceaux.

Dans le présent rapport, nous utilisons les deux premières approches, mais celle de WH prédomine. Plus particulièrement, la différence principale par rapport à la méthode utilisée pour les tables antérieures de l'ICA se situe dans le recours à la graduation de WH bidimensionnelle pour la graduation principale de la période sélecte. Cela contraste avec le modèle paramétrique élaboré par Panjer et Russo et utilisé pour les tables ICA8288, ICA8692 et ICA9704. La graduation de WH ne pose aucune hypothèse quant à la forme de la table sélecte, de sorte qu'il laisse les données parler d'elles-mêmes dans une plus grande mesure.



L'expression standard minimisée par la graduation de WH est énoncée ci-dessous :

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

Le premier terme est une expression de la qualité de l'ajustement des valeurs graduées à la valeur brute; le deuxième est une expression du degré de lissage des valeurs graduées. Avec la graduation de l'ordre n , le n^e écart est minimisé pour assurer le lissage, et une courbe parfaitement lisse est un polynôme de l'ordre $n - 1$.

Lorsque les taux de mortalité sont gradués, on utilise habituellement l'exposition comme coefficient de pondération. Lorsque les ratios R/P sont gradués, il est plus adéquat d'utiliser l'expérience prévue comme coefficient de pondération. Dans ces deux cas, il s'agit d'une caractéristique de WH que la somme des sinistres de décès et l'âge moyen au décès sont les mêmes pour les taux bruts et gradués. Les coefficients de pondération sont toujours normalisés en les multipliant par un facteur, de sorte qu'ils s'ajoutent aux nombres gradués, ce qui permet de maintenir la valeur de h dans une fourchette raisonnablement étroite pour de nombreux ensembles de données.

Walter Lowrie a établi une variante de WH qui traite le lissage parfait comme une valeur exponentielle de base $(1 + r)$ plus un polynôme d'ordre $n - 2$. Cette variante est particulièrement utile pour les courbes que l'on sait proches de la valeur exponentielle, comme les taux de mortalité. L'expression à minimiser avec la variante de Lowrie est

$$\sum W_t(Grad - Raw)^2 + h \sum (\Delta^n Grad - r\Delta^{n-1} Grad)^2$$

La graduation de WH peut également être utilisée en deux dimensions. L'ajustement est fait dans l'ensemble de la matrice, et le facteur de lissage est autant à l'horizontale (habituellement les années d'assurance) qu'à la verticale (habituellement les âges). L'expression à minimiser est alors

$$\sum \sum (W_t(Grad - Raw)^2 + h \sum \sum ({}_h \Delta^m Grad)^2 + v \sum \sum ({}_v \Delta^n Grad)^2)$$

Les trois types de WH ont été utilisés pour les essais, mais la variante de Lowrie n'a pas été utilisée dans la construction finale.



Une méthode de graduation unidimensionnelle a de la difficulté avec l'exactitude aux extrémités des intervalles, et une méthode de graduation bidimensionnelle éprouve de la difficulté avec l'exactitude aux sommets de la matrice, particulièrement si la pondération est moindre aux extrémités ou aux sommets. Il est courant de procéder à une graduation répartie sur un plus grand nombre d'âges ou d'années d'assurance que ce qui sera utilisé un jour; les valeurs moins précises sont supprimées. Pour une table sélecte, il n'est pas pratique d'abandonner des années d'assurance, mais heureusement le niveau d'exposition ne diminue pas trop rapidement aux années d'assurance plus éloignées et, par sa nature, il tend à être le plus élevé aux premières années d'assurance.

4.2 Construction en sections

On bénéficie rarement d'une abondance de données à tous les âges et à toutes les années d'assurance, et certainement pas dans le cas présent. Il y a beaucoup moins de données aux âges jeunes et avancés. Il n'y a pas de données utilisables aux âges les plus avancés. Par conséquent, il convient davantage de produire la table en sections à regrouper plutôt qu'en une seule graduation sur l'ensemble des âges et des années d'assurance. Cela rend la tâche plus complexe, mais c'est une pratique courante qui a été utilisée pour toutes les tables élaborées pour l'ICA.

On compte quatre grandes périodes : âge adulte ultime, âge adulte sélect, jeune âge et âges les plus avancés. Il existe des techniques pour assembler les sections. La méthode utilisée est quelque peu différente pour la catégorie de tabagisme combinée par rapport à celle utilisée pour les catégories de tabagisme distinctes. Elles sont toutes décrites ci-dessous :

4.3 Période sélecte

Depuis la table de mortalité C.A. 1969-75, toutes les tables d'assurance-vie de l'ICA utilisent une période sélecte de 15 ans. Comme nous le verrons plus loin, l'effet de la sélection se poursuit au-delà de 15 ans, mais en perte de puissance. Il y a lieu de se demander si nous observons l'effet de la sélection ou l'effet de la variation selon le montant des sinistres de décès parce que le montant moyen diminue avec l'augmentation de la durée.



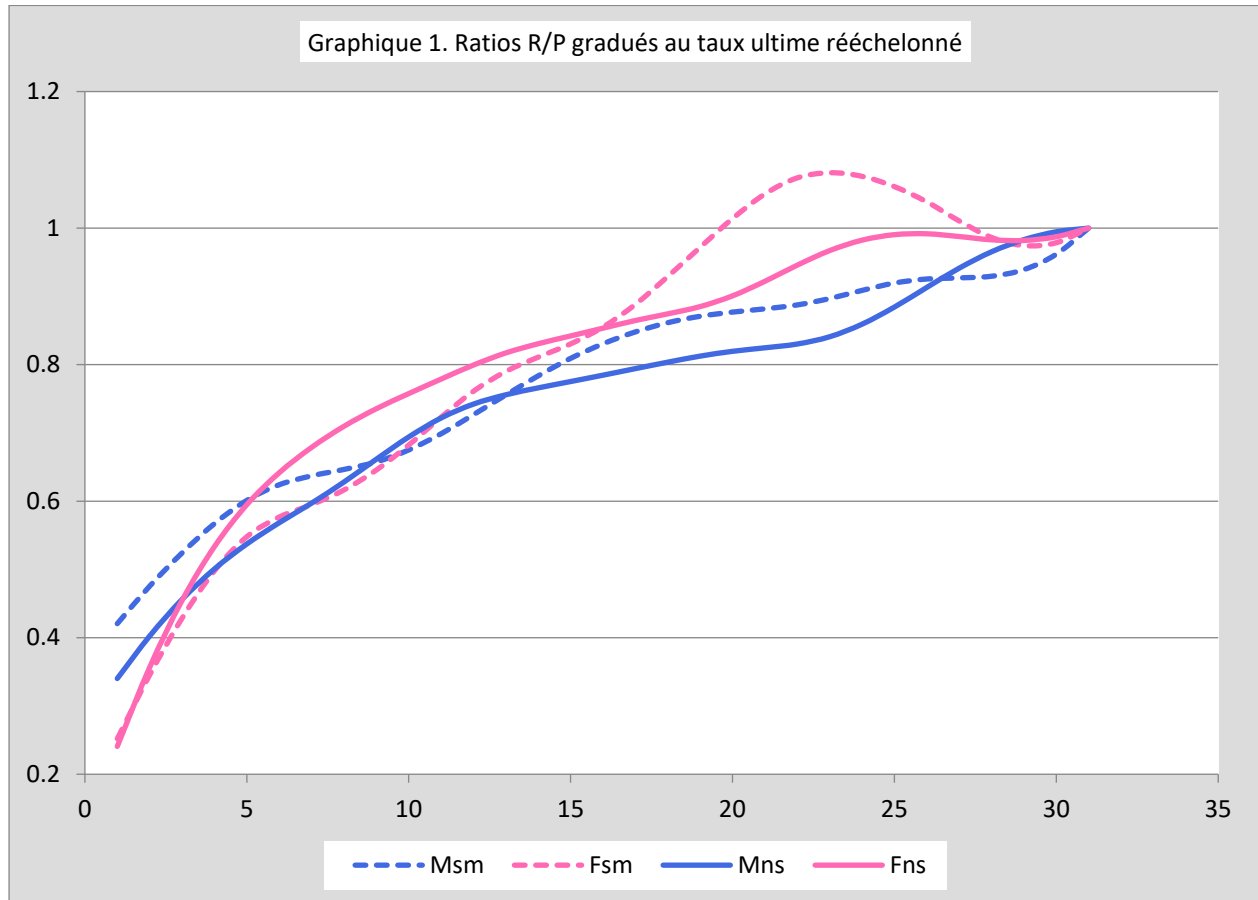
Le choix de la période de sélection entraîne un compromis. Si la période établie est trop courte, les taux ultimes peuvent être bas et donner lieu à une évaluation inadéquate des polices plus anciennes. Si cette la période est trop longue, il pourrait y avoir une pénurie de données dans la catégorie ultime, de sorte que les taux ultimes seront moins bien appuyés. Étant donné que la graduation est moins crédible lorsque les données sont rares, les taux sélects des années d'assurance avancées seraient trop influencés par le lissage et pas assez par l'ajustement

Le tableau 7 montre les ratios R/P dont les valeurs prévues basées sur la table ICA9704 ultime selon l'âge atteint, peu importe l'année d'assurance pour l'exposition. Les données utilisées comprennent les âges à l'émission de 16 à 70 ans et les tranches de taille 3 et plus (minimum de 50 000 \$).

	Années d'assurance						
	1-5	6-10	11-15	16-20	21-25	26-30	>30
Hf	55,6 %	70,2 %	83,0 %	91,8 %	97,0 %	100,4 %	109,5 %
Ff	47,7 %	66,8 %	87,7 %	102,0 %	116,6 %	112,8 %	111,2 %
Hnf	45,6 %	64,1 %	77,7 %	82,2 %	86,3 %	98,1 %	102,3 %
Fnf	40,1 %	63,4 %	73,9 %	79,4 %	87,6 %	90,2 %	92,1 %
Total	45,2 %	64,6 %	77,4 %	83,1 %	89,0 %	97,4 %	102,2 %

Si l'effet de la sélection était limité à 15 ans, on verrait des ratios R/P assez stables après les 15 premières années d'assurance, mais ce n'est pas ce que nous voyons. Il semble évident que l'effet de la sélection se poursuit plus loin, mais dans une moindre mesure. Les essais montrent une tendance similaire pour des tranches de taille et des groupes d'âges à l'émission plus étroits.

Le graphique 1 repose sur les mêmes données que le tableau 7, mais les ratios R/P sont gradués modérément et les ratios sont ensuite mis à l'échelle à 1,0 après la 30^e année d'assurance en divisant les ratios R/P gradués par le ratio pour les années d'assurance supérieures à 30.



On pourrait conclure qu'une période sélection plus longue est préférable, mais il y a moins de données sur lesquelles fonder la table ultime. Le tableau 8 montre l'écart-type des ratios R/P pour diverses années au cours desquelles la valeur ultime pourrait commencer. Les données sous-jacentes sont les mêmes que celles utilisées pour le tableau 7.



Tableau 8. Écart-type dans les ratios R/P pour les 16 à 70 ans à l'émission. Tranches 3 à 7 combinées					
	Taux ultime débutant après l'année d'assurance				
	10	15	20	25	30
Hf	1,5 %	1,6 %	1,8 %	2,1 %	3,4 %
Ff	2,2 %	2,3 %	2,6 %	3,3 %	5,7 %
Hnf	0,7 %	0,8 %	0,9 %	1,1 %	1,8 %
Fnf	0,9 %	1,0 %	1,2 %	1,7 %	3,0 %
Total	0,5 %	0,6 %	0,7 %	0,8 %	1,4 %

L'écart-type s'accroît au fil des années et, ce faisant, il s'accélère. En particulier chez les femmes, on observe une forte augmentation de l'écart-type, qui passe de 20 à 25 ans pour le taux ultime. Selon la table, après 20 ans, le taux ultime offre un bon compromis. Par conséquent, la période choisie est fixée à 20 ans.



5 Taux ultime

Les années d'assurance supérieures à 20 ans sont combinées par âge atteint afin de créer l'expérience ultime. L'exposition est sensiblement plus élevée pour les âges de la période ultime que pour la plupart des cellules d'âge à l'émission et d'année d'assurance de la période sélecte. Par conséquent, il est logique de commencer par la section ultime de la table et de l'utiliser comme point d'ancrage pour le reste.

Les sous-sections suivantes énoncent la méthode de construction pour diverses parties de la table ultime. La sous-section [5.5](#) décrit dans quelle mesure les taux ultimes

5.1 Adultes, toutes catégories de tabagisme

La graduation utilise des données ultimes selon l'âge atteint pour les 36 à 100 ans, séparément selon le sexe, combinant les trois catégories de tabagisme : non-fumeur, fumeur et inconnu. Les coefficients de pondération sont normalisés en fonction de l'exposition. Les valeurs à graduer sont les taux de mortalité bruts.

Comme les taux de mortalité ont tendance à augmenter de façon exponentielle pour la plupart des âges adultes, il est logique d'essayer la variation de WH de Lowrie. Toutefois, les essais ont montré qu'il n'y avait pas d'amélioration de l'ajustement par rapport à la graduation de WH traditionnelle. Par conséquent, la démarche traditionnelle a été préférée comme étant plus simple parce qu'elle n'exige pas de paramètre pour le taux de croissance.

L'ordre de la différence et le facteur d'équilibrage (h pour la formule de la sous-section [4.1](#)) ne peuvent être déterminés de façon objective. Ils sont plutôt choisis en observant la qualité de l'ajustement et le lissage des différents essais. Pour les hommes comme pour les femmes, on a choisi d'utiliser l'ordre 4 et le facteur d'équilibrage 100. Ainsi, le lissage parfait est représenté sous forme d'équation cubique.

(Si h était fixé à très haut, les taux obtenus seraient des moindres carrés ajustés à une valeur cubique, mais l'ajustement en souffrirait alors. Si h était fixé très bas, les taux obtenus correspondraient aux taux bruts, mais le lissage serait très faible.)



5.2 Jeunes

La courbe des taux pour les jeunes est nettement différente de celle des taux pour les adultes. Les taux pour les jeunes commencent à un niveau élevé et diminuent avec l'âge sur plusieurs années; ils sont assez stables pendant de nombreuses années, puis commencent à augmenter. Les taux des adultes augmentent de façon constante à tous les âges. Il y a aussi beaucoup moins d'exposition chez les jeunes qu'à tout âge adulte jusqu'à l'âge de 80 ans au moins.

Malgré un certain effet de sélection chez les jeunes, il est très difficile de le quantifier en raison de l'insuffisance des données. Par conséquent, la section de la table qui porte sur les jeunes est structurée en fonction de l'âge atteint, sans égard à la durée par rapport à l'émission. La graduation repose sur les données pour les âges à l'émission 0 à 20 ans, combinés selon l'âge atteint.

En raison de la forte diminution des taux de mortalité au cours des trois premières années de vie, il n'est pas pratique d'inclure les âges 0 et 1 dans la graduation. Par conséquent, les taux de mortalité bruts sont utilisés pour ces âges.

