

## ***Rapport de recherche***

# **Expérience en assurance-vie individuelle au Canada pour l'année d'assurance 2018-2019**

**par Bob Howard, FICA**

**Octobre 2021  
Révisé en décembre 2021**

Document rp221113  
*This document is available in English*

© 2021 Institut canadien des actuaires

## 1 Sommaire

Voici le 70<sup>e</sup> rapport annuel sur l'expérience de mortalité intersociétés pour les polices d'assurance-vie individuelle au Canada. L'étude couvre la période d'un an à compter de l'anniversaire de la police en 2018 selon l'âge à l'anniversaire le plus proche.

Il convient de souligner principalement que l'amélioration de la mortalité s'est poursuivie (section 5), sauf dans le cas des femmes fumeuses, que la diminution de la mortalité à mesure que le montant d'assurance augmente demeure importante (section 4.4) et que l'expérience des classes préférentielle et résiduelle est plus proche que ce à quoi on pourrait s'attendre (section 4.3).

L'étude de cette année comporte un certain nombre de changements par rapport aux études antérieures.

1. Le titre du rapport a été modifié pour refléter son utilisation actuelle; il s'intitulait auparavant « Étude de mortalité : Risques normaux grande branche au Canada ».
2. Plus de la moitié des données indiquent maintenant la province de résidence; voir la section 4.6.
3. Après une absence de cinq ans, la cause du décès fait de nouveau partie des données soumises, bien que les sociétés participantes n'aient pas toutes été en mesure de fournir la cause du décès pour le moment. Parmi les cas pour lesquels une cause de décès (section 4.7) est mentionnée, le cancer est la principale cause (51 % des décès), selon le nombre, suivi des maladies cardiaques (19 %).
4. Des données sont maintenant soumises pour les polices à risque aggravé, si la surprime est un multiple des taux standard; les résultats pour les polices à risque aggravé ne sont inclus qu'à la section 4.8.
5. Les données pour l'âge atteint supérieur à 100 ans ne sont pas incluses parce qu'elles sont considérées non fiables (section 4.9). Autrefois, elles étaient incluses jusqu'à 120 ans.

Le montant d'assurance dans l'étude continue de croître. Il est de 27 % supérieur à ce qu'il était il y a quatre ans. Les données incluses représentent un pourcentage important de la population du Canada.

*\*Note : Ce document a été mis à jour depuis sa publication originale avec des corrections aux bases de données et aux tableaux accompagnant ce rapport. La section 7 décrit les mises à jour effectuées et constitue la seule partie du rapport qui a été modifiée depuis la publication originale.*

## 2 Table des matières

1	Sommaire .....	2
2	Table des matières .....	3
3	Données et méthodologie.....	4
3.1	Aperçu .....	4
3.2	Sociétés participantes.....	5
4	Expérience pour l'année d'assurance 2018-2019 .....	6
4.1	Résultats globaux .....	6
4.2	Distinction en fonction du tabagisme .....	10
4.3	Distinction en fonction de la souscription préférentielle .....	11
4.4	Distinction selon la taille.....	13
4.5	Distinction selon le type de police .....	14
4.6	Distinction selon province/région.....	15
4.7	Distinction selon la cause de décès .....	17
4.8	Distinction selon la cote.....	17
4.9	Âges avancés.....	18
5	Expérience au cours des cinq (ou dix) dernières années .....	20
6	Observations importantes.....	25
7	Pour une étude plus approfondie .....	26
7.1	Tableaux additionnels disponibles.....	26
7.2	Base de données pour une étude indépendante .....	26
8	Remerciements .....	29
	Annexe 1 Détails des données et méthode .....	30
1.1	Historique des changements .....	30
1.1.1	2018-2019 .....	30
1.1.2	2017-2018 .....	30
1.1.3	2013-2014 .....	30
1.2	Polices et montants.....	30
1.3	Année d'assurance et durée .....	31
1.4	Âge le plus proche et dernier anniversaire.....	32
1.5	Exposition et attentes .....	32
1.6	Écart-types.....	33
1.7	Tranches de taille .....	33
	Annexe 2 Données sur l'âge atteint de plus de 100 ans.....	34
	Annexe 3 Demandes de données .....	37

### 3 Données et méthodologie

#### 3.1 Aperçu

La présente étude a porté la mention « risques normaux » pendant 69 ans, mais cette expression est remplacée par « risques individuels » afin de refléter une terminologie plus courante. Le terme « normal » a été supprimé parce que les données recueillies ne comprennent pas seulement les risques normaux (ou standard), mais l'étude continue de montrer l'expérience exclusivement pour les risques standard, sauf indication contraire.

Huit sociétés ont fourni des données pour des polices d'assurance-vie individuelle et des avenants émis au Canada. Les soumissions comprennent les polices conjointes, converties, à risque aggravé, à émission simplifiée ou garantie, mais toutes ces catégories sont exclues de l'étude principale. Les données incluses concernent les polices d'assurance-vie individuelle qui exigeaient une souscription standard et excluent les polices sur-primées. L'expérience pour les âges atteints de plus de 100 ans est exclue (voir la section 4.9).

La section 4.8 du présent rapport renferme une analyse des polices à risque aggravé par rapport aux polices standard (section 4.8). On s'attend à ce que les analyses des polices à émission simplifiée et garantie, des polices converties et des polices conjointes soient prises en compte au cours des années à venir, mais dans le présent rapport, elles en sont toujours exclues.

Au total, 13,2 millions d'entrées ont été soumises pour l'année d'assurance 2018-2019, pour un montant nominal total de 2,28 billions de dollars. Le total incluait 0,19 billion de dollars d'assurance sur les nouvelles émissions de 2018. (Selon l'ACCAP, la valeur de l'ensemble de l'industrie de l'assurance individuelle totalisait 3,06 billions de dollars et, selon la LIMRA, les ventes de 2018 ont atteint 0,25 billion de dollars.) Ainsi, les données soumises représentent environ les trois quarts de la valeur nominale de l'industrie.

Le tableau 1 montre la quantité de données, tant au niveau de l'exposition que des décès, comprises dans la présente étude et dans les quatre précédentes.

**Tableau 1. Totaux pris en compte dans l'étude**

Année d'assurance	Exposition		Décès	
	Polices	Montant (000 \$)	Polices	Montant (000 \$)
2014-2015	8 632 273	1 498 521 212	69 435	3 068 637
2015-2016	9 027 113	1 565 230 017	68 458	3 095 533
2016-2017	8 497 829	1 493 924 827	68 056	2 980 574
2017-2018	9 058 927	1 730 483 682	72 229	3 572 599
2018-2019	9 239 176	1 819 102 019	71 756	3 548 157
Total	44 455 319	8 107 261 757	349 933	16 265 500

Les chiffres des études précédentes sont ajustés par souci de conformité à la méthode utilisée dans la présente étude. L'impact est trop faible pour justifier de le souligner ici. Vous trouverez plus de détails sur la méthode à l'Annexe 1.