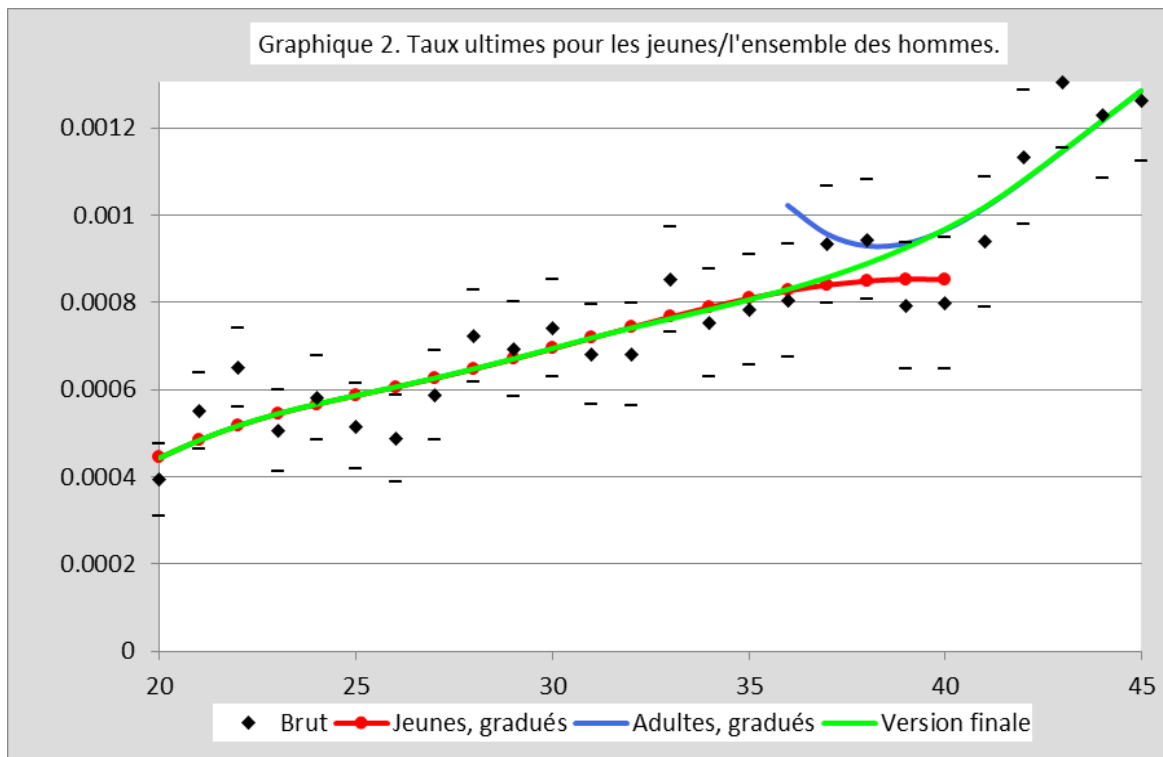
La graduation débute à l'âge de 2 ans. Elle continue jusqu'à 40 ans. Les âges plus élevés de la graduation ne peuvent être considérés comme « jeunes » selon une définition normale, mais il est utile de les inclure pour s'assurer que la courbe de mortalité obtenue s'insère bien dans la fin des âges de la vingtaine et de la trentaine, selon l'âge atteint. Le coefficient de pondération utilisé pour la graduation est l'exposition. L'ordre est de 3 et le facteur d'équilibre est 300.

Les taux qui en découlent pour les hommes sont plus élevés à l'âge de 2 ans qu'à l'âge de 1 an. Pour un résultat plus raisonnable, ces deux taux sont interchangés. Aucun ajustement n'était nécessaire pour les femmes.

Les taux ultimes finaux sont tirés de la graduation des jeunes de 31 ans et moins. Les taux ultimes chez les adultes sont utilisés pour les âges atteints de 40 ans et plus. Les taux pour

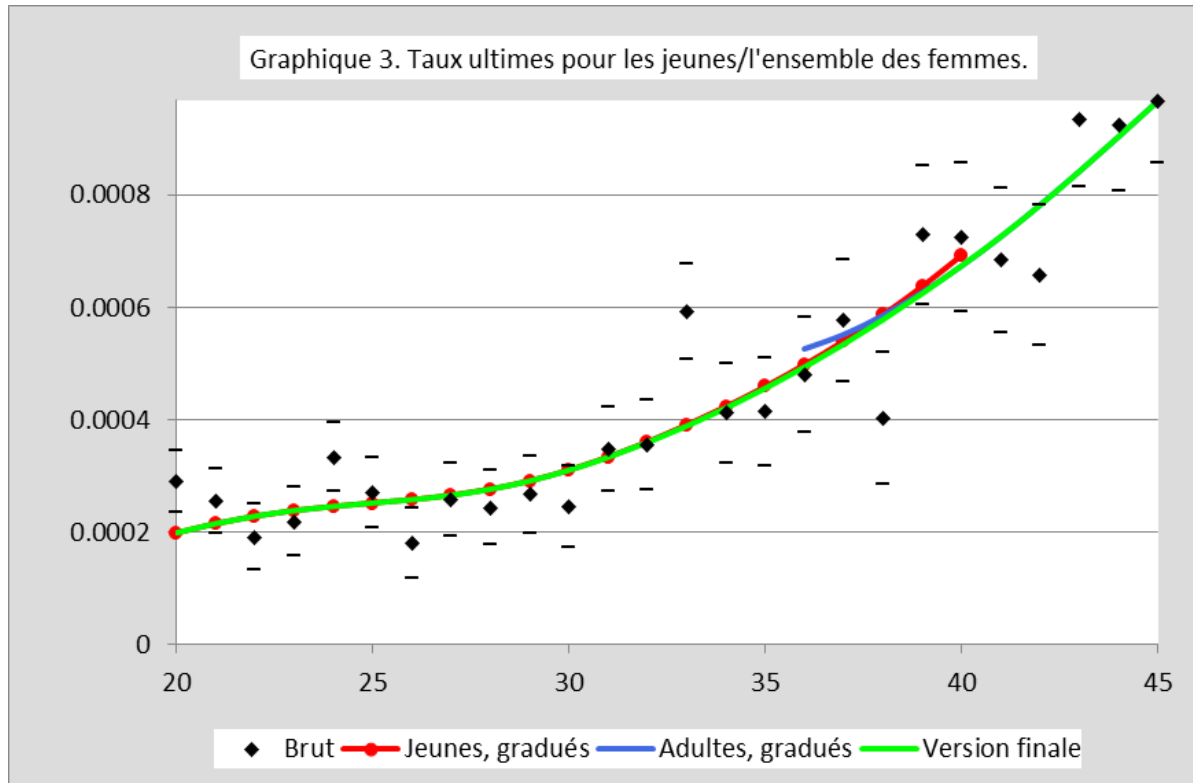
les 32 à 39 ans sont obtenus à l'aide d'un polynôme cubique⁷ basé sur les taux des âges 30, 31, 40 et 41 ans.

Le graphique 2 montre les taux bruts, représentés par des losanges noirs avec des tirets au-dessus et en dessous pour un écart-type. Les taux gradués pour jeunes sont en rouge, les taux gradués pour adultes sont en bleu et les taux finaux sont en vert lime. La ligne verte est acceptable parce qu'elle se situe rarement à l'extérieur des paires de tirets; c'est-à-dire qu'elle est toujours proche, sur le plan statistique, des taux bruts.



⁷ Les sections de la table sont habituellement jointes par des équations polynomiales ou log polynomiales. Dans ce cas, par exemple, un polynôme cubique est ajusté aux taux de mortalité des deux côtés de l'écart. Les valeurs interpolées servent à combler l'écart entre les deux ensembles de taux. Lorsqu'une équation log polynomiale est utilisée, l'interpolation est effectuée sur le logarithme des taux de mortalité.

Le même processus est utilisé pour les femmes. Le graphique 3 illustre la graduation et l'interpolation applicables aux jeunes femmes.



5.3 Âges les plus avancés

Les taux aux âges les plus avancés sont importants pour la table, mais l'expérience à ces âges est non seulement faible mais aussi peu fiable. Aux âges les plus avancés, le contact peut être perdu avec un détenteur de police d'assurance-vie et un décès peut survenir sans que la société n'en soit avisée. Le statut de la police peut demeurer « en vigueur » longtemps après le décès. De tels cas, même si le décès est déclaré ultérieurement, donnent lieu à une sous-estimation importante des taux de mortalité, plus particulièrement au-delà de 100 ans.

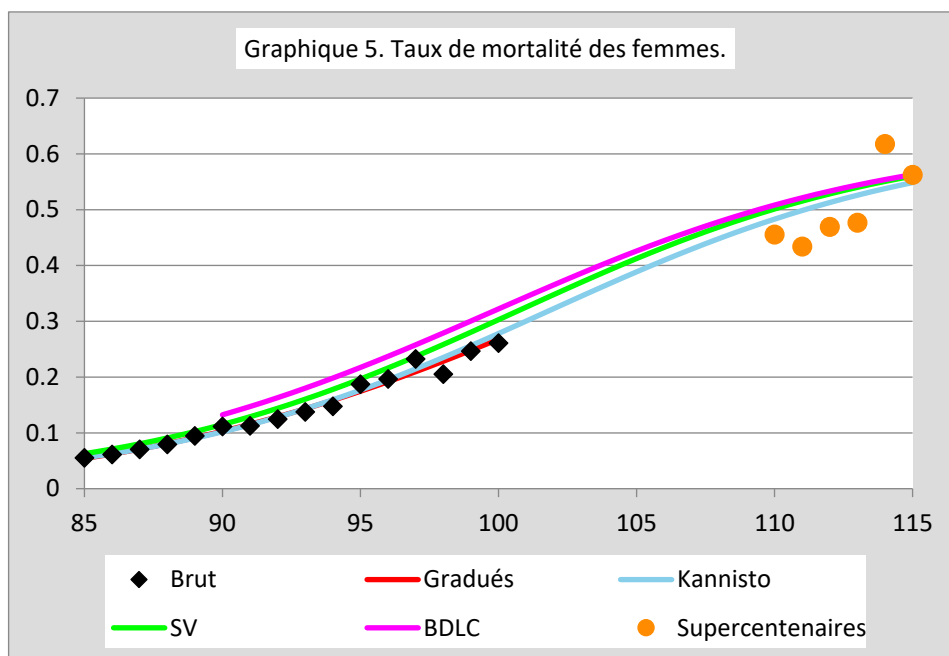
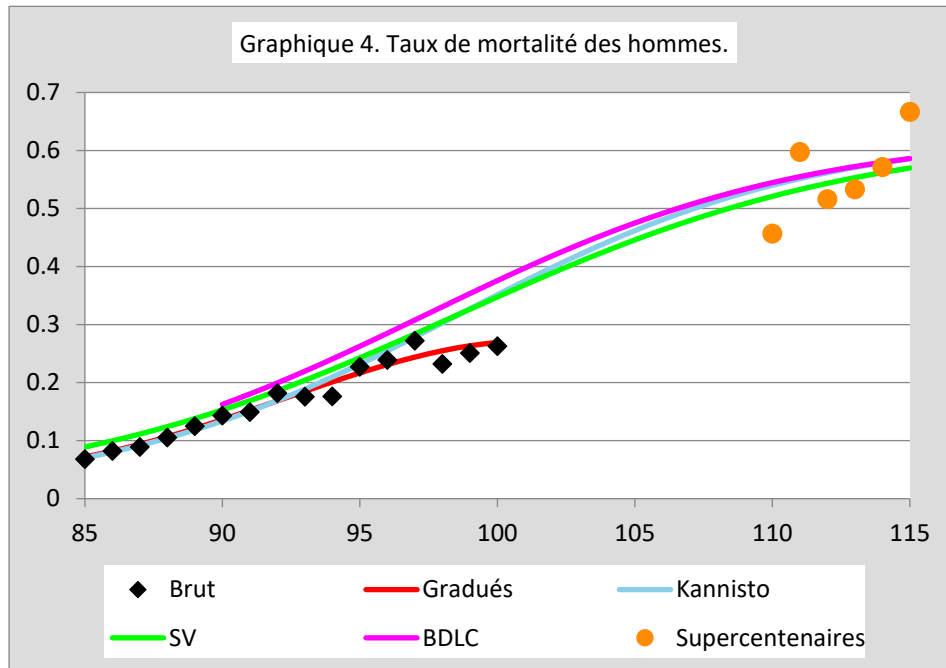


Par conséquent, les taux aux âges les plus avancés sont extrapolés en ajustant une courbe de Kannisto⁸ à l'expérience pour les âges compris entre 85 et 95 ans selon la méthode utilisée par Ahmadi et Brown, sauf qu'elle est appliquée à la force de mortalité plutôt qu'aux taux de mortalité. Les taux extrapolés sont utilisés dans la table finale pour les âges compris entre 105 et 114 ans. Les taux pour les 94 à 104 ans sont obtenus en ajustant un cube logarithmique aux taux pour les 92 et 93 ans à partir de la graduation adulte décrite ci-dessus et aux taux pour les 105 et 106 ans à partir de la courbe de Kannisto.

On peut se demander si l'extrapolation est pertinente, surtout si l'on tient compte de l'incertitude entourant certains des taux bruts. Les graphiques 4 et 5 comparent les taux de mortalité selon différentes sources de données, pour les hommes et les femmes, respectivement. Les losanges noirs représentent les taux de mortalité bruts provenant des données modifiées. La ligne rouge découle de la graduation décrite à la sous-section [5.1](#). La ligne bleu ciel montre l'extrapolation décrite au paragraphe précédent. La ligne verte est une extrapolation des données de la Sécurité de la vieillesse (SV) pour les 85 à 95 ans selon la même méthode. La ligne magenta est une extrapolation des enregistrements de décès disponibles par l'entremise de la Base de données sur la longévité canadienne (BDLC), selon la méthode décrite dans Howard⁹ (2011). Les cercles orange montrent des taux de mortalité bruts pour les supercentenaires dont l'âge à la naissance et au décès a été vérifié par le groupe de recherche en gérontologie.

⁸ La courbe de Kannisto est de forme $\mu_x = e^{ax+b}/(1 + e^{ax+b})$. La force de mortalité est estimée à partir des taux de mortalité bruts par approximation habituelle $\mu_{x+1/2} = -\log(1 - q_x)$.

⁹ Cette méthode a été décrite dans un document présenté au Living to 100 Symposium en 2011. Il s'agit d'une extension de la méthode des cohortes éteintes.





La similitude des taux corrobore la méthode décrite ci-dessus pour la table ICA2014.

Le taux de mortalité à 115 ans est fixé à 1,0 et, par conséquent, tous sont présumés décéder avant d'atteindre 116 ans. Certains pourraient s'opposer à cela et faire valoir que l'âge de 116 ans est trop « jeune ». Toutefois, une seule femme canadienne a vécu au-delà de 116 ans, et l'homme le plus âgé est décédé avant 112 ans. Aux fins de tarification, il n'y a pas de différence entre les taux de prime pour un âge terminal de 115 ans comparativement à 120 ans. Aux fins d'évaluation, il peut exister des écarts au chapitre des valeurs de polices particulières à des âges très avancés, mais l'incidence sur l'évaluation globale est loin d'être importante. Puisque les taux de mortalité pour les âges au-dessus de 115 ans ne seraient fondés sur aucune expérience, il semble que l'utilité des taux supérieurs à cet âge soit plus apparente que réelle.

5.4 Catégories de tabagisme distinctes

Dans cette section, les quatre catégories de fumeurs sont abrégées ainsi : F, NF, INC et TOUT.

Il existe des différences marquées dans les données entre les jeunes et les adultes à l'émission quant au tabagisme. Les pratiques des sociétés diffèrent quant à l'âge minimal auquel l'assuré en assurance-vie est questionné sur ses habitudes de tabagisme. Pour les polices émises d'après le facteur INC, les pratiques des sociétés diffèrent selon l'âge auquel la police peut passer à F ou NF, le cas échéant. Les données montrent qu'il n'y a presque pas de cas INC pour les âges à l'émission supérieurs à 18 ans. Mais bien sûr, ces assurés n'entrent pas dans les données ultimes avant l'âge de 39 ans ou plus.

Par conséquent, pour les fumeurs (F) et non-fumeurs (NF), il existe très peu de données ultimes fiables pour les moins de 45 ans environ. Une certaine variation de la méthode est nécessaire.

Les taux ultimes pour les moins de 16 ans sont tirés directement des taux de la catégorie TOUT. Les taux de la catégorie INC sont calculés de la même façon que ceux de la catégorie TOUT, mais les taux des moins de 16 ans ne sont pas utilisés. Les taux pour les catégories F et NF pour les 16 à 40 ans sont calculés comme un multiple des taux pour la catégorie

TOUT. Ce multiple est calculé pour minimiser l'écart quadratique entre les taux de mortalité bruts et le taux de la catégorie TOUT multiplié par ce multiple; les carrés sont pondérés par l'exposition réelle à chaque âge. Ces cas figurent au tableau 9.

Tableau 9. Multiple de toutes les catégories de tabagisme utilisées pour les catégories de risque distinctes pour les âges à l'émission compris entre 0 et 20 ans et les âges atteints compris entre 16 et 40 ans			
Hf	Ff	Hnf	Fnf
1,3047	1,1940	0,7799	0,8430

Pour les catégories F, NF et INC, la graduation principale est effectuée de la même façon que pour la catégorie TOUT, sauf que le facteur d'équilibre est 300, 300, 100, 100, 300 et 300 pour les catégories Hf, Ff, Hnf, Fnf, Hinc et Finc respectivement. L'interpolation entre les jeunes et les adultes s'applique aux mêmes âges que pour la catégorie TOUT.

Les taux TOUT sont utilisés pour les âges de 105 à 115 ans pour toutes les catégories de risque, et le pont entre 93 et 105 ans est construit de la même façon que pour la catégorie TOUT.

5.5 Évaluation

La preuve la plus importante pour déterminer si une table est satisfaisante est de vérifier si elle s'ajuste bien à l'expérience. Le tableau 10 montre les ratios R/P10 pour chaque catégorie de risque et divers groupes d'âge. La colonne la plus importante à prendre en compte est celle du milieu, car les âges de 40 à 93 ans proviennent de la graduation principale. La dernière colonne est également importante parce qu'elle représente l'ensemble complet de données d'expérience ultime.

¹⁰ Un ratio R/P proche de 100 % est une condition nécessaire pour un bon ajustement entre les données et la table, mais pas une condition suffisante. La graduation selon WH garantit un bon ajustement des moindres carrés pondérés, conformément au lissage souhaité.



Tableau 10. Ratio R/P dans la table ultime. Les tranches d'âge représentent des âges atteints						
	0-15	16-39	40-93	94-100	21-100	0-100
Hf		101,8 %	100,1 %	86,8 %	100,1 %	100,1 %
Ff		102,2 %	99,9 %	99,3 %	100,1 %	100,0 %
Hnf		103,4 %	100,1 %	96,2 %	99,9 %	100,0 %
Fnf		114,7 %	100,0 %	102,0 %	100,3 %	100,3%
Hinc	95,3 %	102,3 %	100,0 %	90,8 %	99,6 %	99,6 %
Finc	100,4 %	102,2 %	100,0 %	94,6 %	99,7 %	99,6 %
H	95,3 %	104,7 %	100,1 %	93,0 %	99,8 %	99,9 %
F	100,4 %	108,9 %	100,0 %	99,5 %	100,1 %	100,1 %

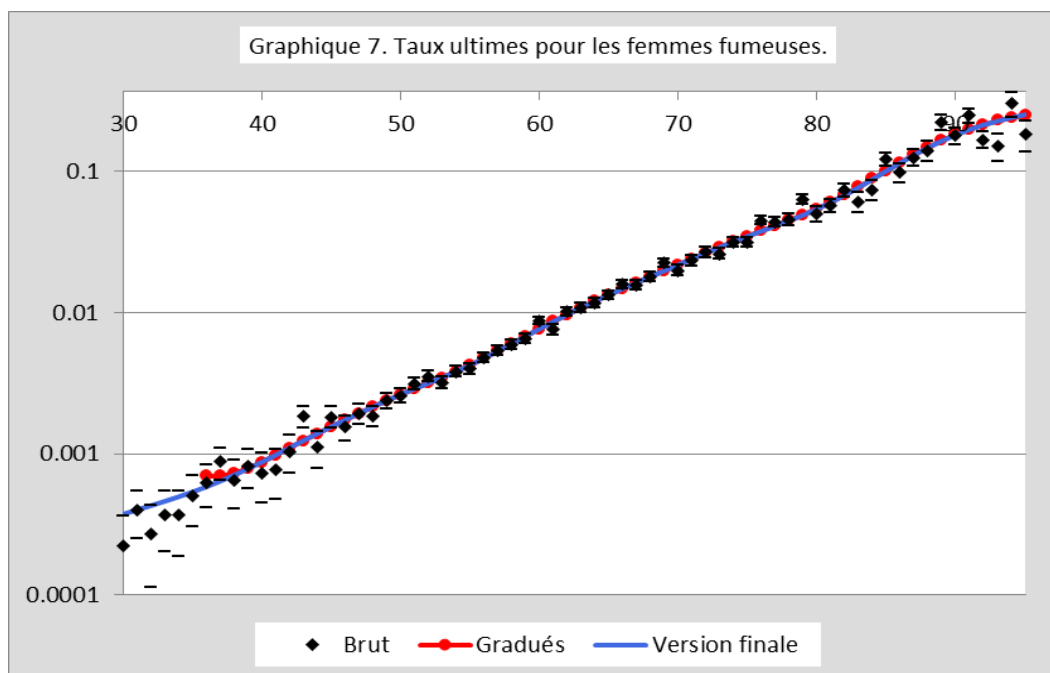
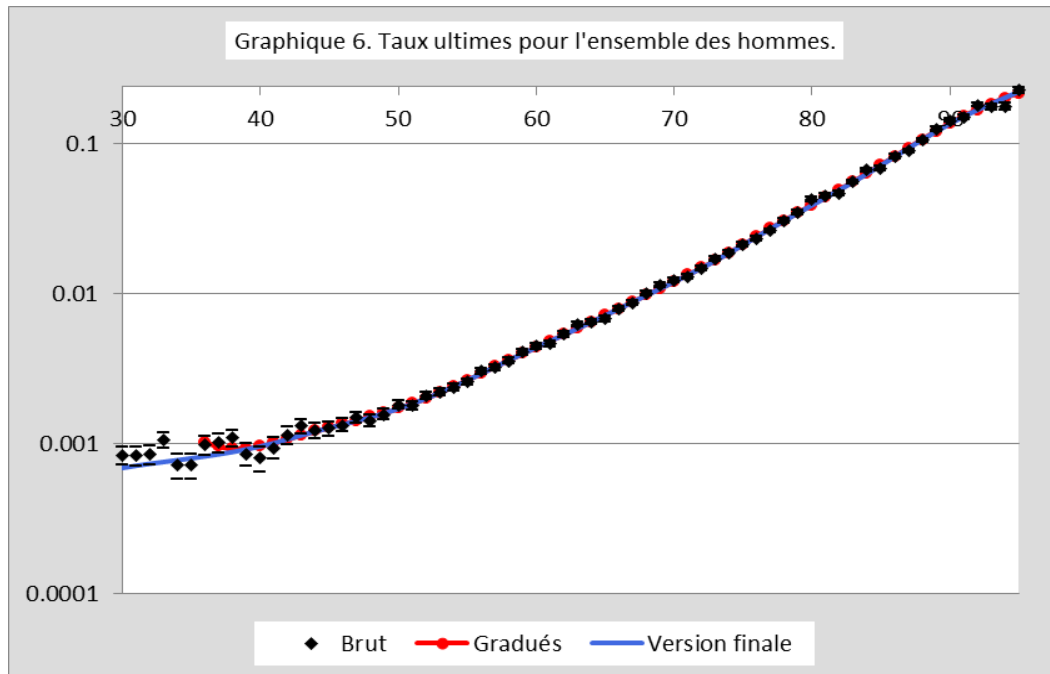
Certains pourraient s'opposer au fait que la mesure de l'ajustement est artificielle parce qu'elle utilise des données modifiées. Le tableau 11 montre un calcul plus traditionnel du ratio R/P. Les données originales sont utilisées; il n'y a aucune modification dans la tranche 7 et les sinistres de décès ne sont pas ajustés pour tenir compte de l'amélioration de la mortalité. Les valeurs prévues sont calculées à partir des taux décrits dans la présente section pour la table ICA2014 et l'amélioration de la mortalité appliquée de 2014 pour l'échelle MI-2017 à l'année appropriée. Le ratio R/P global n'est pas aussi proche qu'au tableau 10, mais demeure acceptable. Comme on pourrait s'y attendre en raison de la plus grande volatilité des données originales, la différence entre le ratio R/P et 100 % est généralement plus grande pour le tableau 11 que pour le tableau 10.



Tableau 11. Ratio R/P à la table ultime avec amélioration à l'échelle MI-2017. Données originales. Les tranches d'âge représentent les âges atteints						
	0-15	16-39	40-93	94-100	25-100	0-100
Hf		99,4 %	99,0 %	86,1 %	98,9 %	98,9 %
Ff		100,9 %	100,7 %	115,6 %	100,9 %	100,9 %
Hnf		102,6 %	99,5 %	107,1 %	99,7 %	99,7 %
Fnf		110,3 %	99,2 %	99,3 %	99,3 %	99,4 %
Hinc	91,8 %	99,4 %	100,0 %	92,2 %	99,6 %	99,5 %
Finc	96,6 %	99,8 %	99,9 %	94,6 %	99,5 %	99,4 %
H	91,8 %	102,5 %	99,6 %	98,4 %	99,5 %	99,6 %
F	96,6 %	106,1 %	99,6 %	98,5 %	99,6 %	99,7 %

Il existe deux écarts particulièrement importants entre le tableau 11 et le tableau 10, pour les femmes fumeuses (Ff) et les hommes non-fumeurs (Hnf), de 94 à 100 ans dans les deux cas. La raison en est qu'il y a eu deux sinistres inhabituellement importants : un de 3,45 millions de dollars pour une femme fumeuse de 94 ans et un de 15 millions de dollars pour un homme non-fumeur de 97 ans. N'eût été de ces demandes, les ratios R/P auraient été très proches. Il n'est pas surprenant que la fluctuation puisse avoir une grande influence dans les cellules où l'exposition est relativement faible.

Le graphique 6 montre pour H les taux de mortalité bruts sous forme de losange noir, un écart-type au-dessus et en dessous sous forme de tiret noir, les taux gradués sous forme de ligne rouge et les taux finaux (décrits ci-dessus) sous forme de ligne bleu ciel. Cette catégorie de risque présente l'exposition totale la plus importante et, dans les âges centraux du graphique, toutes les marques et lignes sont réunies. Le tout montre que les taux finaux sont bien supportés dans les données. Le graphique suivant, le graphique 7, s'applique aux femmes fumeuses (Ff), la catégorie de risque la moins exposée. Les taux finaux peuvent être moins certains, mais il est clair que les taux sont bien supportés par les données.



Il convient également de tenir compte des anomalies dans les taux calculés, en particulier dans les cas où la tendance prévue selon le sexe ou l'âge est inversée. Nous prévoyons que les taux de mortalité des femmes seront inférieurs à ceux des hommes et que les taux de mortalité augmenteront avec l'âge après les premières années de vie. Il n'y a pas d'inversions selon l'âge; la « bosse » de la mortalité chez les hommes dans la vingtaine est absente. Il est surprenant, mais non préoccupant, que la pente des taux à ces âges soit moindre pour les femmes que pour les hommes. Il n'y a aucune inversion selon le sexe, sauf pour les fumeurs, les taux étant inversés entre 89 ans et 94 ans. Ce serait préoccupant, mais cela semble être une caractéristique des données. (Voir la section [8](#) pour en savoir plus.)

6 Sélection

Étant donné que toutes les expériences de l'étude de l'ICA portent sur des polices souscrites individuellement, on s'attend à ce que, pour le même âge atteint, plus l'année d'assurance est précoce, plus le taux de mortalité est faible. C'est ce que l'on appelle l'effet de sélection. L'effet de sélection s'éteint avec le temps. Comme il est mentionné à la sous-section [4.3](#), la durée de la période sélecte de 20 ans a été choisie. Il convient de répondre aux deux questions suivantes : « Quelle est la tendance de la dissipation de l'effet de sélection? » et « Dans quelle mesure la tendance de la dissipation est-elle dépendante de l'âge à l'émission? »

6.1 Observation de l'effet de sélection

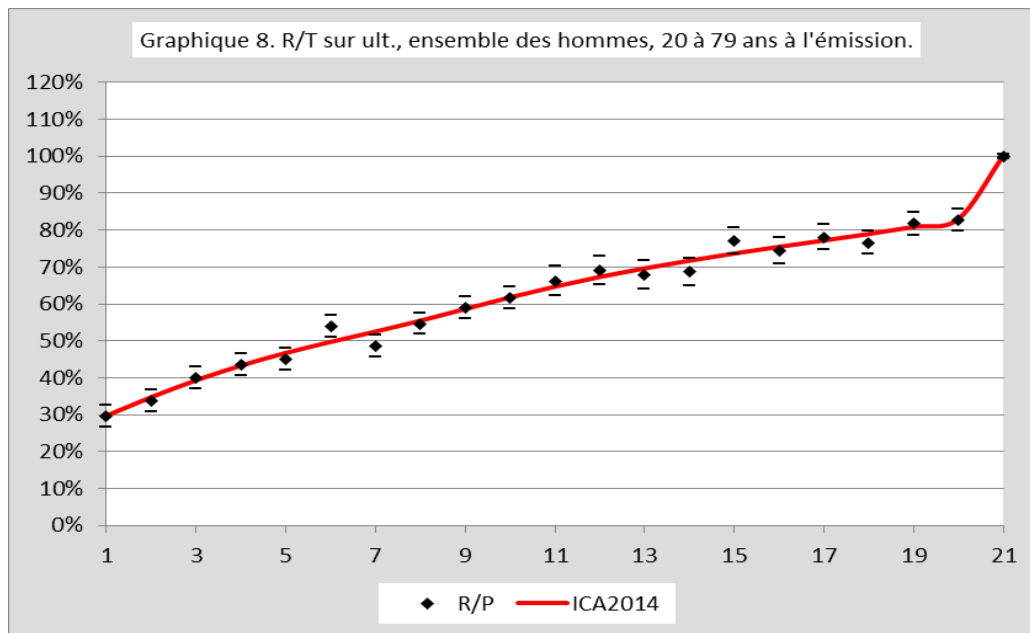
Traditionnellement, les actuaires ont étudié l'effet de sélection comme ratio entre les taux sélects de mortalité et les taux de mortalité ultimes pour le même âge atteint.

$$q_{[x]+t}/q_{x+t}$$

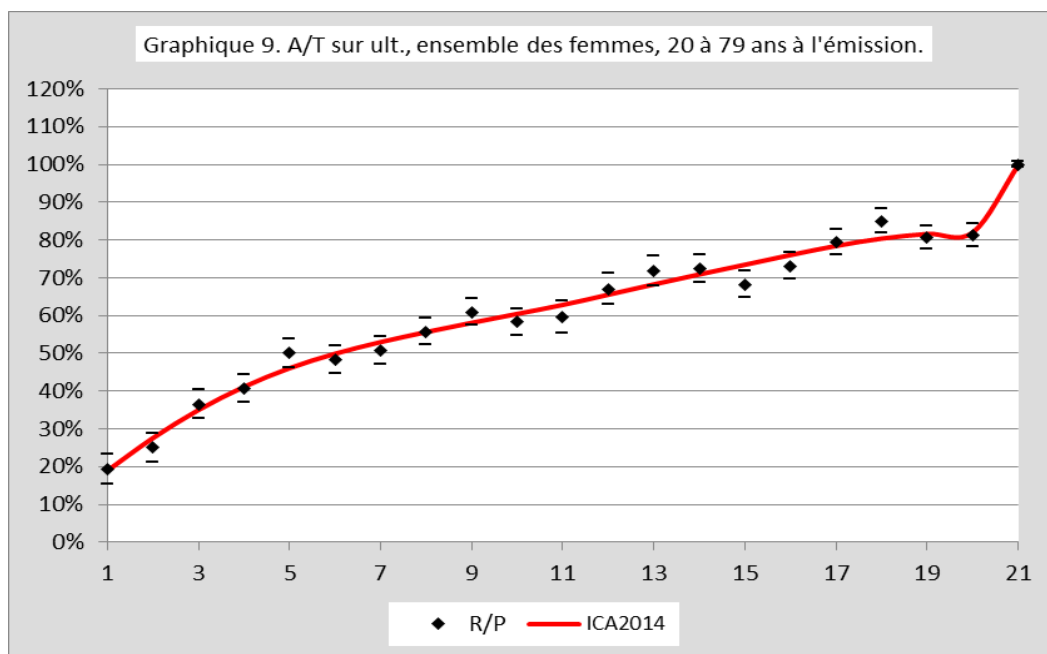
Étant donné les nombreuses fluctuations statistiques dans les cellules âge-durée de l'étude de mortalité, il est nécessaire de combiner plusieurs années de données avant de pouvoir observer une quelconque tendance. Il existe deux solutions de rechange évidentes : résumer les données pour un groupe d'âges à l'émission et résumer pour un groupe d'âges atteints. La tendance observée diffère selon le choix entre l'âge à l'émission et l'âge atteint,

mais les essais indiquent que la différence est faible. Les travaux présentés ici reposent sur l'âge à l'émission parce que les données sont recueillies en fonction de cette variable et parce que la table est construite par âge à l'émission.