Pour mettre en perspective la taille de cet ensemble de données, il convient de noter que selon Statistique Canada, au début de 2019, la population du Canada était estimée à 37,6 millions d'habitants et que le nombre de décès au cours des 12 mois centrés sur cette date était de 281 000. Par conséquent, l'étude pour l'année d'assurance 2018-2019 (également centrée sur le début de 2019) comprend jusqu'au quart de la population du Canada. Il s'agit d'une limite supérieure parce que certaines personnes peuvent avoir plus d'une police prise en compte dans l'étude et le profil des assurés peut être très différent de celui de la population.

### 3.2 Sociétés participantes

Le tableau 2 énumère les sociétés qui ont participé aux études actuelle et antérieure. Les pourcentages indiqués correspondent au pourcentage de l'exposition totale soumis par chaque société, calculé par montant.

<b>Tableau 2. Sociétés participantes</b>		
Société	% de l'exposition, selon le montant	
	2017-2018	2018-2019
Canada Vie	24,6 %	23,4 %
Desjardins	3,6 %	4,8 %
L'Équitable, Compagnie d'Assurance-Vie	5,1 %	5,4 %
Industrielle Alliance	12,3 %	12,3 %
ivari	9,9 %	10,1 %
Manuvie	21,5 %	20,9 %
RBC, Assurance vie	6,2 %	6,2 %
Sun Life	16,9 %	16,8 %
Exposition totale par montant	100,0 %	100,0 %

Au nom de l'Institut canadien des actuaires (ICA), nous remercions ces sociétés de leur empressement à participer, des efforts qu'elles ont déployés et de la diligence dont elles ont fait preuve pour maintenir la qualité de l'étude.

Évidemment, les entreprises n'ont pas toutes la même expérience. Toutefois, cette année, les ratios R/P (réel/prévu) de la table ICA9704 par société étaient plus proches que d'ordinaire. Toutes les sociétés se situaient à moins de 5 % du ratio R/P intersociétés. En comparaison, seulement trois des huit sociétés étaient à moins de 5 % l'an dernier.

## 4 Expérience pour l'année d'assurance 2018-2019

### 4.1 Résultats globaux

Le tableau 3 présente les résultats globaux pour tous les assurés inclus dans l'étude. Il convient de souligner que ce tableau comporte trois sections : l'expérience sélecte selon l'année d'assurance, l'expérience sélecte selon l'âge à l'émission et l'expérience ultime (fondée sur l'expérience sélecte 15 ans<sup>1</sup>) selon l'âge atteint. Les deux premières sections couvrent donc la même expérience, mais regroupent différemment les données. Les écarts-types sont calculés pour la table ICA9704 seulement. S'ils étaient calculés à l'aide de la table ICA8692, ils seraient proportionnellement moins élevés parce que les ratios R/P sont moindres sur la table ICA8692. Les tableaux 4 et 5 présentent les mêmes données que le tableau 3, mais celles-ci sont réparties entre les femmes au tableau 4 et les hommes au tableau 5 (en ordre alphabétique).

Il est évident que l'expérience est sensiblement différente de celle qui sous-tend les tables ICA9704 et ICA8692. Non seulement le niveau global est loin de 100 % de l'une ou l'autre des tables, mais la variation des ratios R/P selon le groupe d'âge est importante, surtout à la période ultime.

Incidemment, la Commission sur les études d'expérience (CEE) a un projet actif visant à construire une nouvelle table de mortalité. Celle-ci sera utilisée dans les études lorsqu'elle sera prête.

---

<sup>1</sup> La période sélecte a été fixée à 15 ans parce que les deux tables de mortalité servant à calculer les décès prévus ont une période sélecte de 15 ans. Pour les juvéniles, les taux de mortalité dans les deux tables varient selon l'âge atteint plutôt que l'âge à l'émission et la durée, à quelques exceptions près.

<b>Tableau 3. Expérience pour toutes les données incluses dans l'étude pour l'année d'assurance 2018-2019</b>										
	ICA9704				ICA8692		Exposition		Décès réels	
	R/P		Écart-type		R/P		Polices	Montant M\$	Polices	Montant 000 \$
	Polices	Montant	Polices	Montant	Polices	Montant				
<i>Sélecte selon l'année d'assurance</i>										
1 <sup>ere</sup>	72,5 %	68,0 %	6,4 %	18,2 %	50,1 %	47,6 %	352,7	148 486	114	39 697
2 <sup>e</sup>	84,1 %	61,9 %	4,9 %	12,9 %	68,4 %	48,4 %	350,3	145 557	223	53 411
3 <sup>e</sup>	67,0 %	48,9 %	4,3 %	11,5 %	54,4 %	37,9 %	382,9	160 605	235	58 391
4 <sup>e</sup>	64,2 %	56,9 %	4,1 %	10,9 %	52,0 %	43,6 %	338,2	136 272	239	68 684
5 <sup>e</sup>	73,5 %	62,6 %	3,9 %	11,7 %	58,7 %	47,4 %	303,0	117 910	303	80 089
6-10 <sup>e</sup>	65,8 %	50,7 %	1,5 %	3,6 %	49,9 %	36,9 %	1460,2	500 288	1 964	403 823
11-15 <sup>e</sup>	70,3 %	60,1 %	1,4 %	4,6 %	50,3 %	42,1 %	969,9	223 911	2 217	344 233
<i>Total partiel</i>	68,8 %	55,7 %	0,9 %	2,6 %	51,4 %	40,6 %	4157,2	1 433 030	5 295	1 048 326
<i>Sélecte selon l'âge à l'émission</i>										
0-9	73,1 %	66,4 %	10,8 %	35,5 %	44,0 %	39,7 %	421,9	48 165	47	4 711
10-19	94,6 %	79,2 %	9,3 %	35,0 %	61,4 %	50,4 %	220,5	36 411	73	9 548
20-29	66,1 %	60,3 %	4,6 %	9,4 %	47,4 %	43,8 %	683,4	204 715	200	51 453
30-39	70,9 %	61,7 %	2,8 %	4,7 %	49,4 %	43,4 %	1187,9	540 750	573	205 627
40-49	68,4 %	60,5 %	2,1 %	4,7 %	48,1 %	41,6 %	922,7	403 669	994	311 322
50-59	59,3 %	48,3 %	1,7 %	5,0 %	46,8 %	36,5 %	516,1	162 787	1 304	249 206
60-69	67,4 %	42,3 %	1,8 %	7,2 %	51,8 %	33,0 %	176,5	32 562	1 288	118 866
70-79	85,7 %	62,1 %	2,9 %	15,4 %	63,3 %	46,9 %	26,2	3 724	629	68 144
80-100	129,7 %	135,8 %	6,5 %	24,0 %	110,7 %	118,5 %	2,1	247	190	29 450
<i>Total partiel</i>	68,8 %	55,7 %	0,9 %	2,6 %	51,4 %	40,6 %	4157,2	1 433 030	5 295	1 048 326
<i>Ultime selon l'âge atteint</i>										
15-19	69,6 %	71,1 %	18,7 %	45,4 %	38,3 %	39,2 %	65,1	4 223	14	915
20-29	102,3 %	87,5 %	6,6 %	17,3 %	75,7 %	64,7 %	307,8	18 198	162	8 081
30-39	100,8 %	81,1 %	4,8 %	16,5 %	64,8 %	52,7 %	428,4	24 132	308	13 426
40-49	103,9 %	117,6 %	2,9 %	6,4 %	65,8 %	75,6 %	646,0	60 338	834	85 892
50-59	82,7 %	74,6 %	1,3 %	3,0 %	55,0 %	47,7 %	1147,0	125 385	3 130	273 544
60-69	66,9 %	58,7 %	0,7 %	1,9 %	51,4 %	43,1 %	1215,5	98 709	8 228	515 205
70-79	75,9 %	61,0 %	0,6 %	2,0 %	54,0 %	42,2 %	788,3	39 370	15 195	563 878
80-89	90,2 %	77,5 %	0,5 %	2,5 %	67,1 %	56,2 %	388,6	13 253	24 120	681 838
90-100	77,1 %	75,0 %	0,6 %	3,1 %	74,2 %	73,1 %	95,3	2 464	14 471	357 051
<i>Total partiel</i>	80,2 %	69,0 %	0,3 %	1,1 %	61,9 %	50,4 %	5082,0	386 072	66 461	2 499 831
<b>Total</b>	79,2 %	64,4 %	0,3 %	1,1 %	61,0 %	47,0 %	9239,2	1 819 102	71 756	3 548 157

<b>Tableau 4. Expérience pour toutes les femmes incluses dans l'étude pour l'année d'assurance 2018-2019</b>										
	ICA9704				ICA8692		Exposition		Décès réels	
	R/P		Écart-type		R/P		Polices	Montant M\$	Polices	Montant 000 \$
	Polices	Montant	Polices	Montant	Polices	Montant				
<i>Sélecte selon l'année d'assurance</i>										
1 <sup>ere</sup>	66,0 %	88,5 %	11,4 %	30,2 %	39,2 %	51,5 %	172,3	63 566	34	12 758
2 <sup>e</sup>	67,5 %	43,7 %	8,1 %	21,9 %	55,6 %	34,4 %	170,8	62 539	69	11 309
3 <sup>e</sup>	67,2 %	47,7 %	6,9 %	18,7 %	56,8 %	38,2 %	187,5	69 547	94	18 212
4 <sup>e</sup>	55,8 %	38,7 %	6,6 %	18,1 %	47,8 %	31,4 %	165,9	58 454	85	14 940
5 <sup>e</sup>	76,1 %	71,7 %	6,3 %	21,1 %	64,7 %	58,1 %	148,0	50 051	129	30 211
6-10 <sup>e</sup>	64,4 %	47,4 %	2,3 %	5,4 %	52,4 %	37,6 %	720,4	210 520	787	121 566
11-15 <sup>e</sup>	74,0 %	64,0 %	2,1 %	6,9 %	56,0 %	48,4 %	496,0	99 295	1 059	138 415
<i>Total partiel</i>	69,1 %	55,0 %	1,4 %	4,0 %	54,4 %	42,7 %	2 060,9	613 973	2 257	347 412
<i>Sélecte selon l'âge à l'émission</i>										
0-9	72,6 %	56,6 %	17,9 %	62,4 %	45,4 %	35,2 %	207,9	24 298	18	1 631
10-19	124,1 %	105,6 %	19,0 %	62,4 %	81,0 %	67,7 %	106,2	17 787	25	3 357
20-29	72,4 %	69,4 %	7,8 %	13,5 %	50,7 %	49,3 %	368,2	106 025	77	19 374
30-39	73,4 %	62,5 %	4,6 %	6,9 %	51,3 %	43,7 %	596,9	240 560	233	68 873
40-49	66,4 %	56,7 %	3,4 %	7,9 %	52,7 %	43,7 %	436,5	155 293	402	94 102
50-59	57,7 %	42,0 %	2,7 %	7,8 %	51,2 %	36,6 %	239,4	55 510	528	64 642
60-69	69,6 %	36,1 %	2,8 %	11,5 %	54,2 %	28,8 %	89,4	12 129	569	33 683
70-79	81,0 %	68,7 %	4,1 %	18,9 %	58,3 %	50,3 %	15,2	2 175	308	39 535
80-100	117,3 %	128,8 %	8,5 %	28,1 %	97,1 %	110,6 %	1,2	196	99	22 216
<i>Total partiel</i>	69,1 %	55,0 %	1,4 %	4,0 %	54,4 %	42,7 %	2 060,9	613 973	2 257	347 412
<i>Ultime selon l'âge atteint</i>										
15-19	75,7 %	48,5 %	37,0 %	74,9 %	43,6 %	27,9 %	32,2	2 148	5	191
20-29	106,5 %	97,8 %	13,2 %	40,8 %	80,6 %	74,0 %	152,3	9 234	48	2 660
30-39	95,2 %	74,9 %	8,9 %	23,6 %	56,7 %	46,4 %	209,8	11 739	95	4 051
40-49	97,1 %	84,2 %	4,6 %	9,5 %	61,1 %	55,0 %	326,5	29 054	326	24 137
50-59	77,2 %	77,0 %	2,1 %	4,3 %	60,9 %	58,9 %	559,8	51 581	1 269	100 288
60-69	65,6 %	59,4 %	1,2 %	3,0 %	59,8 %	50,9 %	557,4	35 411	3 116	149 197
70-79	84,7 %	71,4 %	1,1 %	3,6 %	61,9 %	50,3 %	342,4	12 695	5 437	150 122
80-89	99,1 %	83,7 %	0,9 %	4,9 %	72,0 %	59,2 %	171,7	4 812	9 120	205 478
90-100	83,3 %	80,7 %	0,9 %	3,9 %	74,8 %	73,5 %	49,2	1 141	6 834	150 356
<i>Total partiel</i>	85,5 %	74,1 %	0,5 %	1,8 %	67,9 %	57,4 %	2 401,1	157 812	26 248	786 480
<b>Total</b>	<b>83,9 %</b>	<b>67,0 %</b>	<b>0,5 %</b>	<b>1,9 %</b>	<b>66,6 %</b>	<b>51,9 %</b>	<b>4 462,0</b>	<b>771 785</b>	<b>28 505</b>	<b>1 133 892</b>