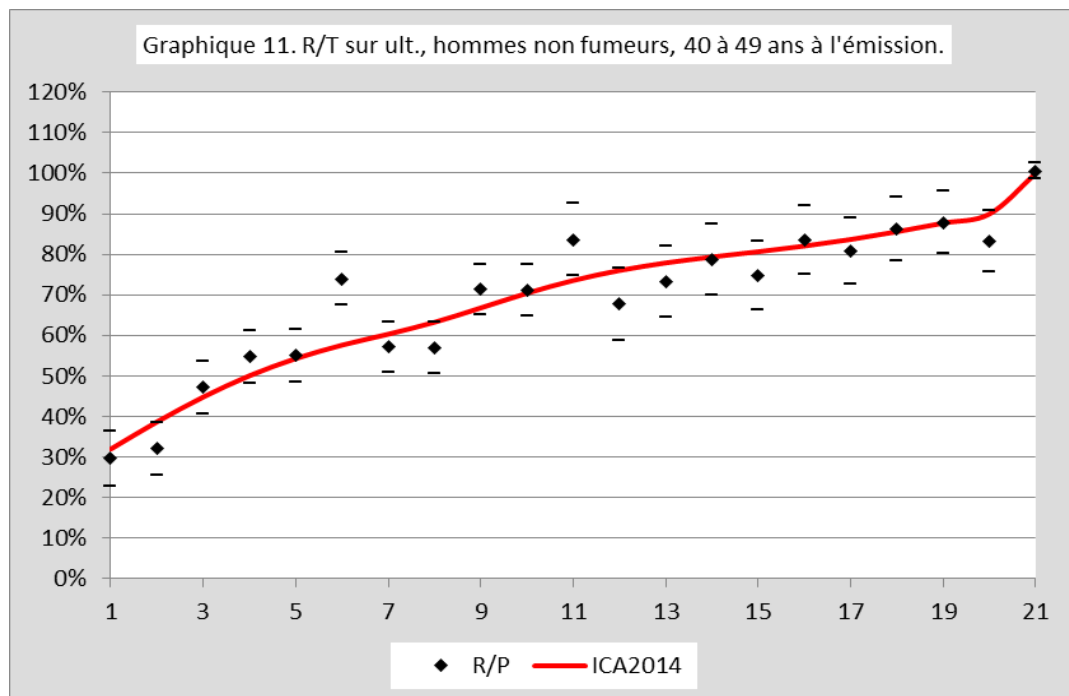
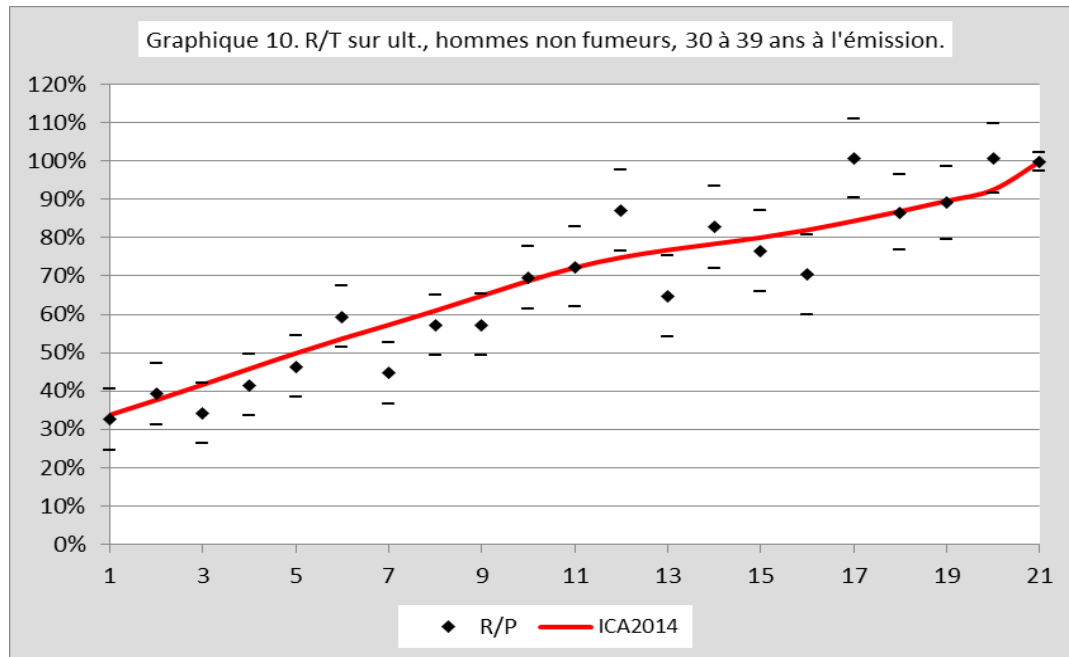
Les graphiques 8 et 9 comparent la mortalité sélecte et ultime en calculant le ratio entre les sinistres réels durant la période sélecte et le produit de l'exposition pour la même période et les taux de mortalité ultimes calculés ci-dessus pour l'âge atteint approprié. Le calcul est effectué pour les hommes et les femmes adultes de 20 à 79 ans à l'émission. Les losanges noirs montrent les ratios réels/tabulaires¹¹ (R/T) des données. La ligne rouge montre le ratio sélect/ultime moyen pondéré pour la table ICA2014 (après la construction de la table complète). Les tendances sont semblables pour les hommes et les femmes, mais celles des femmes commencent plus bas et augmentent plus rapidement que celles des hommes.



¹¹ Le terme « tabulaire » est utilisé plutôt que « prévu » parce qu'on ne s'attend pas à ce que la mortalité soit au niveau ultime au cours des premières années d'assurance. Toutefois, le calcul est analogue aux taux R/P; les taux de mortalité sont tirés de la table, mais fondés sur l'âge atteint plutôt que sur l'âge à l'émission et l'année d'assurance.



En revanche, le modèle de ratio est-il semblable pour tous les âges à l'émission? Les graphiques 10 et 11 s'appliquent aux hommes non-fumeurs pour deux décennies successives d'âges à l'émission. Les deux commencent au cours de la première année d'assurance avec la même valeur à peu près, mais ils divergent par la suite. Les trentenaires progressent presque en ligne droite pour atteindre 100 % après la 20e année d'assurance. Les quarantenaires suivent une courbe en « S » plus prononcée, augmentant au départ plus rapidement que celle des trentenaires mais beaucoup plus lentement par la suite, avec une section plus plate entre la 14e et la 17e année d'assurance.





Les graphiques des autres catégories de risque et des autres groupes d'âge présentent une variation plus visible. Il semble raisonnable de conclure qu'il n'existe pas de tendance constante quant à l'effet de la sélection. Par conséquent, la graduation de WH semble préférable pour cet ensemble de données à la graduation paramétrique. De cette façon, les données peuvent parler d'elles-mêmes plutôt que d'imposer une forme particulière de courbe.

6.2 Graduation bidimensionnelle

La partie sélecte de la table est obtenue en graduant le ratio des sinistres réels aux sinistres tabulaires sur la table ultime déjà construite. Les coefficients de pondération représentent les sinistres tabulaires. En obtenant le R/T avec la table comme coefficient de pondération, WH maintient le nombre total de sinistres pendant la graduation et l'âge moyen au moment du sinistre. La graduation s'effectue au cours des années d'assurance 1 à 20; une discontinuité est permise entre la dernière année d'assurance sélecte et l'ultime. La graduation aurait pu s'étendre jusqu'à la 21^e année d'assurance (l'ultime), ce qui aurait entraîné une transition plus harmonieuse entre l'année sélecte et l'ultime, mais l'adaptation à l'expérience choisie en aurait souffert.

La graduation chez les adultes s'effectue entre 21 et 85 ans à l'émission, séparément pour six des huit catégories de risque. Les données de la période sélecte sont insuffisantes pour établir les taux pour Hinc et Finc. Le tableau 12 montre les paramètres WH pour chaque catégorie de risque. Comme il y a beaucoup moins de variation selon l'âge que d'après l'année d'assurance, l'ordre vertical est 1, ce qui suppose que le lissage parfait est une ligne horizontale. L'ordre horizontal de différence est 3 dans la plupart des cas pour appuyer la convexité qui semblait figurer dans les données. Toutefois, dans un cas, l'ordre a été fixé à 2 parce qu'il semblait y avoir une complexité douteuse dans les ratios R/T à l'ordre 3. Les ratios gradués sont multipliés par les taux ultimes pour déterminer les taux sélects à chaque âge-année d'assurance.



Catégorie de risque	Horizontale (AnnAss)		Verticale (Âge)	
	Ordre	Équilibre	Ordre	Équilibre
Hf	3	60	1	200
Ff	2	150	1	200
Hnf	3	20	1	100
Fnf	3	25	1	100
H	3	15	1	75
F	3	20	1	100

Le tableau 13 montre pourquoi les taux sélects pour Hinc et Finc n'ont pas été calculés. Il convient également de noter que l'exposition pour Hf et Ff est beaucoup moins élevée que pour Hnf et Fnf. Le tableau 13 comprend les âges à l'émission de 25 à 85 ans pour les 20 premières années d'assurance et les âges atteints compris entre 45 et 105 ans pour la période ultime.

	Années d'assurance 1 à 10		Années d'assurance 11 à 20		Ultime	
	Exposition	Taille moyenne	Exposition	Taille moyenne	Exposition	Taille moyenne
Hf	508 392	289 430	93 599	94 954	82 877	52 540
Ff	233 670	194 156	61 860	62 894	59 011	38 265
Hnf	4 835 279	445 113	976 207	192 006	571 918	98 235
Fnf	3 492 291	323 099	681 501	125 407	326 052	63 041
Hinc	127	2 685	2 360	39 951	216 635	23 021
Finc	87	2 098	1 910	25 102	97 373	15 857
H	5 343 798	421 877	1 072 166	174 932	871 429	51 842
F	3 726 048	309 122	745 271	114 764	482 435	37 530

La discontinuité entre les tarifs sélects et ultimes est plus grande que ce à quoi on pourrait s'attendre, particulièrement pour H et F, et dans une certaine mesure pour Fnf. Pour H et F, la discontinuité semble aggravée par le fait que près du quart de l'exposition dans la période



ultime provient de Hinc et de Finc, mais presque aucune n'est observée dans la période sélecte. La table ICA9704 ne présentait aucune discontinuité parce que la graduation paramétrique l'a supprimée. Toutefois, il est raisonnable qu'il y ait une discontinuité parce que l'ultime n'équivaut pas aux résultats de la 21^e année d'assurance, mais plutôt à la moyenne pour toutes les années après la 20^e année. Il se peut qu'un certain effet de sélection soit maintenu. Il est certain que la taille moyenne à la période ultime est inférieure à celle de la période sélecte, et on s'attendrait à une certaine augmentation des taux de mortalité à la période ultime en raison de la différence de taille. Par conséquent, la discontinuité est considérée comme une caractéristique des données sous-jacentes et elle peut exister dans la table ICA2014.

6.3 Jeunes

Les tableaux antérieurs ne présentent aucun effet de sélection pour certains jeunes âges, comme les moins de 16 ans (âge atteint). Dans le cas de ce tableau, les taux ultimes applicables aux jeunes calculés plus tôt sont utilisés pour les 0 à 17 ans à l'émission. Les taux pour les 18 à 24 ans à l'émission sont déterminés en ajustant une courbe quadratique aux taux pour les 17, 25 et 26 ans à l'émission. Le calcul est effectué indépendamment pour chaque année d'assurance.

Il est admis que cette méthode traite de façon assez approximative les âges plus jeunes à l'émission. Toutefois, il n'existe tout simplement pas assez de données pour justifier une méthode qui tenterait de reconnaître l'effet de sélection aux âges plus jeunes à l'émission.

6.4 Âges les plus avancés

Par le passé, les membres ont exprimé le besoin que la partie sélecte des tables publiées s'étende à l'âge de 90 ans à l'émission. L'expérience au-delà de 80 ans à l'émission est rare. Par conséquent, les taux pour les plus de 80 ans doivent être extrapolés et utilisés avec prudence.

Les taux pour les 90 ans à l'émission ont été estimés à partir des ratios sélects à ultimes pour les 70 ans à l'émission à partir des taux précédemment calculés. (L'âge de 70 ans repose sur une quantité raisonnable de données.) Les ratios ont été majorés de 2 % pour



l'année d'assurance 1, de 4 % pour l'année d'assurance 2, de 6 % pour l'année d'assurance 3, etc., jusqu'à un ratio maximal de 100 %. Ces ratios ont été appliqués aux taux de mortalité ultimes pour obtenir les taux sélects pour les 90 ans. Il existe également une contrainte selon laquelle les taux des femmes ne dépassent pas 95 % des taux des hommes. Il n'existe aucune estimation¹² des taux de mortalité sélects au-delà de 90 ans à l'émission.

Les taux sélects pour les 81 à 89 ans à l'émission proviennent d'un ajustement cubique logarithmique aux valeurs pour les 78, 79, 80 et 90 ans à l'émission; chaque année d'assurance est calculée de façon indépendante.

Voilà qui termine la construction de la table ICA2014¹³.

6.5 Évaluation

Comme pour la période ultime, il faut vérifier dans quelle mesure la table correspond à l'expérience. Le tableau 14 montre les ratios R/P pour chaque catégorie de risque et pour divers groupes d'âge pour l'expérience acquise au cours des 20 premières années d'assurance seulement. Le groupe des 25 à 80 ans à l'émission représente les principaux âges gradués. Les ratios sont tous très proches de 100 %. Les colonnes de gauche montrent d'autres groupes d'âge plus petits. Nous pouvons observer certaines variations entre ces colonnes, ce qui indique que l'ajustement n'est pas toujours aussi bon dans certains sous-ensembles. De façon globale, l'ajustement semble suffisant pour accepter la table.

¹² Les tables en format AXIS sont étendues à l'âge de 99 ans à l'émission en utilisant les taux de la partie ultime de la table parce qu'AXIS exige que les taux soient émis à l'âge de 99 ans. Ces taux ne conviennent pas à une utilisation réelle. Si un actuaire établit des tarifs pour les plus de 80 ans à l'émission et surtout pour les plus de 90 ans, il serait préférable de fixer des taux de mortalité convenant à cette application en utilisant des renseignements sur la façon dont le produit sera commercialisé et à qui il s'adressera.

¹³ Les personnes intéressées peuvent télécharger le classeur utilisé pour construire la table ICA2014 et les fichiers connexes à l'adresse www.howardfamily.ca/mortality/CIA2014.