<b>Tableau 5. Expérience pour tous les hommes inclus dans l'étude pour l'année d'assurance 2018-2019</b>										
	ICA9704				ICA8692		Exposition		Décès réels	
	R/P		Écart-type		R/P					
	Polices	Montant	Polices	Montant	Polices	Montant	Polices	Montant M\$	Polices	Montant 000 \$
<i>Sélecte selon l'année d'assurance</i>										
1 <sup>ere</sup>	75,6 %	61,3 %	7,7 %	22,0 %	56,7 %	45,9 %	180,5	84 921	80	26 938
2 <sup>e</sup>	94,6 %	69,6 %	6,2 %	15,9 %	76,3 %	54,4 %	179,4	83 018	154	42 102
3 <sup>e</sup>	66,9 %	49,5 %	5,4 %	14,4 %	53,0 %	37,8 %	195,4	91 058	141	40 179
4 <sup>e</sup>	70,1 %	65,4 %	5,3 %	13,5 %	54,6 %	48,9 %	172,2	77 818	154	53 744
5 <sup>e</sup>	71,7 %	58,2 %	5,0 %	14,1 %	54,9 %	42,6 %	155,0	67 858	174	49 877
6-10 <sup>e</sup>	66,8 %	52,3 %	1,9 %	4,6 %	48,4 %	36,7 %	739,8	289 768	1 177	282 256
11-15 <sup>e</sup>	67,2 %	57,8 %	1,9 %	6,0 %	46,0 %	38,7 %	473,9	124 616	1 158	205 817
<i>Total partiel</i>	68,6 %	56,1 %	1,2 %	3,3 %	49,3 %	39,6 %	2 096,3	819 057	3 038	700 914
<i>Sélecte selon l'âge à l'émission</i>										
0-9	73,4 %	73,1 %	13,4 %	41,8 %	43,2 %	42,5 %	214,0	23 868	29	3 079
10-19	84,2 %	69,7 %	10,6 %	42,0 %	54,5 %	44,2 %	114,2	18 624	48	6 191
20-29	62,7 %	55,8 %	5,6 %	12,3 %	45,5 %	41,0 %	315,3	98 690	123	32 080
30-39	69,3 %	61,4 %	3,5 %	6,1 %	48,2 %	43,3 %	590,9	300 190	341	136 754
40-49	69,8 %	62,3 %	2,7 %	5,8 %	45,4 %	40,7 %	486,2	248 376	592	217 220
50-59	60,4 %	50,9 %	2,2 %	6,4 %	44,2 %	36,4 %	276,7	107 277	776	184 564
60-69	65,7 %	45,3 %	2,4 %	9,2 %	50,1 %	35,1 %	87,1	20 433	719	85 183
70-79	90,8 %	54,8 %	4,2 %	24,7 %	69,0 %	42,9 %	11,0	1 549	321	28 609
80-100	146,4 %	163,2 %	10,0 %	42,6 %	130,4 %	151,7 %	0,9	51	91	7 234
<i>Total partiel</i>	68,6 %	56,1 %	1,2 %	3,3 %	49,3 %	39,6 %	2 096,3	819 057	3 038	700 914
<i>Ultime selon l'âge atteint</i>										
15-19	67,0 %	81,1 %	21,5 %	56,4 %	36,2 %	43,9 %	32,9	2 075	10	724
20-29	100,7 %	83,2 %	7,6 %	17,5 %	73,8 %	60,9 %	155,6	8 964	114	5 421
30-39	103,5 %	84,0 %	5,6 %	21,7 %	69,1 %	56,0 %	218,7	12 393	213	9 374
40-49	108,8 %	139,1 %	3,7 %	8,6 %	69,3 %	88,5 %	319,5	31 284	508	61 755
50-59	87,0 %	73,3 %	1,7 %	4,0 %	51,6 %	42,9 %	587,2	73 803	1 861	173 256
60-69	67,8 %	58,5 %	0,9 %	2,4 %	47,3 %	40,6 %	658,1	63 299	5 112	366 008
70-79	71,8 %	57,9 %	0,7 %	2,4 %	50,4 %	39,9 %	445,9	26 676	9 759	413 756
80-89	85,5 %	75,1 %	0,6 %	2,9 %	64,4 %	55,0 %	216,9	8 442	15 001	476 361
90-100	72,3 %	71,4 %	0,7 %	4,4 %	73,7 %	72,9 %	46,1	1 324	7 637	206 695
<i>Total partiel</i>	77,1 %	66,8 %	0,3 %	1,3 %	58,6 %	47,7 %	2 680,9	228 260	40 213	1 713 351
<b>Total</b>	76,4 %	63,3 %	0,3 %	1,4 %	57,8 %	45,1 %	4 777,2	1 047 317	43 251	2 414 265

Quelques chiffres des tableaux ci-dessus sont influencés par des sinistres de décès très importants. Les valeurs sélectes pour les femmes âgées de 80 à 100 ans comprennent un sinistre de 10 millions de dollars, soit près de la moitié du total des sinistres de décès pour ce groupe d'âge. Les valeurs sélectes pour les hommes de 80 à 100 ans comprennent un sinistre de 4,5 millions de dollars, soit plus de la moitié du total pour ce groupe d'âge. Les valeurs ultimes pour les hommes âgés de 40 à 49 ans comprennent quatre polices pour un même assuré pour des sinistres de près de 20 millions de dollars, soit près du tiers du total pour ce groupe d'âge.

Les tableaux qui suivent montrent les ratios R/P pour la table ICA9704 seulement et non pour la table ICA8692. Toutefois, toutes les tables du fichier Excel associées à cette étude calculent les valeurs R/P sur les deux tables de mortalité.

## **4.2 Distinction en fonction du tabagisme**

Le tableau 6 montre l'expérience pour chaque sexe et statut fumeur. Il convient de souligner que le ratio R/P chez les femmes fumeuses est beaucoup plus élevé que chez les autres femmes. Il y a peu à dire au sujet du statut « tabagisme, inconnu » au cours de la période sélecte parce que la variabilité est trop élevée; il convient de noter les écarts-types importants, en particulier selon le montant. Pour les âges atteints inférieurs à 16 ans, toute l'expérience est incluse sous *Tabagisme, inconnu*. Pour tous les âges à l'émission, le tabagisme est indiqué tel que soumis lorsque l'âge atteint dépasse 15 ans.

**Tableau 6. Résumé de l'expérience, selon le sexe et le statut fumeur, année d'assurance 2018-2019.  
Mortalité prévue - Table ICA9704.**

Catégorie de risque	R/P		Écart-type		Exposition		Décès réels	
	Polices	Montant	Polices	Montant	Polices	Montant M\$	Polices	Montant 000 \$
Expérience sélecte								
Femme, non fumeuse	65,9 %	54,0 %	1,5 %	4,2 %	1656,5	553 068	1 723	301 576
Femme, fumeuse	76,0 %	62,7 %	3,9 %	14,4 %	170,9	32 398	428	44 148
Femme, inconnu	117,1 %	47,7 %	9,2 %	59,6 %	233,5	28 507	106	1 688
Homme, non fumeur	64,9 %	57,1 %	1,4 %	3,6 %	1612,2	724 088	2 156	613 956
Homme, fumeur	67,1 %	49,2 %	2,5 %	7,7 %	242,1	66 753	627	83 420
Homme, inconnu	150,3 %	62,7 %	6,4 %	40,7 %	242,0	28 216	255	3 538
Tous	68,8 %	55,7 %	0,9 %	2,6 %	4 157,2	1 433 030	5 295	1 048 326
Expérience ultime								
Femme, non fumeuse	79,5 %	68,2 %	0,7 %	2,3 %	1 243,5	118 481	9 576	521 062
Femme, fumeuse	103,7 %	99,5 %	1,5 %	3,6 %	437,6	21 857	4 068	143 588
Femme, inconnu	85,5 %	79,8 %	0,7 %	1,9 %	720,0	17 474	12 604	121 829
Homme, non fumeur	75,5 %	65,0 %	0,6 %	1,9 %	1255,5	172 742	11 856	1 093 083
Homme, fumeur	77,3 %	67,3 %	1,0 %	2,6 %	445,8	27 478	4 766	212 955
Homme, inconnu	77,8 %	72,1 %	0,5 %	1,3 %	979,7	28 039	23 591	407 313
Tous	80,2 %	69,0 %	0,3 %	1,1 %	5 082,0	386 072	66 461	2 499 831
Toute l'expérience								
Femme, non fumeuse	77,1 %	62,2 %	0,6 %	2,2 %	2 900,0	671 549	11 299	822 638
Femme, fumeuse	100,2 %	87,4 %	1,4 %	5,3 %	608,5	54 255	4 496	187 737
Femme, inconnu	85,7 %	79,1 %	0,7 %	2,3 %	953,5	45 982	12 710	123 517
Homme, non fumeur	73,7 %	61,9 %	0,6 %	1,8 %	2 867,7	896 830	14 012	1 707 039
Homme, fumeur	76,0 %	61,0 %	0,9 %	3,2 %	687,9	94 231	5 393	296 375
Homme, inconnu	78,2 %	72,1 %	0,5 %	1,4 %	1 221,6	56 255	23 846	410 851
Tous	79,2 %	64,4 %	0,3 %	1,1 %	9 239,2	1 819 102	71 756	3 548 157