Tableau 14. Ratios R/P sur la table ICA2014. Les groupes d'âge correspondent aux âges à l'émission. 20 premières années d'assurance seulement						
	0-19	20-29	30-39	40-70	25-80	0-90
Hf	99,8 %	109,6 %	93,2 %	101,1 %	99,7 %	99,9 %
Ff	103,0 %	98,6 %	98,6 %	98,8 %	100,0 %	100,0 %
Hnf	107,0 %	111,0 %	96,7 %	100,2 %	99,6 %	100,1 %
Fnf	118,0 %	102,3 %	95,6 %	101,7 %	100,1 %	100,0 %
H	99,4 %	108,7 %	96,1 %	100,2 %	99,6 %	100,0 %
F	103,5 %	102,3 %	95,7 %	100,6 %	99,9 %	99,9 %

Comme il a été fait pour la partie ultime du tableau à la sous-section [5.5](#), il convient de vérifier si les données originales pourraient donner lieu à une conclusion différente. Le tableau 15 est fondé sur le même échantillon représentatif de données que le tableau 14, mais les données originales plutôt que modifiées sont utilisées, et l'amélioration de la mortalité est obtenue en ajustant le nouveau tableau à chaque année d'expérience à l'aide de l'échelle MI-2017.

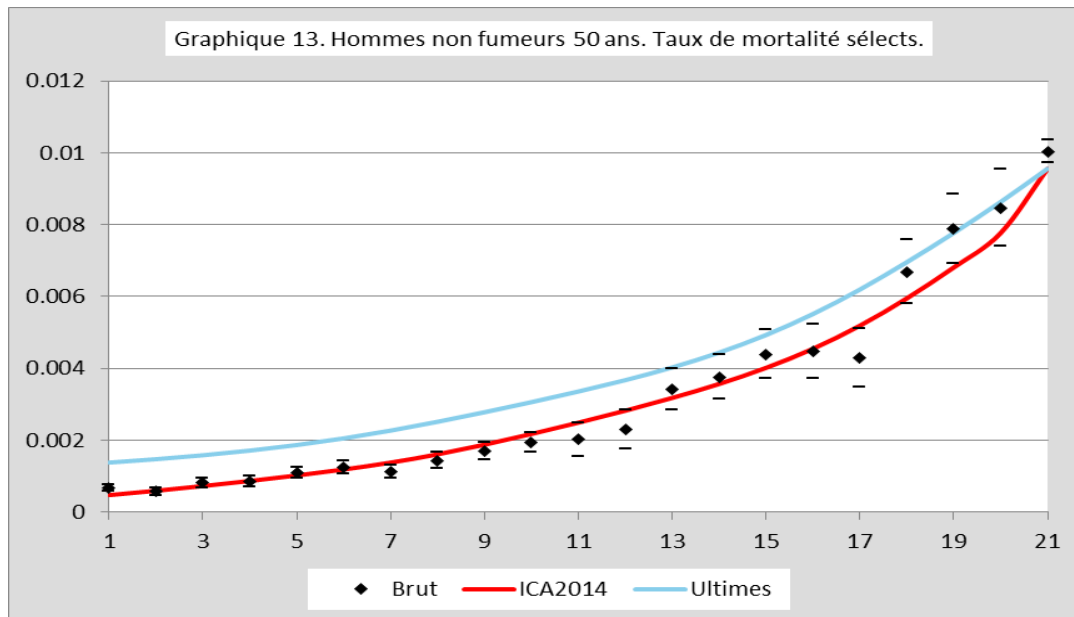
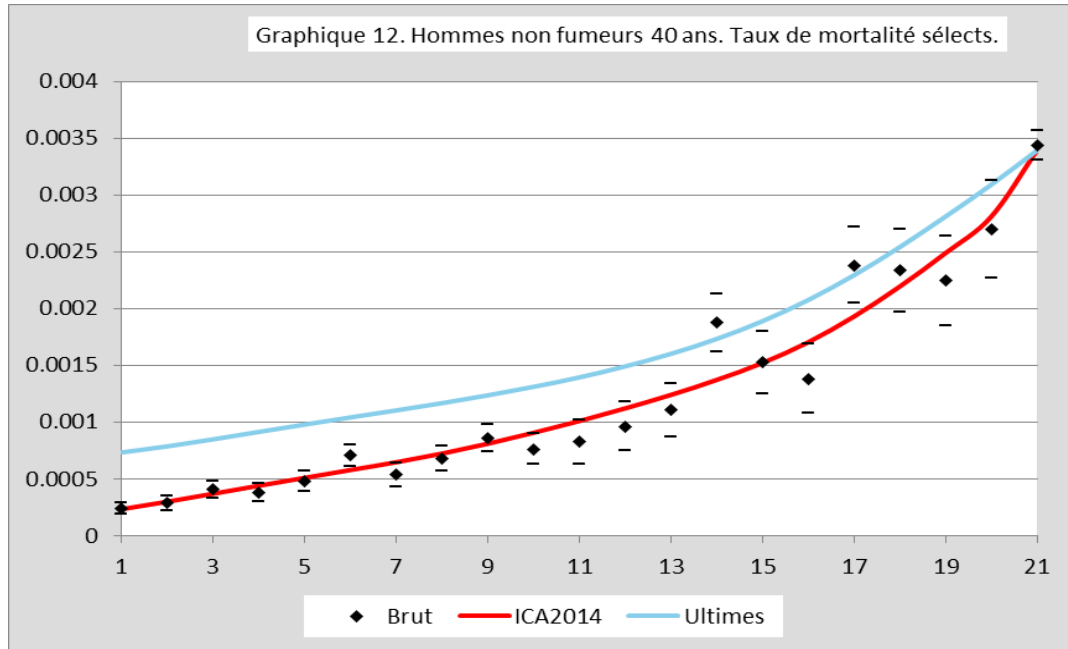
Tableau 15. Ratios R/P sur la table ICA2014. Les groupes d'âge correspondent aux âges à l'émission. 20 premières années d'assurance seulement. Données originales						
	0-19	20-29	30-39	40-70	25-80	0-90
Hf	95,8 %	104,7 %	94,3 %	98,4 %	97,9 %	97,9 %
Ff	101,2 %	94,2 %	98,4 %	99,9 %	100,6 %	100,6 %
Hnf	104,2 %	107,0 %	99,6 %	98,7 %	98,5 %	98,8 %
Fnf	107,9 %	100,0 %	94,3 %	98,4 %	97,1 %	97,2 %
H	95,7 %	104,8 %	98,8 %	98,3 %	98,3 %	98,5 %
F	97,8 %	99,7 %	94,9 %	98,1 %	97,5 %	97,7 %



Les différences entre les tableaux 14 et 15 sont plus importantes qu'entre les tableaux 10 et 11. Il s'avère que les différences entre les tableaux 14 et 15 sont produites par les différences d'expérience dans la tranche de taille 7 (1 million de dollars et plus). Il n'y a pratiquement aucune différence pour les tranches 1 à 6. Le but de la modification apportée à la tranche 7 était de diminuer les fluctuations, ce qui a fonctionné. Prenons par exemple le coin inférieur gauche : les âges à l'émission pour les « F » de 0 à 19 ans. La valeur du tableau 15 est inférieure de 5,5 % à celle du tableau 14. Cela s'explique par fait que l'exposition moyenne pour des montants d'au moins un million de dollars est de 2,0 millions de dollars, mais la valeur moyenne des sinistres est seulement de 1,2 million de dollars. Les données modifiées éliminent la fluctuation selon la taille dans la tranche supérieure, car toutes les polices de la tranche 7 sont considérées comme 1,5 million de dollars. Il semble raisonnable d'accepter que la nouvelle table, basée sur les données modifiées, soit représentative de l'expérience.

Les graphiques 12 et 13, pour les hommes non-fumeurs (Hnf) de 40 et 50 ans à l'émission, illustrent dans quelle mesure les taux sélects gradués correspondent aux données brutes. Les losanges noirs représentent les taux de mortalité bruts pour l'âge à l'émission spécifié. Les tirets noirs au-dessus et en dessous représentent un écart-type par rapport au taux moyen. La ligne rouge indique les taux de la table ICA2014 pour la période sélecte. Le taux ultime pour l'âge atteint suivant est représenté par l'année d'assurance 21, bien qu'il représente évidemment l'âge atteint 60 ou 70 ans pour tous les âges à l'émission au moins 20 ans plus jeunes. La discontinuité dans la pente après la 20^e année d'assurance est à prévoir. Les taux ultimes pour les âges atteints correspondants sont indiqués en bleu pâle aux fins de comparaison. On s'attendrait à ce que les lignes rouges s'insèrent entre des paires de tirets environ les deux tiers du temps, et elles s'en sortent un peu mieux. Les écarts-types augmentent avec la durée en partie parce que les taux de mortalité augmentent avec la durée et en partie parce que l'exposition diminue avec la durée.

Il est important de se rappeler que même si les graphiques 12 et 13 présentent une dimension de la table de mortalité, la graduation se fait en deux dimensions. Ainsi, les lignes rouges sont influencées par les âges voisins qui ne figurent pas dans les graphiques.





Il est également nécessaire de tenir compte des inversions pendant la période sélecte. Il existe quatre types d'inversions pour une table sélecte : inversions selon le sexe, inversions verticales selon l'âge (même année d'assurance, âge d'émission variable), inversions horizontales (même âge à l'émission, année d'assurance variable) et inversions selon l'année d'assurance (même âge atteint, année d'assurance variable). Il existe de nombreuses inversions pour les âges à l'émission allant jusqu'à 30 ans principalement parce que la courbe de mortalité n'est pas monotone et qu'elle augmente pendant ces âges, et que sa forme est différente pour les hommes et les femmes. Les inversions sont petites et peu importantes.

Il existe des inversions selon le sexe, seulement pour les fumeurs, tous âges atteints à compter de 88 ans. (Se reporter à la section [8](#).) Elles peuvent persister dans la table finale.

Aux âges plus avancés, il n'y a pas d'inversions horizontales ou verticales selon l'âge pour les femmes. Il n'y en a pas plus de quatre pour une table homme. Il existe plusieurs inversions diagonales selon l'âge. Aucune des inversions ne semble importante.

Il convient de noter que si on avait utilisé la graduation paramétrique, il y aurait peu d'inversions autres qu'aux plus jeunes âges et peut-être la bosse dans la vingtaine pour les hommes parce que l'expression pour laquelle les paramètres sont trouvés fait en sorte que les diverses courbes de mortalité sont dans un sens parallèle les unes aux autres. Si, pour une partie de l'expérience, il existe une inversion valide, la graduation paramétrique ne le reconnaît pas autrement qu'en ajustant tous les taux pour obtenir un ajustement des moindres carrés.

Maintenant que la table est complète, il est possible d'examiner l'impact financier de la nouvelle table par rapport à la table ICA9704. Les tableaux 16 et 17 montrent les valeurs nettes des primes nivelées. C'est certainement « la vieille école ». Toutefois, les valeurs ne se veulent pas des estimations réalistes des taux de prime à l'heure actuelle, mais seulement une comparaison plus large des deux tables. Les calculs sont effectués au début de 2021 en utilisant l'amélioration sur l'échelle MI-2017. Le tableau 16 utilise la table de mortalité ICA9704 en supposant 2001 comme année de base. Le tableau 17 présente des valeurs calculées de façon identique, sauf que la nouvelle table, ICA2014, est utilisée avec 2014 comme année de base.



Âge à l'émission	Prime nette nivelée à sur police d'assurance-vie temporaire 10 ans				Prime nette nivelée sur police d'assurance vie entière			
	Hf	Ff	Hnf	Fnf	Hf	Ff	Hnf	Fnf
30	0,59	0,30	0,33	0,21	8,15	7,17	6,67	6,11
40	1,15	0,99	0,50	0,41	12,15	10,66	9,74	8,90
50	3,45	3,28	1,06	0,99	18,73	16,10	14,71	13,34
60	10,38	7,63	3,41	2,96	29,50	24,41	23,08	20,72
70	22,40	13,74	9,16	7,32	46,45	37,79	37,80	33,64

Âge à l'émission	Prime nette nivelée à sur police d'assurance-vie temporaire 10 ans				Prime nette nivelée sur police d'assurance vie entière			
	Hf	Ff	Hnf	Fnf	Hf	Ff	Hnf	Fnf
30	0,51	0,28	0,27	0,17	8,39	7,95	6,56	6,01
40	0,96	0,78	0,45	0,35	12,46	11,84	9,54	8,72
50	2,71	2,15	0,97	0,79	19,16	18,06	14,28	12,98
60	8,27	6,68	2,67	1,77	30,41	28,34	22,24	19,99
70	22,41	18,14	8,09	5,43	49,70	45,98	36,36	32,36

Les valeurs relatives aux non-fumeurs sont toutes plus faibles dans la table ICA2014. Les taux à temporaire pour les fumeurs sont également plus faibles, sauf pour les femmes de 30 et 70 ans; les taux pour les fumeurs détenant une police d'assurance-vie entière sont tous plus élevés avec la table ICA2014 qu'avec la table ICA9704. Cela signifie que l'amélioration réelle de la mortalité a été plus forte pour les non-fumeurs que pour les fumeurs. Il n'est pas

possible d'élaborer une échelle d'amélioration propre aux fumeurs, et l'hypothèse selon laquelle l'amélioration future de la mortalité n'est pas propre aux fumeurs demeure raisonnable, même si des données étaient disponibles. Il semble donc important de construire une nouvelle table de mortalité à quelques années d'intervalle afin de rétablir l'écart d'amélioration entre les fumeurs et les non-fumeurs.

7 Âge au dernier anniversaire

Bien que la proportion des ventes de polices d'assurance-vie selon l'âge au dernier anniversaire soit en baisse depuis de nombreuses années, il est encore nécessaire d'avoir une table de l'âge au dernier anniversaire. Habituellement, la table a été construite à partir de la table de l'âge à l'anniversaire le plus proche en utilisant l'approximation

$$q_{[x]+t}^{Dernier} = (q_{[x]+t}^{Proche} + q_{[x+1]+t}^{Proche})/2$$

Une gestion prudente de la force de mortalité (qui est la même pour les deux bases) montre que l'approximation tend à surévaluer les taux de mortalité de l'âge au dernier anniversaire d'environ 0,25 % à de nombreux âges, et moins aux âges plus jeunes et plus avancés.

La méthode utilisée ici consiste à ajuster un polynôme au moyen de cinq valeurs successives de $\log(l_x)$ et à calculer les valeurs de $l_{x+0,5}$ et $l_{x+1,5}$ à partir desquelles est établi q_x âge au dernier anniversaire.

Cela fonctionne bien pour la période ultime, mais il faut théoriquement l'appliquer aux cohortes seulement. Toutefois, l'approche pragmatique consiste à appliquer la même méthode aux colonnes de la table sélecte. Cette démarche peut être justifiée si l'effet de la sélection est invariable selon l'âge; ce n'est pas le cas, mais l'effet de la sélection change lentement avec l'âge.

L'approche générale n'est pas fiable pour l'âge à l'émission 0. Il faut connaître la répartition des ventes selon au moins le mois de naissance et disposer de plus d'informations que celles disponibles sur la forme de la force de mortalité pendant la première année de vie. Par conséquent, et en supposant que la majorité des ventes à l'âge 0 à l'émission ont lieu peu après la naissance, les taux d'âge au dernier anniversaire pour l'âge 0 à l'émission sont de



75 % des taux pour l'âge 0 et de 25 % des taux pour l'âge 1 an de la table de l'âge au plus proche anniversaire.

Les tables selon l'âge au dernier anniversaire sont publiées avec l'âge au plus proche anniversaire et clairement identifiées dans les rubriques comme telles.

8 Femmes fumeuses

Un sous-ensemble de données comporte de nombreuses surprises : les fumeuses, surtout aux âges plus avancés. Le ratio de mortalité des fumeurs aux non-fumeurs est beaucoup plus élevé à la plupart des âges que dans la table ICA9704. Aux âges très avancés, de nombreux cas de taux de mortalité bruts des fumeuses dépassent ceux des fumeurs. Il semble n'y avoir eu aucune amélioration de la mortalité chez les fumeuses au cours des dernières années.

Le tableau 18 montre les taux de mortalité bruts des hommes et des femmes et les écarts-types associés à chacun. Le taux des femmes dépasse celui des hommes dans neuf des 16 âges indiqués. Comparativement aux non-fumeurs aux mêmes âges, un seul est plus élevé chez les femmes que chez les hommes, et il se situe à moins de 5 % du taux des hommes.



Âge atteint	Taux de mortalité		Écart-types	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
85	0,114	0,122	0,010	0,014
86	0,116	0,098	0,012	0,015
87	0,131	0,126	0,014	0,018
88	0,129	0,140	0,017	0,023
89	0,184	0,223	0,021	0,027
90	0,165	0,179	0,025	0,026
91	0,211	0,249	0,033	0,030
92	0,266	0,169	0,042	0,024
93	0,203	0,152	0,054	0,034
94	0,157	0,302	0,071	0,060
95	0,142	0,183	0,097	0,046
96	0,177	0,206	0,136	0,064
97	0,634	0,313	0,179	0,074
98	0,223	0,353	0,095	0,094
99	0,274	0,200	0,116	0,082
100	0,194	0,084	0,099	0,120
85-93	0,142	0,144	0,006	0,007
94-100	0,230	0,257	0,050	0,030
85-100	0,145	0,151	0,006	0,007



Il est tentant de déclarer la forte mortalité chez les femmes fumeuses comme une fluctuation statistique qui devrait être ignorée, mais il semble y avoir trop de données à ignorer.

Par exemple, chez les fumeurs adultes dont l'âge ultime atteint se situe entre 85 et 95 ans dans les trois tranches de taille les plus élevées, on compte 26 décès d'hommes, mais 35 décès de femmes avec 250 ans d'exposition chez les hommes et seulement 172 chez les femmes.

Le tableau 19 montre que le taux de mortalité augmente effectivement à chaque tranche de taille pour les femmes fumeuses. C'est très inhabituel. (Les taux de mortalité des hommes affichent une tendance à la baisse, mais ils sont loin d'être monotones.).

Tableau 19. Taux de mortalité bruts des fumeurs pour les âges ultimes compris entre 85 et 95 ans, selon la tranche de taille (en montant)				
Tranche de taille	Taux de mortalité		Écart-types	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
1	0,139	0,123	0,010	0,009
2	0,153	0,128	0,008	0,008
3	0,144	0,133	0,027	0,034
4	0,152	0,135	0,037	0,040
5	0,111	0,181	0,086	0,126
6	0,138	0,187	0,113	0,133
7	0,050	0,254	0,224	0,146
Tous	0,142	0,148	0,016	0,020



Ce dernier tableau pour les fumeurs adultes renferme une section diagonale centrée autour de l'âge de 92 ans et qui se poursuit pour environ trois ou quatre âges de chaque côté où les taux pour les femmes sont plus élevés que les taux correspondants pour les hommes. Comme les taux gradués semblent refléter fidèlement l'expérience, on n'a pas tenté de « corriger » l'anomalie.

9 Classes préférentielles et COVID-19

L'étude de mortalité de l'ICA comprend une indication des classes préférentielles, le cas échéant. Il serait souhaitable de distinguer ces classes dans la nouvelle table en plus du statut de tabagisme. Toutefois, il n'est pas pratique de le faire parce que les données préférentielles sont encore trop récentes pour permettre la création d'une table ultime et parce que les définitions des classes préférentielles ne sont pas normalisées dans toutes les sociétés. On craint aussi, d'un point de vue pragmatique, que la fragmentation des données en un plus grand nombre de sous-ensembles porte atteinte à la crédibilité de tout l'exercice.

Par conséquent, la nouvelle table n'établit pas de distinction entre les classes préférentielles.

La table ICA2014 a été construite à partir de données ne comportant aucun décès attribuable à la COVID-19. L'ICA devra surveiller l'expérience de mortalité de plus près que d'habitude au cours des prochaines années afin de déterminer s'il y a un impact à long terme sur la mortalité liée à la COVID-19. On sait déjà qu'il y a eu une augmentation des décès dus à la COVID-19 et une diminution des décès attribuables à certaines autres causes. Il est possible que nous observions des baisses importantes des taux de mortalité pendant un certain temps parce que certains assurés parmi les plus vulnérables ont succombé à la COVID-19 et ont laissé derrière eux un groupe d'assurés qui sont en moyenne légèrement en meilleure santé qu'avant l'écllosion de la pandémie. À l'heure actuelle, rien n'indique que la table ICA2014 ne sera pas pertinente dans les années à venir, après un ajustement approprié pour tenir compte de l'amélioration de la mortalité.



10 Conclusion

Les résultats de mortalité ont changé de façon marquée depuis la publication de la table ICA9704. La nouvelle table ICA2014 semble refléter adéquatement l'expérience de l'étude de mortalité de l'ICA qui s'est déroulée à partir des anniversaires de 2009 à 2019. La table est construite au 1^{er} janvier 2014.

Bien que la table ICA2014 convienne bien à l'expérience intersociétés, elle ne convient peut-être pas directement à une société en particulier. Il est de bonne pratique pour l'actuaire d'évaluer l'expérience de la société, ses définitions des catégories de risque et la conception de ses produits pour établir les ajustements nécessaires, le cas échéant.

Contrairement aux tables publiées précédemment, la table ICA2014 comprend un ensemble de taux pour la classe « inconnu », quoique pour la période ultime seulement. Cette mesure a été prise à des fins d'exhaustivité. Il est probable que diverses pratiques de la société sous-tendent la catégorie « inconnu ». Il est possible que le recours à cette catégorie soit d'ordre pratique. Si des taux sélects pour la catégorie « inconnu » sont nécessaires, il est suggéré d'utiliser plutôt les taux « tous ». Les tables publiées comprennent les taux sélects « tous » dans les tables « inconnu », comme tels.

La table ICA2014 est [disponible](#) pour téléchargement et en [format AXIS](#).

10.1 Mises en garde

Bien que la table ICA2014 semble bien correspondre à l'expérience intersociétés, il est conseillé aux actuaires de respecter les mises en garde suivantes.

1. La table ICA2014 peut ne pas convenir à la situation d'une société en particulier aussi bien qu'elle convient aux données intersociétés.
2. Les taux pour les âges atteints de plus de 95 ans sont extrapolés et ne sont pas directement étayés par les résultats. Par ailleurs, l'expérience suggère que la plupart des sociétés sous-estiment les décès à ces âges élevés parce que les décès ne sont pas tous signalés.



3. Les taux pour les moins de 20 ans à l'émission ne sont pas appuyés par une abondance de données, et les catégories de tabagisme ne sont pas uniformes d'une société à l'autre.
4. Les taux à des âges très élevés pour les femmes fumeuses sont beaucoup plus proches des taux des hommes fumeurs que ceux observés par le passé, bien que les écarts soient suffisamment soutenus par les résultats des 10 dernières années.

10.2 Résumé des différences entre les tables ICA9704 et ICA2014

Le tableau qui suit présente les différences entre les données, les caractéristiques et la méthode.

Critère	ICA9704	ICA2014
Données sous-jacentes	Étude de l'ICA, années d'assurance 1997 2004 et données démographiques à des âges avancés. Les montants inférieurs à 100 \$ et supérieurs à 50 millions de dollars sont exclus	Étude de l'ICA, années d'assurance 2009 à 2019. Polices renouvelables à terme (autres que TRA) exclues après le premier renouvellement
Amélioration de la mortalité	Aucune	MI-2017
Date de base	Non déclarée (calculée pour le 20 09 2000)	01-01-2014
Catégorie de risque	Combinée, fumeur et non-fumeur	Fumeur, non-fumeur, inconnu (ultime seulement), et combiné
Période sélecte	15 ans	20 ans
Âge maximal à l'émission	80, tel que publié. Il existe certaines prolongations informelles.	90
Âge maximal atteint	120	115



Critère	ICA9704	ICA2014
Gestion des fluctuations attribuables à des montants élevés	Résultats de la première année d'assurance rejetés comme valeurs aberrantes pour les hommes de 22, 25, 63 et 80 ans et les femmes de 16, 18, 19, 20, 32 et 61 ans	Capital assuré de 1 million de dollars ou plus remplacé par 1,5 million de dollars. Un enregistrement de 6 millions de dollars et deux enregistrements de 2,5 millions de dollars rejetés
Graduation de la période ultime	Graduation de Whittaker Henderson jusqu'à 80 ans. Les taux de plus de 60 ans ont été remplacés par une courbe de Makeham ajustée aux valeurs graduées de 60 à 80 ans et prolongées à 99 ans	Graduation de Whittaker Henderson entre 36 et 100 ans
Graduation de la période sélecte	Graduation paramétrique	Graduation de Whittaker Henderson en deux dimensions. Prolongée de 80 à 90 ans par jugement
Jeunes âges	Méthode non précisée. Les fumeurs et les non fumeurs commencent à l'âge de 16 ans à l'émission	Graduation séparée pour les 2 à 40 ans. Taux gradués utilisés jusqu'à l'âge de 31 ans. Interpolation pour les âges ultimes 32 à 39 ans par équation cubique
Âges très avancés	Convergence linéaire à partir de taux gradués calculés pour les données de l'ICA à 80 ans jusqu'aux tables de mortalité canadiennes à 90 ans et aux tables de mortalité canadiennes par la suite	Courbe de Kannisto ajustée aux âges 85 à 95 utilisés pour les âges 105 à 114. Interpolation pour les âges 96 à 104 par logarithme cubique
Ajustement final	De -2 % à +6 % selon la catégorie de risque	Aucune



11 Autres méthodes

Nombreux sont ceux qui prétendraient qu'une table de mortalité doit être construite à partir de données non modifiées. La construction présentée ci-dessus n'est pas conforme à cet avis. Des modifications visent à éliminer les anomalies apparentes, à limiter la fluctuation selon la taille dans la tranche de taille la plus élevée et à tenir compte de l'amélioration de la mortalité par rapport au début de 2014. Cette modification est apportée parce que la table doit être utilisée pour des événements futurs et non seulement pour consigner l'historique. Il est souhaitable d'apporter des ajustements qui font en sorte que la table convient davantage à des applications actuarielles réelles.

Il reste un facteur important qui peut faire en sorte que la table soit moins appropriée qu'elle ne pourrait l'être et qui se rapporte à la répartition selon la taille. La taille moyenne tend à varier selon l'âge à l'émission, augmentant d'abord du jeune âge à l'âge adulte, puis diminuant jusqu'à l'âge le plus élevé. La taille moyenne a également tendance à diminuer au fil des années d'assurance; la taille moyenne de l'expérience ultime est nettement inférieure à celle de l'expérience sélecte. Les variations pourraient poser problème parce que les ratios R/P ont tendance à diminuer de façon marquée lorsque la taille augmente.

Supposons un groupe d'hommes non-fumeurs de 50 ans qui souscrivent maintenant une assurance. Après les modifications susmentionnées, l'expérience sous-jacente montre une valeur moyenne de 481 000 \$ au cours de la première année d'assurance. Pour l'âge de 50 ans à l'émission, à la 11^e année d'assurance, la taille moyenne est de 233 000 \$; pour l'âge ultime de 70 ans, elle se situe à 96 000 \$. Si la taille moyenne des ventes s'élève maintenant à 500 000 \$, alors un actuaire voudrait que les taux de mortalité futurs pour cette cohorte correspondent à 500 000 \$ pour toutes les années futures. Un actuaire ne peut apporter une simple modification à la table pour tenir compte de la taille de toutes les années futures parce que l'ajustement devrait varier selon l'année d'assurance.

Deux solutions possibles sont présentées dans les deux sous-sections suivantes. Elles ne reposent pas sur la conviction qu'elles sont supérieures, mais elles visent à stimuler la réflexion sur la façon d'aborder le problème. Il peut y avoir une solution créative que la plupart soutiendraient et qui produirait des tables d'une plus grande utilité pratique.



11.1 Répartition normalisée des tailles

L'approche à la base de cette solution de rechange est suggérée par une technique souvent utilisée par les démographes. Ceux-ci sont appelés à comparer la mortalité dans différents pays. Le taux de mortalité combiné par millier de personnes est disponible, mais il peut être trompeur parce que les pays où l'âge moyen est plus faible auront tendance à afficher des taux de mortalité combinés plus faibles. Les démographes peuvent établir une comparaison significative en calculant les taux de mortalité ajustés selon l'âge. Ainsi, ils appliquent à une population type les taux de mortalité par âge des pays visés. Ils ont encore un seul chiffre pour chaque pays, mais cette technique a éliminé le facteur de complication des écarts de répartition selon l'âge.

L'expérience de mortalité de l'ICA présente un problème semblable. Comme il est mentionné plus haut, la répartition selon la taille (plutôt que l'âge) peut varier de façon considérable. La correction consiste à établir une distribution standard par tranche de taille et à appliquer cette même distribution à toutes les cellules âge-année d'assurance. Les distributions sont calculées à l'aide des données modifiées, séparément pour chaque catégorie de risque, pour tous les âges de l'ensemble de données, à la fois sélects et ultimes. Les distributions calculées sont présentées au tableau 20. La catégorie «Tous » pourrait être considérée redondante parce que les données pour toutes les catégories de tabagisme combinées pourraient être calculées à partir de la somme des trois catégories distinctes. En effet, la modification a été effectuée indépendamment pour chacune des huit catégories de risque et la redondance n'a pas été prise en compte.



Tableau 20. Répartition des montants par tranche de taille. Données modifiées

Tranche de taille	Fourchette de montants	Fumeurs		Non-fumeurs		Inconnu		Tous	
		Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
1	(0 à 10 000)	0,0010	0,0018	0,0002	0,0003	0,0731	0,1048	0,0026	0,0029
2	(10 000 à 50 000)	0,0489	0,0986	0,0139	0,0245	0,3865	0,4660	0,0294	0,0404
3	(50 000 à 100 000)	0,0772	0,1341	0,0332	0,0499	0,2489	0,2401	0,0444	0,0606
4	(100 000 à 250 000)	0,2264	0,2951	0,1533	0,2109	0,1907	0,1282	0,1615	0,2153
5	(250 000 à 500 000)	0,2175	0,2288	0,1897	0,2440	0,0528	0,0278	0,1880	0,2378
6	(500 000 à 1 M)	0,2029	0,1469	0,2452	0,2524	0,0254	0,0164	0,2340	0,2390
7	1 M\$+	0,2261	0,0946	0,3645	0,2180	0,0225	0,0165	0,3400	0,2040

Tableau 21. Ajustement de la tranche de taille pour les hommes non-fumeurs de 45 ans à l'émission et année d'assurance 6 (montants en milliers)

Tranche de taille	Distrib. standard	Avant		Après	
		Montant	Taux	Montant	Taux
1	0,0002	611	0,00944	2 884	0,00944
2	0,0139	26 484	0,00086	221 024	0,00086
3	0,0332	95 572	0,00159	528 002	0,00159
4	0,1533	1 286 486	0,00102	2 440 876	0,00102
5	0,1897	3 077 218	0,00068	3 021 741	0,00068
6	0,2452	4 364 982	0,00128	3 905 582	0,00128
7	0,3645	7 073 850	0,00105	5 805 093	0,00105
Tot. /Moy.	1	15 925 202	0,00104	15 925 202	0,00105

Le tableau 21 présente un exemple du calcul pour une cellule d'âge-durée particulière; dans ce cas, pour les hommes non-fumeurs de 45 ans à l'émission, à la sixième année d'assurance. Le montant total exposé est redistribué en proportion des chiffres à la colonne « Distrib. standard ». Les taux de mortalité de la section « Avant » sont appliqués aux montants de la section « Après » pour déterminer les montants ajustés au titre des sinistres de décès. Le taux de mortalité moyen pondéré affiche une légère variation. Un calcul semblable est effectué pour chaque cellule âge-année d'assurance.