### 4.3 Distinction en fonction de la souscription préférentielle

Le tableau 7 montre l'expérience des différentes catégories de souscription, séparément pour les hommes et les femmes. Les trois catégories présentées sont « non préférentielle » (les taux préférentiels n'étaient pas disponibles pour ce plan), « résiduelle » (les taux préférentiels étaient disponibles, mais l'assuré n'était pas admissible) et « préférentielle » (l'assuré était admissible aux taux préférentiels).

Bien que la catégorie « non préférentielle » continue de dominer au cours de la période ultime, il convient de souligner que cette catégorie, mesurée par le montant, est devenue la plus petite pour la période sélecte. Les ratios R/P par montant ne correspondent pas à ce à quoi on s'attendrait. Les ratios R/P non préférentiels sont les plus faibles des trois catégories sélectes pour les femmes et ils sont les plus élevés pour les hommes. La différence entre les catégories « résiduelle » et « préférentielle » n'est pas statistiquement significative pour les hommes ou

les femmes, pour les valeurs sélectes ou ultimes. Toutefois, lors de l'examen des résultats sur cinq ans dans le fichier supplémentaire mentionné à la section 7.1, on constate que la valeur préférentielle pour la mortalité est inférieure à la valeur non préférentielle d'après le nombre et le montant, particulièrement pour les montants de 100 000 \$ à 2 M\$.

<b>Tableau 7. Résumé de l'expérience, selon le sexe et la catégorie préférentielle, année d'assurance 2018-2019. Mortalité prévue - Table ICA9704.</b>								
Catégorie de risque	R/P		Écart-type		Exposition		Décès réels	
	Polices	Montant	Polices	Montant	Polices	Montant M\$	Polices	Montant (000 \$)
<b>Expérience sélecte</b>								
Femme Non préf.	75,8 %	47,9 %	2,1 %	8,9 %	778,3	144 312	1 143	96 718
Femme Résiduelle	68,2 %	60,3 %	2,4 %	5,0 %	689,5	185 225	769	110 223
Femme Préf.	54,5 %	56,8 %	3,2 %	6,3 %	593,1	284 435	345	140 472
Homme Non préf.	78,2 %	58,7 %	1,8 %	8,4 %	734,9	164 627	1 450	184 644
Homme Résiduelle	63,3 %	55,5 %	2,0 %	4,8 %	721,4	277 522	961	232 033
Homme Préf.	59,5 %	55,0 %	2,4 %	4,6 %	640,0	376 908	627	284 238
Tous	68,8 %	55,7 %	0,9 %	2,6 %	4 157,2	1 433 030	5 295	1 048 326
<b>Expérience ultime</b>								
Femme Non préf.	85,6 %	74,0 %	0,5 %	1,8 %	2 247,3	133 645	25 717	724 008
Femme Résiduelle	84,0 %	74,7 %	3,9 %	7,3 %	85,4	8 281	367	21 461
Femme Préf.	68,1 %	76,6 %	5,2 %	10,6 %	68,5	15 885	164	41 010
Homme Non préf.	77,2 %	67,1 %	0,4 %	1,3 %	2 526,2	193 122	39 592	1 606 404
Homme Résiduelle	75,8 %	74,3 %	3,4 %	7,5 %	81,6	11 875	397	44 927
Homme Préf.	62,8 %	57,9 %	4,1 %	9,7 %	73,1	23 262	224	62 020
Tous	80,2 %	69,0 %	0,3 %	1,1 %	5 082,0	386 072	66 461	2 499 831
<b>Toute l'expérience</b>								
Femme Non préf.	85,2 %	69,5 %	0,5 %	2,1 %	3 025,6	277 958	26 860	820 726
Femme Résiduelle	72,6 %	62,2 %	2,1 %	4,5 %	774,9	193 507	1 136	131 684
Femme Préf.	58,2 %	60,3 %	2,7 %	5,5 %	661,6	300 321	509	181 482
Homme Non préf.	77,2 %	66,1 %	0,3 %	1,5 %	3 261,1	357 749	41 042	1 791 048
Homme Résiduelle	66,5 %	57,9 %	1,7 %	4,3 %	803,0	289 397	1 358	276 960
Homme Préf.	60,4 %	55,5 %	2,1 %	4,1 %	713,1	400 170	851	346 257
Tous	79,2 %	64,4 %	0,3 %	1,1 %	9 239,2	1 819 102	71 756	3 548 157

La différence entre les valeur « Résiduelle » et « Préférentielle » est stupéfiante. On s'attendrait à ce que les ratios R/P pour la catégorie « Préférentielle » soient beaucoup plus faibles que ceux de la catégorie « Résiduelle » au cours des premières années d'assurance et convergent progressivement aux durées plus avancées. En fait, il y a très peu de différence, selon le montant, pour la période sélecte et, du moins pour les hommes, la différence est plus grande dans la période ultime.

On peut se demander si les différences sont dissimulées par des distributions différentes entre la catégorie préférentielle et la catégorie résiduelle en ce qui concerne le montant d'assurance et l'âge, mais après ajustement pour tenir compte des différences de distribution, on observe la même tendance. Si l'on examine les cinq dernières années d'expérience, on constate que les ratios R/P préférentiels sont constamment plus élevés que les ratios R/P résiduels au cours des premières années d'assurance, passant progressivement à des valeurs R/P moins élevées aux durées plus avancées. Les ratios R/P ultimes pour la catégorie préférentielle correspondent à environ 75 % de ceux de la catégorie résiduelle. Étant donné que moins de 10 % de l'exposition pour la catégorie résiduelle et la catégorie préférentielle se situe dans la période ultime, il ne faut pas s'empresse de tirer des conclusions.

Cet aspect de l'étude de mortalité mérite une attention particulière à l'avenir.

#### **4.4 Distinction selon le montant**

Le tableau 8 montre l'expérience pour huit tranches de montant de police, séparément pour les femmes et les hommes. Il convient de souligner que chaque tranche est fermée-ouverte, c'est-à-dire qu'elle commence par le montant spécifié et se termine à un niveau inférieur au deuxième montant spécifié. Les constatations de ce tableau sont particulièrement importantes. On note une très forte tendance à la baisse des ratios R/P à mesure qu'augmente le montant.