Tableau 22. Ajustement de la tranche de taille pour les femmes fumeuses de 76 ans à l'émission, année d'assurance 11 (montants en milliers)

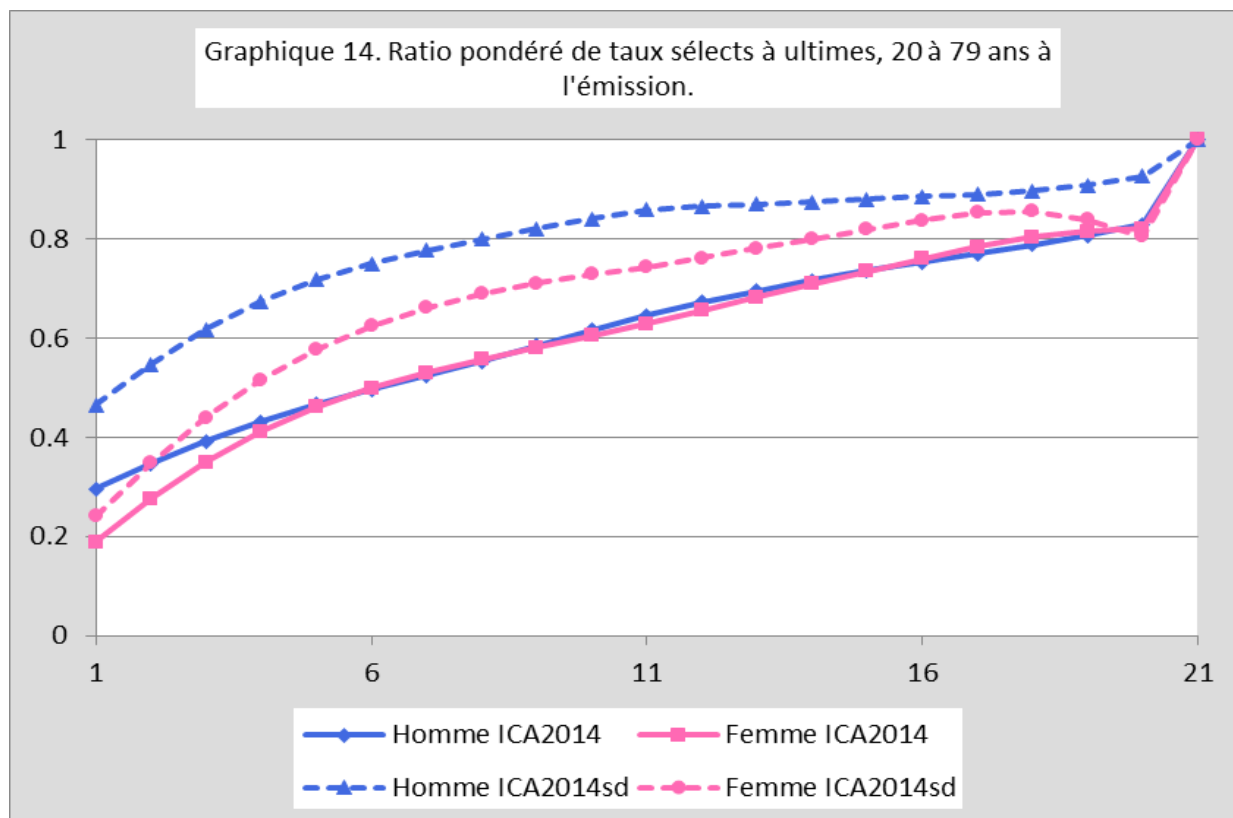
Tranche de taille	Distrib. standard	Avant		Après	
		Montant	Taux	Montant	Taux
1	0,0018	0	-	0	-
2	0,0986	196	0,05263	161	0,05263
3	0,1341	50	0,00000	218	0,00000
4	0,2951	800	0,24166	480	0,24166
5	0,2288	186	0,00000	372	0,00000
6	0,1469	0	-	0	-
7	0,0946	0	-	0	-
Tot. /Moy.	1	1 231	0,16537	1 231	0,10110

Toutefois, le calcul indiqué ci-dessus ne fonctionne pas toujours. Le taux de mortalité ne peut être calculé pour une tranche sans exposition. Dans ce cas, le calcul est modifié de manière à ne pas tenir compte des tranches vides et l'exposition est redistribuée à des tranches non vides seulement. Cela est indiqué au tableau 22 pour les femmes fumeuses de 76 ans à l'émission, à la 11^e année d'assurance. Le taux de mortalité moyen diminue sensiblement parce que dans la distribution initiale, la tranche affichant le taux de mortalité le plus élevé était surpondérée par rapport à la distribution standard.

Les données modifiées sont maintenant utilisées pour calculer une table à l'aide de la méthode et des paramètres exactement comme il est décrit pour la table ICA2014. Cette autre table, élaborée à partir de données avec une distribution standard, est appelée ICA2014sd.

L'une des préoccupations concernant la table ICA2014 est la discontinuité des taux de mortalité entre la fin de la période sélecte et les taux ultimes. Avec la table ICA2014sd, on s'attendrait à ce que la discontinuité soit plus faible et que le ratio de la première année

d'assurance soit plus élevé. Le changement s'explique par le fait qu'une pondération sensiblement supérieure est appliquée au cours des années ultimes aux tranches de taille plus élevées, pour lesquelles le taux de mortalité tend à être moindre. Le graphique 14 illustre les différences entre les ratios des taux sélects/ultimes.



La tendance pour les hommes semble s'améliorer, mais elle est étrange chez les femmes aux années d'assurance plus élevées.

Le tableau 23 compare certains taux de primes nettes nivelées de la table ICA2014sd à ceux de la table ICA2014. (Les valeurs de la table ICA2014 sont présentées au tableau 17. Les calculs de la table ICA2014sd sont les mêmes, sauf pour la table de mortalité.) Nous constatons qu'il y a peu de différence dans l'ensemble, la table ICA2014sd étant un peu plus faible, particulièrement à la période ultime, comme en témoignent les primes



d'assurance-vie entière, mais des changements importants peuvent s'opérer dans la table à divers âges.

Âge à l'émission	Prime nette nivelée à terme de 10 ans				Prime nette nivelée sur police d'assurance vie entière			
	Hnf	Fnf	Hf	Ff	Hnf	Fnf	Hf	Ff
30	102 %	99 %	97 %	92 %	97 %	100 %	98 %	98 %
40	96 %	97 %	96 %	109 %	98 %	100 %	98 %	98 %
50	106 %	105 %	109 %	106 %	99 %	99 %	99 %	98 %
60	113 %	110 %	103 %	96 %	100 %	98 %	99 %	98 %
70	108 %	78 %	100 %	95 %	100 %	96 %	99 %	98 %

Cette sous-section vise à illustrer une autre approche pour obtenir un ensemble de données plus homogène, cela ne signifie pas que la table ICA2014sd est supérieure à la table ICA2014.

Toutefois, l'examen des taux détaillés soulève quelques préoccupations valables au sujet de la table ICA2014sd. Il y a beaucoup plus d'inversions que celles trouvées dans la table ICA2014. La méthode des taux de mortalité ajustés selon la taille peut causer des anomalies.

Aux extrêmes de données portant sur les jeunes et les âges avancés, de nombreuses cellules sont sans exposition dans certaines tranches, en particulier les tranches plus élevées. Il n'est pas du tout certain que la modification qui en résulte donne un portrait plus clair. Lorsqu'il y a une faible exposition dans les tranches supérieures, la modification pourrait amplifier les fluctuations statistiques. Le tableau 24 présente un autre type de cas étrange. Le problème ne se situe pas dans les tranches plus élevées, mais dans une tranche affichant peu d'exposition, mais un taux de sinistres élevé; un seul sinistre est multiplié par 10.

Tableau 24. Ajustement de la tranche de taille pour les hommes fumeurs de 36 ans à l'émission, année d'assurance 1. (montants en milliers)

Tranche de taille	Distrib. standard	Avant		Après	
		Montant	Taux	Montant	Taux
1	0,0010	115	0,00000	3 573	0,00000
2	0,0489	10 523	0,00220	173 284	0,00220
3	0,0772	30 217	0,00327	273 199	0,00327
4	0,2264	364 517	0,00000	801 429	0,00000
5	0,2175	763 939	0,00000	770 110	0,00000
6	0,2029	1 052 788	0,00000	718 223	0,00000
7	0,2261	1 318 163	0,00000	800 443	0,00000
Tot./Moy.	1	3 540 261	0,00003	3 540 261	0,00036

Dans les données, de nombreuses cellules étranges produiront des ajustements inattendus. Cette méthode n'est peut-être pas sûre à utiliser, à moins d'une certaine contrainte quant à l'ampleur des ajustements.

Il est bien que la table puisse être construite à partir d'un ensemble de données plus homogène, mais il est difficile de voir comment étalonner la table en fonction de l'expérience d'une société, qui n'est pas aussi homogène. Cette solution de rechange vaut la peine d'être étudiée, mais elle n'est pas encore prête pour une utilisation pratique.

11.2 Ajustement de la taille

Il est largement reconnu que la mortalité tend à diminuer au fil de l'augmentation de la taille. Avant l'élaboration de la table CPM2014, aucune table ne reconnaissait explicitement l'impact de la taille dans la construction d'une table. Un ensemble de facteurs d'ajustement de la taille a été publié avec la table. Une solution semblable pourrait être appliquée à la table ICA2014.



À l'aide de cette table, le ratio R/P est calculé pour les données de chaque tranche et de chaque catégorie de risque. Ces ratios sont ensuite divisés par le ratio de la tranche 4 dans chaque catégorie de risque. Les ratios obtenus sont présentés au tableau 25 et les écarts-types des ratios sont affichés au tableau 26. Le tableau 25 présente certaines anomalies : la tranche 1 pour les catégories Hf et Ff est inférieure à la tranche 2 correspondante, et la tendance des tranches Hinc 5 à 7 pointe dans la mauvaise direction. Les anomalies ne sont pas graves parce que la table n'est utilisée que pour la validation de principe.

Catégorie	Hf	Ff	Hnf	Fnf	Hinc	Finc	H	F
1	0,933	0,961	1,193	1,194	1,231	1,303	1,192	1,253
2	1,095	1,102	1,147	1,130	1,210	1,249	1,224	1,245
3	1,023	1,059	1,067	1,069	1,075	1,124	1,095	1,108
4	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
5	0,951	0,899	0,935	0,947	0,834	1,382	0,926	0,957
6	0,916	1,072	0,901	0,946	0,882	0,863	0,889	0,960
7	0,827	0,899	0,863	0,832	0,876	0,663	0,841	0,842

Catégorie	Hf	Ff	Hnf	Fnf	Hinc	Finc	H	F
1	0,014	0,014	0,016	0,014	0,003	0,004	0,003	0,004
2	0,007	0,007	0,005	0,005	0,004	0,007	0,003	0,004
3	0,012	0,015	0,008	0,009	0,010	0,024	0,005	0,008
4	0,014	0,020	0,007	0,009	0,016	0,045	0,006	0,008
5	0,030	0,047	0,013	0,018	0,041	0,130	0,011	0,016
6	0,047	0,083	0,017	0,027	0,076	0,233	0,015	0,025
7	0,067	0,121	0,022	0,040	0,112	0,411	0,020	0,037

Ces ratios peuvent être utilisés pour modifier les décès dans chaque enregistrement afin qu'ils correspondent à l'expérience pour la tranche 4. Ainsi, les sinistres réels sont divisés par le facteur pertinent ci-dessus, de sorte que le montant des sinistres de décès correspond approximativement à ce que l'on obtiendrait dans la tranche 4 par opposition à la tranche réelle. Les données modifiées obtenues sont ensuite considérées comme représentatives de toutes les expériences de la tranche 4. La majorité de l'exposition au cours de la période ultime étant inférieure en moyenne à la tranche 4, on s'attendrait à ce que les taux ultimes soient inférieurs à ceux de la table ICA2014. Par ailleurs, on s'attendrait à des taux plus élevés pour les hommes non-fumeurs au cours de la période sélecte, mais sinon, il n'y aurait pas beaucoup de changement pour la période sélecte.

À l'aide des données modifiées de la tranche 4, une autre table a été construite en recourant à la méthode utilisée pour la table ICA2014 et aux mêmes paramètres. Cette table est appelée ICA2014b4.

Le tableau 27 est semblable au tableau 10, sauf qu'il utilise la table ICA2014b4 comme table de base plutôt que la table ICA2014 pour calculer les taux R/P ultimes. Les données sous-jacentes sont les mêmes que pour le tableau 10. Les facteurs d'ajustement de la taille du tableau 24 sont utilisés pour calculer la mortalité prévue pour chaque tranche de taille.



Les taux R/P obtenus sont très proches de ceux du tableau 10, bien que dans la plupart des cas, les valeurs du tableau 10 soient plus proches de 100 % que les valeurs correspondantes du tableau 27. Fait à noter, les valeurs du tableau 27 sont aussi proches de 100 % parce que la table ICA2014b4 n'a pas été étalonnée sur les mêmes données modifiées que celles utilisées pour la table ICA2014.

Tableau 27. Ratios R/P fondés sur les taux ultimes de la table ICA2014b4 avec amélioration sur l'échelle MI-2017. Les tranches d'âge représentent les âges atteints						
	0-15	16-39	40-93	94-100	21-100	0-100
Hf		98,9 %	100,0 %	87,5 %	99,9 %	99,9 %
Ff		97,7 %	99,7 %	97,9 %	99,7 %	99,6 %
Hnf		100,7 %	100,1 %	96,3 %	100,0 %	100,0 %
Fnf		110,3 %	99,9 %	101,8 %	100,2 %	100,2 %
Hinc	97,0 %	96,8 %	100,1 %	87,9 %	99,4 %	99,4 %
Finc	95,4 %	93,2 %	100,1 %	91,7 %	99,3 %	99,2 %
H	95,6 %	100,1 %	100,5 %	90,6 %	100,1 %	100,1 %
F	99,1 %	102,7 %	100,3 %	96,7 %	100,2 %	100,1 %

De même, le tableau 28 est semblable au tableau 11. Dans ces cas, les données originales sont utilisées pour les données réelles et prévues. Dans la plupart des cas, les valeurs du tableau 28 sont plus près de 100 % que les valeurs correspondantes du tableau 11. Cela signifie que la table ICA2014b4 avec facteurs d'ajustement de la taille convient mieux aux données que la table ICA2014.



Tableau 28. Ratios R/P fondés sur les taux ultimes de la table ICA2014b4 avec amélioration sur l'échelle MI-2017. Données originales. Les tranches d'âge représentent les âges atteints

	0-15	16-39	40-93	94-100	25-100	0-100
Hf		96,9 %	99,0 %	85,6 %	98,8 %	98,8 %
Ff		96,5 %	100,5 %	114,7 %	100,6 %	100,5 %
Hnf		100,1 %	99,7 %	107,4 %	99,9 %	100,0 %
Fnf		106,3 %	99,5 %	100,1 %	99,5 %	99,6 %
Hinc	93,6 %	94,3 %	100,0 %	89,1 %	99,3 %	99,3 %
Finc	92,9 %	91,8 %	100,0 %	91,6 %	99,1 %	99,0 %
H	92,3 %	98,2 %	100,1 %	95,9 %	99,9 %	99,9 %
F	95,8 %	100,4 %	100,2 %	96,7 %	99,9 %	99,9 %

Le tableau 29 est comparable au tableau 15, et il présente les ratios R/P portant sur les données sélectes originales. À l'instar du tableau 28, dans la plupart des cas, les valeurs du tableau 29 sont plus près de 100 % que celles du tableau 15.



Tableau 29. Ratios R/P de la table ICA2014b4. Les groupes d'âge correspondent aux âges à l'émission. 20 premières années d'assurance seulement. Données originales						
	0-19	20-29	30-39	40-70	25-80	0-90
Hf	94,6 %	102,7 %	95,5 %	98,7 %	98,3 %	98,3 %
Ff	97,4 %	93,0 %	99,3 %	100,5 %	101,2 %	101,0 %
Hnf	102,6 %	104,5 %	101,1 %	99,0 %	98,9 %	99,3 %
Fnf	104,8 %	97,4 %	95,2 %	98,8 %	97,6 %	97,8 %
H	94,9 %	102,1 %	100,5 %	99,0 %	99,1 %	99,3 %
F	95,4 %	97,2 %	96,0 %	99,0 %	98,4 %	98,6 %

Il semble raisonnable de conclure que cette solution est très prometteuse. Elle mérite une étude plus approfondie.