<b>Tableau 8. Résumé de l'expérience, selon le sexe et le montant, année d'assurance 2018-2019. Mortalité attendue - Table ICA9704.</b>								
Tranche de montant	R/P		Écart-type		Exposition		Décès réels	
	Polices	Montant	Polices	Montant	Polices	Montant M\$	Polices	Montant 000 \$
<b>Femmes</b>								
0 à 10 k	87,0 %	93,5 %	0,8 %	1,0 %	342,7	1 284	9 988	36 767
10 à 50 k	90,4 %	86,6 %	0,7 %	0,8 %	1 200,3	28 008	12 835	237 227
50 à 100 k	71,6 %	72,4 %	1,4 %	1,4 %	764,5	44 633	2 546	147 871
100 à 250 k	68,3 %	67,9 %	1,4 %	1,4 %	1 139,8	155 250	2 313	293 291
250 à 500 k	62,3 %	61,8 %	2,8 %	2,7 %	561,8	174 172	523	155 667
500 k à 1 M	61,8 %	61,4 %	4,2 %	4,2 %	339,3	195 847	223	127 087
1 à 2 M	50,6 %	49,5 %	7,3 %	7,3 %	94,7	105 669	60	66 547
2 M et plus	43,0 %	46,2 %	12,6 %	18,0 %	18,8	66 922	17	69 435
Tous	83,9 %	67,0 %	0,5 %	1,9 %	4 462,0	771 785	28 505	1 133 892
<b>Hommes</b>								
0 à 10 k	77,0 %	82,0 %	0,6 %	0,7 %	381,3	1 618	13 477	57 988
10 à 50 k	82,6 %	80,3 %	0,5 %	0,6 %	1 201,8	28 048	18 532	374 713
50 à 100 k	71,1 %	70,9 %	1,0 %	1,0 %	755,6	44 976	4 864	289 671
100 à 250 k	67,7 %	67,5 %	1,0 %	1,0 %	1 181,4	159 907	4 452	569 694
250 à 500 k	63,1 %	63,4 %	1,9 %	1,9 %	599,6	185 725	1 113	337 819
500 k à 1 M	57,0 %	56,8 %	2,6 %	2,6 %	424,6	245 853	526	300 744
1 à 2 M	52,2 %	52,8 %	3,9 %	3,9 %	180,3	201 448	213	241 976
2 M et plus	53,9 %	48,1 %	6,6 %	9,1 %	52,7	179 742	75	241 660
Tous	76,4 %	63,3 %	0,3 %	1,4 %	4 777,2	1 047 317	43 251	2 414 265

#### **4.5 Distinction selon le type de police**

Le tableau 9 montre l'expérience pour divers types de polices (aussi appelés plans d'assurance ou produits), séparément selon le sexe. Le terme « premier » désigne le premier terme d'un produit à terme renouvelable et le terme « renouvellement » désigne tous les termes subséquents. On s'attend à ce que les ratios R/P soient beaucoup moins élevés pour le « premier » terme parce que la police vient d'être souscrite et parce qu'on accepte rarement les taux pour les termes subséquents à moins qu'on ne puisse être admissible à une nouvelle police au moment du renouvellement.

**Tableau 9. Résumé de l'expérience, selon le sexe et le type de police, année d'assurance 2018-2019.  
Mortalité attendue - Table ICA9704.**

Type de police	R/P		Écart-type		Exposition		Décès réels	
	Polices	Montant	Polices	Montant	Polices	Montant M\$	Polices	Montant 000 \$
<b>Femmes</b>								
Vie entière	86,7 %	69,0 %	0,6 %	3,1 %	1978,3	146 419	20 176	370 648
T10 (premier)	51,2 %	47,0 %	3,9 %	5,9 %	308,9	143 643	232	66 800
T10 (renouvellement)	101,0 %	112,6 %	5,0 %	6,5 %	87,8	20 456	277	54 713
T20 (premier)	59,2 %	54,0 %	3,2 %	4,2 %	527,7	242 470	384	105 142
T20 (renouvellement)	106,5 %	139,0 %	20,1 %	23,0 %	4,7	696	18	3 047
VU-TRA	80,0 %	64,3 %	2,7 %	8,3 %	310,0	49 465	695	61 440
VU-CAN	71,2 %	65,4 %	1,6 %	6,1 %	458,9	61 614	1 840	217 485
VU-PL	69,9 %	67,9 %	6,0 %	21,1 %	168,0	21 312	127	13 813
T100	84,4 %	72,8 %	1,5 %	4,7 %	203,5	18 310	2 411	139 537
Autre temporaire (1 <sup>er</sup> /inconnu)	87,5 %	102,8 %	17,6 %	35,6 %	9,0	2 005	19	2 923
Autre renouvellement	85,8 %	99,8 %	5,6 %	7,5 %	71,5	13 301	192	21 926
Autres	83,1 %	74,0 %	1,6 %	3,9 %	333,8	52 094	2 134	76 418
Tous	83,9 %	67,0 %	0,5 %	1,9 %	4 462,0	771 785	28 505	1 133 892
<b>Hommes</b>								
Vie entière	78,1 %	69,2 %	0,4 %	2,1 %	2 180,3	180 599	32 195	942 597
T10 (premier)	56,9 %	51,1 %	2,5 %	4,9 %	409,6	253 123	539	216 186
T10 (renouvellement)	102,5 %	111,1 %	3,4 %	5,2 %	98,1	28 029	527	125 913
T20 (premier)	60,5 %	60,9 %	2,4 %	3,8 %	565,3	310 386	645	252 635
T20 (renouvellement)	109,6 %	107,1 %	15,0 %	19,7 %	4,8	873	30	4 775
VU-TRA	76,2 %	63,7 %	2,1 %	7,6 %	311,0	58 429	1 043	131 679
VU-CAN	64,2 %	44,0 %	1,4 %	4,4 %	449,7	89 119	2 019	254 088
VU-PL	60,5 %	68,3 %	5,5 %	15,7 %	139,0	18 983	124	18 166
T100	74,7 %	67,0 %	1,3 %	4,0 %	185,2	25 307	2 733	282 413
Autre temporaire (1 <sup>er</sup> /inconnu)	50,0 %	46,4 %	13,4 %	31,0 %	10,0	2 759	17	2 811
Autre renouvellement	87,6 %	89,8 %	3,9 %	6,3 %	79,2	16 213	352	47 822
Autres	75,4 %	66,1 %	1,2 %	3,9 %	345,0	63 498	3 027	135 179
Tous	76,4 %	63,3 %	0,3 %	1,4 %	4 777,2	1 047 317	43 251	2 414 265

#### 4.6 Distinction selon la province/région

On a demandé aux sociétés participantes de fournir des renseignements sur la province pour la première fois l'an dernier. À l'époque, la définition était la province à la date d'émission, mais peu d'entreprises étaient en mesure de fournir ce renseignement de façon fiable. Cette année, la définition a été modifiée et « province » a été remplacée par « province de résidence », et

davantage d'entreprises ont pu fournir l'information. On s'attend à ce que l'information soit presque complète l'an prochain.