11.3 Graduation paramétrique

Certains pourraient se demander pourquoi la méthode utilisée pour les trois dernières tables d'assurance-vie de l'ICA n'a pas été appliquée pour la période sélecte. (Voir par exemple les pages 5 à 6 du document [210028](#) de l'ICA.) Cette méthode pourrait convenir aux données utilisées dans les tâches précédentes, mais elle ne convient pas bien aux données actuelles.

Lors de la mise à l'essai de la graduation paramétrique, quelques ajustements ont été apportés à la méthode. L'intervalle d'âge à l'émission utilisé est 16 à 85 ans plutôt que 15 à 80 ans. La période sélecte est prolongée à 20 ans. L'expression des moindres carrés à minimiser pour $r(x)$ est pondérée plutôt que non pondérée. Il y a probablement une erreur de transcription dans l'expression à minimiser pour $G(t)$ qui est corrigée. Les expressions utilisées sont les suivantes :

$$\sum_{x=16}^{85} E_x (r(x) - \hat{r}(x))^2$$



$$\sum_{x=16}^{85} \sum_{t=0}^{19} E_{[x-t]+t} [q_x^{ICA2014} (r(x) + G(t)(1 - r(x))) - q_{[x-t]+t}^{brut}]^2$$

Bien que l'on trouve les paramètres qui minimisent les expressions, les ratios R/P ne sont pas ramenés à près de 100 %. Le tableau 30 compare les ratios R/P de la table ICA2014 avec la table calculée à l'aide de la graduation paramétrique pour H, la catégorie de risque la plus importante. La table ICA2014 est beaucoup plus près de 100 %, non seulement pour tous les âges et toutes les durées combinées, mais aussi pour presque tous les groupes d'âge à l'émission et de durée.

Tableau 30. Ratios R/P pour la table ICA2014 et une table par graduation paramétrique pour H tous										
ICA2014					Âge à l'émission	Table de rechange				
Durées						Durées				
0-4	5-9	10-14	15-19	0-19		0-4	5-9	10-14	15-19	0-19
96,1 %	97,7 %	97,6 %	105,1 %	98,8 %	16-35	106,6 %	115,0 %	101,8 %	97,5 %	105,9 %
101,1 %	101,8 %	99,0 %	98,1 %	100,3 %	36-50	122,6 %	116,1 %	99,1 %	86,9 %	106,6 %
99,6 %	99,1 %	101,0 %	97,2 %	99,0 %	51-65	105,8 %	106,0 %	100,5 %	85,4 %	98,7 %
95,8 %	99,0 %	107,2 %	104,3 %	103,0 %	66-85	87,3 %	97,6 %	106,6 %	94,9 %	97,5 %
99,5 %	100,1 %	100,7 %	99,6 %	99,9 %	16-85	111,4 %	110,9 %	101,0 %	88,8 %	102,6 %

Cette solution de rechange n'est pas recommandée.

12 Estimation de l'exactitude

La construction de la table vise à déterminer la table de mortalité sous-jacente véritable dont l'expérience observée est un cas unique soumis à une fluctuation statistique. Ce n'est pas un objectif réalisable parce que nous ne pouvons pas connaître cette table sous-jacente véritable, peu importe la quantité de données que nous possédons ou la façon dont nous construisons la table. Comme nous devons utiliser toutes les données dont nous disposons



pour obtenir l'estimation la plus proche, nous n'avons pas de repère externe pour nous guider sur le degré d'exactitude que nous avons atteint. (Certaines méthodes de graduation paramétrique permettent de déterminer les intervalles de confiance pour les paramètres, mais pas la méthode utilisée ici.)

Il est possible de se faire une idée de l'exactitude, même si ce n'est pas une mesure précise. Il s'agit de simuler des ensembles de données comparables à ceux réellement utilisés, puis de construire une table de mortalité en utilisant la méthode de la table ICA2014 pour chacun d'eux.

La simulation suppose que la table ICA2014 avec un ensemble de facteurs d'ajustement de la taille (semblables aux facteurs du tableau 25, mais quelque peu lissés) est la vraie table de mortalité sous-jacente et que les décès sont distribués de façon binomiale dans chaque catégorie de risque/âge à l'émission/année d'assurance/cellule de tranche de taille. Chaque cellule réelle est représentée par une à trois sous-cellules qui tiennent à jour le nombre de polices et la somme des montants des polices. La somme des carrés des montants est également maintenue si possible en fonction des contraintes de l'algorithme. Après l'élaboration d'un portefeuille de cellules et de sous-cellules pour représenter les données réelles, 1 000 ensembles de sinistres de décès ont été générés au hasard. Pour chaque ensemble de sinistres de décès, une table de mortalité a été élaborée en utilisant les mêmes méthodes et paramètres que pour la table ICA2014.

Il y avait une exception au sujet des paramètres. Si un taux de mortalité négatif a été produit par la graduation, les paramètres de graduation ont été ajustés pour maintenir tous les taux positifs. Il a fallu apporter un certain ajustement à deux des 1 000 ensembles. La simulation ne prévoit aucune intervention à part celle mentionnée dans le présent paragraphe.

Le tableau 31 montre le ratio de l'écart-type des taux de mortalité entre les 1 000 tables simulées à la moyenne des taux de mortalité des hommes, en combinant toutes les catégories de tabagisme (« H »). La partie gauche du tableau 31 tient compte des taux des tables construites; la partie droite tient compte des taux de mortalité bruts simulés.



Âge à l'émission	Taux gradués					Taux bruts simulés				
	Année d'assurance					Année d'assurance				
	1	6	11	16	Ult.	1	6	11	16	Ult.
20	0,072	0,050	0,049	0,067	0,067	0,855	0,839	0,867	0,715	0,147
30	0,086	0,044	0,056	0,042	0,029	0,405	0,372	0,429	0,365	0,067
40	0,077	0,040	0,033	0,029	0,016	0,368	0,251	0,299	0,262	0,038
50	0,067	0,030	0,025	0,024	0,014	0,305	0,222	0,301	0,240	0,031
60	0,067	0,029	0,026	0,024	0,012	0,368	0,267	0,329	0,246	0,029
70	0,080	0,037	0,031	0,026	0,012	0,660	0,497	0,401	0,264	0,030

Les taux gradués affichent beaucoup moins de volatilité que les taux bruts, particulièrement pour la 11^e année d'assurance. La première année d'assurance n'est pas aussi bonne parce que toute méthode de graduation bidimensionnelle est moins fiable aux bords, et qu'il n'y a aucun moyen d'éviter que la première année d'assurance ne soit un bord. L'amélioration de la volatilité des taux gradués par rapport aux taux bruts est moindre pour la période ultime que pour la période sélecte, mais cela ne constitue pas une grande préoccupation parce que la volatilité pour la période ultime est faible et acceptable.

Âge à l'émission	Taux gradués					Taux bruts simulés				
	Année d'assurance					Année d'assurance				
	1	6	11	16	Ult.	1	6	11	16	Ult.
20	0,097	0,068	0,071	0,130	0,118	1,931	1,547	1,661	1,149	0,286
30	0,140	0,076	0,100	0,074	0,051	0,768	0,684	0,844	0,666	0,125
40	0,134	0,072	0,056	0,043	0,029	0,761	0,548	0,635	0,450	0,069
50	0,109	0,050	0,043	0,038	0,027	0,640	0,472	0,632	0,455	0,066
60	0,114	0,049	0,042	0,039	0,029	0,820	0,622	0,729	0,370	0,080
70	0,119	0,052	0,045	0,042	0,045	1,867	0,879	1,415	1,002	0,122

Le tableau 32 est comparable au tableau 31, mais pour les hommes fumeurs (« Hf »). L'ampleur de l'exposition pour la catégorie Hf est sensiblement inférieure à celle de la catégorie H et, par conséquent, la volatilité est plus élevée. Avec un ratio de l'écart-type à la moyenne de l'ordre de 5 % pour la plupart des tables, il peut être considéré comme acceptable, mais pas aussi solide qu'on pourrait le souhaiter.

Cet exercice comporte deux objectifs. Tout d'abord, il nous donne confiance que la méthode traite la fluctuation des données et donne lieu à des taux de mortalité qui se situent dans une fourchette suffisamment étroite. Deuxièmement, il nous rappelle que les taux d'une table de mortalité sont des estimations pouvant fluctuer sur le plan statistique.



13 Bibliographie

Institut canadien des actuaires, Commission de la mortalité des rentiers de l'Institut canadien des actuaires (2016). « Expérience canadienne de mortalité dans les rentes individuelles – Années d'assurance 2002-2003 à 2011-2012 ». <https://www.cia-ica.ca/fr/publications/d%C3%A9tails-de-publication/216021>

Institut canadien des actuaires, Commission de la mortalité (1967). « II. Canadian Assured Lives Tables, 1958-64 », *Transactions of the Society of Actuaries*, 1967 Reports. www.soa.org/library/research/transactions-reports-of-mortality-moribidity-and-experience/1960-69/1967/january/tsr673.pdf

Institut canadien des actuaires, Commission de l'expérience. « Rapports des commissions (séance plénière n° 1) *Délibérations de l'Institut canadien des actuaires*, vol. XVI

Institut canadien des actuaires, Groupe de surveillance du projet sur l'expérience de mortalité individuelle des rentiers (2017). « Expérience canadienne de mortalité dans les rentes individuelles – Années d'assurance 2005-2006 à 2014-2015 » <https://www.cia-ica.ca/fr/publications/d%C3%A9tails-de-publication/217117>

Institut canadien des actuaires, Sous-commission sur l'expérience en assurance-vie individuelle (2010). « Élaboration des tables de mortalité ICA9704 pour l'assurance individuelle canadienne à partir des données de 1997 à 2004 ». <https://www.cia-ica.ca/fr/publications/d%C3%A9tails-de-publication/210028>

Institut canadien des actuaires, Sous-commission sur les régimes de retraite et les rentes collectives (2017). « Expérience canadienne de mortalité des rentiers pour les produits de rentes collectives, années civiles 2007-2012. » <https://www.cia-ica.ca/fr/publications/d%C3%A9tails-de-publication/217047>

Institut canadien des actuaires, Sous-commission de l'expérience dans les régimes de retraite (2014). « Rapport final La mortalité des retraités canadiens. » <https://www.cia-ica.ca/fr/publications/d%C3%A9tails-de-publication/214013>



Institut canadien des actuaires, Groupe de travail sur l'amélioration de la mortalité (2017). « Rapport final » <https://www.cia-ica.ca/fr/publications/d%C3%A9tails-de-publication/217097>

Gavrilova, Natalia et Léonid Gavrilov (2011). "Mortality Measurement and Modeling Beyond Age 100." Symposium Living to 100. Society of Actuaries. www.soa.org/essays-monographs/2011-living-to-100/mono-li11-5b-gavrilova.pdf

Gerontology Research Group (2015). "Table B – Verified Supercentenarians (Ranked By Age) as of January 1, 2015." <https://grg.org/Adams/B.HTM>

Howard, R.C.W. (2021). "Canadian Individual Life Experience for Policy Year 2018–2019." Institut canadien des actuaires. www.cia-ica.ca/publications/publication-details/rp221113

Howard, R.C.W. (2015). « Montant versé aux assurés canadiens - Table de mortalité 2014 (CIP2014). Institut canadien des actuaires. <https://www.cia-ica.ca/fr/publications/d%C3%A9tails-de-publication/215006>

Howard, R.C.W. (2014). "Liars, Cheaters and Procrastinators: How They Upset Mortality Studies." Living to 100 Symposium. Society of Actuaries. www.soa.org/essays-monographs/2014-living-to-100/mono-li14-2a-howard.pdf

Howard, R.C.W. (2011) "Mortality Rates at Oldest Ages." Living to 100 Symposium. Society of Actuaries. www.soa.org/essays-monographs/2011-living-to-100/mono-li11-5b-howard.pdf

Howard, R.C.W. (2007). *Whittaker–Henderson–Lowrie Graduation*. www.howardfamily.ca/graduation/WHGrad.doc

London, D. (1985). *Graduation: The Revision of Estimates*. Actex Publications.

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

Panjer, Harry et Giuseppe Russo (1991). *Parametric Graduation of Canadian Individual Insurance Mortality Experience 1982–1988*. Institut canadien des actuaires.



Panjer, Harry et Ken Seng Tan (1995). "Graduation of Canadian Individual Insurance Mortality Experience: 1986–1992." Institut canadien des actuaires. <https://www.cia-ica.ca/fr/publications/d%C3%A9tails-de-publication/9529>

Society of Actuaries Committee on Expected Experience of the Canadian Institute of Actuaries (1992). "III. 1982–1988 Individual Ordinary Mortality Table," *Transactions of the Society of Actuaries*, 1991–92 Reports. www.soa.org/globalassets/assets/library/research/transactions-reports-of-mortality-moribidity-and-experience/1990-99/1991/january/TSR9117.pdf

14 Annexe : Application de l'amélioration de la mortalité

Comme il est difficile de trouver une formule standard pour appliquer l'amélioration de la mortalité, le rapport de la table CPM énonce la définition qui suit à la page 9.

I_x^y 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 la période d'un an et y est défini à la fin de la période.

Cette définition peut alors être appliquée comme suit :

$$q_{[x]+t}^y = q_{[x]+t}^{y-1} (1 - I_x^y)$$

Nous pouvons ensuite généraliser

$$q_{[x]+t}^{y-1+a} = q_{[x]+t}^{y-1} (1 - I_x^y)^a, \text{ où } 0 \leq a \leq 1$$

Par exemple, pour obtenir le taux de mortalité applicable au milieu de 2015 pour un homme non-fumeur de 50 ans à l'émission, en utilisant la table ICA2014 avec l'échelle MI-2017, le taux serait calculé comme suit :

$$q_{50}^{2015,5} = 0,000489 (1 - 0,0203)(1 - 0,0197)^{0,5} = 0,000474$$

Le calcul repose sur les taux d'amélioration de la mortalité des hommes de 50 ans pour les années 2015 et 2016. Il convient de noter que le taux d'amélioration pour 2014 n'est pas utilisé parce que la base de la table ICA2014 est le début de 2014.

Le prochain taux de mortalité pour la même cohorte est

$$q_{[50]+1}^{2016,5} = 0,000609 (1 - 0,0202)(1 - 0,0196)(1 - 0,0189)^{0,5} = 0,000579$$

L'échelle MI-2017 est utilisée dans ces travaux conformément à la définition et aux exemples ci-dessus.



15 Remerciements

Le présent rapport a été rédigé par R.C.W. (Bob) Howard et il a été approuvé par la Direction de la recherche de l'ICA, la Commission sur les études d'expérience et le Groupe de supervision du projet. Les travaux d'examen par les pairs ont été effectués par Eckler Ltd et QED Actuaries & Consultants.

Alison Rose (présidente de la Direction de la recherche)

Nicolas Genois (président de la Commission sur les études d'expérience)

Leena Lalitha Kumar (présidente du Groupe de supervision du projet)

Groupe de supervision du projet :

David Gourlay

Nicolas Li

Jinxia Ma

Yves Nasri

Khanh Nguyen

Frank Reynolds

Marie-Claude Rioux

Kelvin Siu

Jean-René Vaillant



© 2022 Institut canadien des actuaires

CONTACT

Institut canadien des actuaires
360, rue Albert, bureau 1740
Ottawa, ON K1R 7X7
613-236-8196

siege.social@cia-ica.ca

cia-ica.ca

voiraudeladurisque.ca



L'Institut canadien des actuaires (ICA) est l'organisme de qualification et de gouvernance de la profession actuarielle au Canada. Nous élaborons et maintenons des normes rigoureuses, partageons notre expertise en gestion du risque et faisons progresser la science actuarielle pour le bien-être financier de la société. Nos plus de 6 000 membres utilisent leurs connaissances en mathématiques, en statistiques, en analyses de données et en affaires dans le but de prodiguer des services et des conseils de la plus haute qualité pour aider à assurer la sécurité financière de toute la population canadienne.