Le tableau 10 montre l'expérience selon la province (ou la région) de résidence. Cette donnée présente un intérêt, principalement aux fins de comparaison avec l'ensemble du Canada. Seulement la moitié des entreprises ont été en mesure de fournir les codes de province; le tableau 10 inclut leurs données seulement. La catégorie *Autres* comprend les territoires et les polices qui ont été émises comme des polices canadiennes, mais pour lesquelles le lieu de résidence est à l'extérieur du Canada.<sup>2</sup> Les quatre provinces de l'Atlantique sont combinées en une seule région.

Ce tableau doit être interprété avec prudence. La répartition selon le montant de police et le plan pourrait être très différente d'une province à l'autre; les différences dans le ratio R/P pourraient refléter cette répartition plus qu'une différence réelle de la mortalité.

<b>Tableau 10. Résumé de l'expérience selon le sexe et la province, année d'assurance 2018-2019. Exclut les entreprises qui ne pouvaient distinguer les provinces. Mortalité attendue -</b>								
<b>Table ICA9704.</b>								
Province/région	R/P		Écart-type		Exposition		Décès réels	
	Polices	Montant	Polices	Montant	Polices (000)	Montant M\$	Polices	Montant (000 \$)
<b>Femmes</b>								
Atlantique	96,2 %	75,3 %	2,9 %	11,0 %	98,6	12 582	773	22 348
Québec	88,4 %	69,8 %	1,0 %	3,7 %	884,4	79 854	6 363	142 479
Ontario	84,2 %	68,6 %	1,2 %	3,9 %	649,1	124 111	3 796	162 847
Manitoba	81,9 %	63,6 %	5,6 %	11,8 %	44,8	9 776	176	9 985
Saskatchewan	84,2 %	76,7 %	6,2 %	17,8 %	36,8	8 995	152	12 195
Alberta	77,6 %	58,9 %	3,2 %	10,7 %	192,5	53 861	506	38 452
Colombie-Britannique	76,6 %	63,5 %	2,7 %	8,4 %	207,6	54 356	697	55 805
<i>Provinces</i>	<i>86,2 %</i>	<i>67,7 %</i>	<i>0,7 %</i>	<i>2,5 %</i>	<i>2 113,7</i>	<i>343 534</i>	<i>12 463</i>	<i>444 111</i>
Autres	76,8 %	69,6 %	4,9 %	28,0 %	117,9	18 438	225	13 994
<i>Total</i>	<i>86,0 %</i>	<i>67,8 %</i>	<i>0,7 %</i>	<i>2,6 %</i>	<i>2 231,6</i>	<i>361 972</i>	<i>12 688</i>	<i>458 105</i>
<b>Hommes</b>								
Atlantique	83,5 %	66,2 %	2,2 %	6,2 %	109,4	16 862	1 168	43 612
Québec	79,7 %	64,7 %	0,9 %	3,4 %	841,5	100 756	7 100	257 974
Ontario	77,9 %	66,5 %	1,0 %	3,3 %	637,4	147 305	5 423	310 802
Manitoba	77,6 %	63,0 %	3,9 %	10,7 %	51,2	12 984	330	22 024
Saskatchewan	84,3 %	72,3 %	4,0 %	12,2 %	42,9	11 929	344	21 975
Alberta	71,8 %	60,1 %	2,2 %	7,7 %	202,1	67 953	935	86 816
Colombie-Britannique	69,6 %	61,4 %	1,9 %	5,7 %	215,9	64 465	1 268	111 415
<i>Provinces</i>	<i>78,1 %</i>	<i>64,6 %</i>	<i>0,6 %</i>	<i>2,0 %</i>	<i>2 100,4</i>	<i>422 255</i>	<i>16 568</i>	<i>854 617</i>
Autres	61,0 %	48,7 %	3,3 %	21,7 %	133,7	27 729	374	25 657
<i>Total</i>	<i>77,6 %</i>	<i>64,0 %</i>	<i>0,5 %</i>	<i>2,1 %</i>	<i>2 234,1</i>	<i>449 984</i>	<i>16 942</i>	<i>880 275</i>

<sup>2</sup> Il n'y a eu que 20 décès pour les territoires; il n'est donc pas raisonnable de les distinguer dans le tableau.

#### 4.7 Distinction selon la cause de décès

La cause du décès est revenue dans notre étude de mortalité. (Elle a été exclue des spécifications de données pour 2014-2018.) La cause du décès est particulièrement importante pour la COVID-19. Aucun décès n'est imputable à cette cause dans la présente étude, mais la question sera d'intérêt dans les études futures.

Le tableau 11 montre les causes de décès fournies dans la présente étude. Le nombre et le montant des sinistres de décès (en milliers) sont indiqués dans les deuxième et troisième colonnes. Les quatrième et cinquième colonnes montrent la répartition du nombre de décès et du montant des sinistres de décès par rapport à ceux pour lesquels la cause du décès est identifiée (ni *Aucun code* ni *Autre/inconnue*) dans l'étude. « *Aucun code* » signifie qu'aucune cause de décès n'a été indiquée pour ce décès; trois des huit sociétés n'ont pas fourni de codes de cause de décès et les autres sociétés n'ont pas indiqué la cause de décès sur certains cas. La plupart des cas dans *Autre/inconnue* sont des décès pour lesquels les sociétés ont indiqué qu'elles ne connaissaient pas la cause; d'autres sociétés ont fourni une cause de décès qui ne faisait pas partie des 14 codes utilisés par l'ICA.

Cause du décès	Nombre de décès	Sinistres de décès (000 \$)	Ratio au nombre identifié	Ratio au montant identifié
Tumeurs malignes	12 360	752 043	48,1 %	51,3 %
Maladies cardiaques	5 486	277 115	21,4 %	18,9 %
Accidents	970	87 311	3,8 %	6,0 %
Maladies cérébrovasculaires	1 640	77 889	6,4 %	5,3 %
Grippe et pneumonie	1 896	68 434	7,4 %	4,7 %
Lésions auto-infligées (suicide)	473	67 727	1,8 %	4,6 %
Alzheimer	1 152	56 099	4,5 %	3,8 %
Maladies chroniques des voies respiratoires inférieures	964	36 485	3,8 %	2,5 %
Maladies du foie et cirrhose	260	18 395	1,0 %	1,3 %
Néphrite, etc.	279	14 591	1,1 %	1,0 %
Agression	34	6 191	0,1 %	0,4 %
Diabète sucré	159	3 804	0,6 %	0,3 %
Autre/Inconnue	18 359	732 983	71,5 %	50,0 %
Aucun code	27 724	1 349 090	108,0 %	92,0 %
Total	71 756	3 548 157	279,5 %	242,0 %

#### 4.8 Distinction selon le type de risque (standard ou aggravé)

Pour la première fois cette année, l'étude tiendra compte des polices à risque aggravé pour lesquelles la surprime de mortalité était un multiple des taux standard, mais non celles comportant des surprimes fixes. Auparavant, les sociétés étaient priées de ne pas soumettre de

dossiers pour des polices à risque aggravé<sup>3</sup>. Toutes les sociétés sauf une ont été en mesure de soumettre des polices à risque aggravé. Ces polices sont exclues de toutes les données de notre étude, sauf dans la présente section. Le tableau 12 compare l'expérience des polices standard à celle des polices à risque aggravé. Dans les deux cas, l'expérience est relative à la table ICA9704, sans ajustement pour les surprimes. Les données soumises indiquent si une police est à risque aggravé, mais la surprime attribuée lors du processus de souscription n'est pas fournie.

Il est évident (et attendu) qu'il y a beaucoup moins de polices à risque aggravé que de polices standard et, par conséquent, les écarts-types sont beaucoup plus élevés pour les polices à risque aggravé. Les résumés ne font pas de distinction par rapport au statut fumeur parce que les écarts-types pour les polices à risque aggravé sont si importants, particulièrement pour les catégories fumeur et inconnu, qu'aucune conclusion ne peut être tirée.

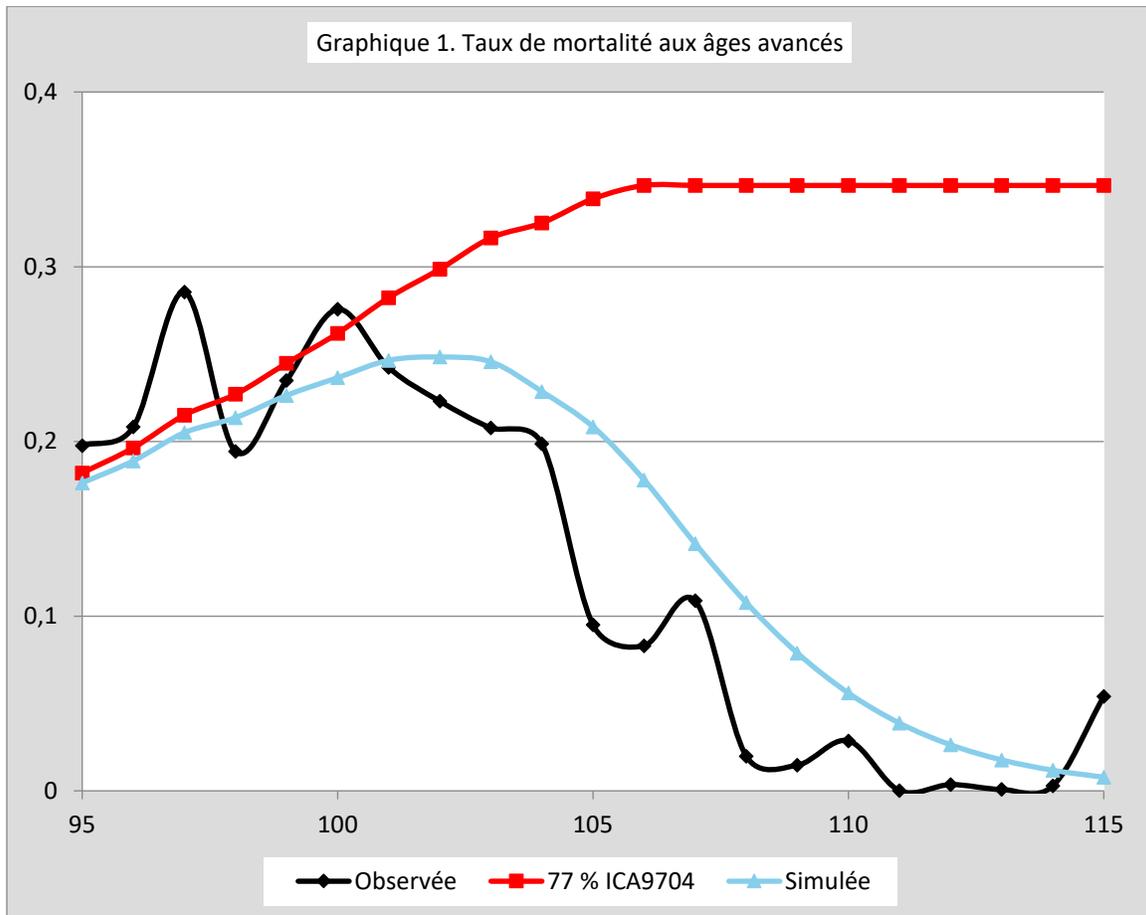
<b>Tableau 12. Résumé de l'expérience par type de risque, année d'assurance 2018-2019. Mortalité prévue selon la table ICA9704.</b>								
	R/P		Écart-type		Exposition		Décès réels	
	Polices	Montant	Polices	Montant	Polices (000)	Montant M\$	Polices	Montant (000 \$)
Tous								
Standard	79,2 %	64,4 %	0,3 %	1,1 %	9 239,2	1 819 102	71 756	3 548 157
Risque aggravé	122,1 %	98,6 %	1,8 %	10,2 %	318,5	97 787	3 565	253 649
Femme - sélecte								
Standard	69,1 %	55,0 %	1,4 %	4,0 %	2 060,9	613 973	2 257	347 412
Risque aggravé	98,9 %	111,3 %	6,0 %	22,5 %	111,2	32 732	309	59 839
Homme - sélecte								
Standard	68,6 %	56,1 %	1,2 %	3,3 %	2 096,3	819 057	3 038	700 914
Risque aggravé	104,2 %	91,0 %	4,7 %	15,2 %	132,2	59 681	428	115 181
Femme - ultime								
Standard	85,5 %	74,1 %	0,5 %	1,8 %	2401,1	157 812	26 248	786 480
Risque aggravé	134,8 %	117,3 %	3,0 %	11,1 %	41,6	2 109	1 653	31 802
Homme - ultime								
Standard	77,1 %	66,8 %	0,3 %	1,3 %	2 680,9	228 260	40 213	1 713 351
Risque aggravé	121,3 %	93,9 %	3,0 %	25,7 %	33,5	3 264	1 175	46 828

#### 4.9 Âges avancés

Comme nous l'avons mentionné précédemment, la présente étude exclut les âges atteints de plus de 100 ans. Nous en fournissons une explication dans la présente section. De plus amples détails sur les données aux âges atteints de plus de 100 ans figurent à l'Annexe 2, mais il est fortement recommandé que les **données portant sur les plus de 100 ans ne soient pas utilisées pour quelque hypothèse actuarielle que ce soit** parce qu'elles ne peuvent être réputées fiables.

<sup>3</sup> Certaines polices dont l'âge a été ajusté selon le risque peuvent être incluses dans les polices standard parce qu'elles ne peuvent être identifiées comme des polices à risque aggravé.

Le graphique 1 présente les taux de mortalité ultimes observés pour les années d'assurance 2014 à 2019 par rapport aux taux prévus correspondants de 77 %<sup>4</sup> des valeurs de la table ICA9704. Une troisième ligne, intitulée « Simulé », est décrite ci-dessous.



Pour comprendre la raison pour laquelle l'écart entre les valeurs observées et prévues peut être si important, prenons un exemple hypothétique dans lequel la mortalité réelle représente 77 % de la table. (La ligne Simulé du graphique 1 est obtenue à partir de cet exemple.) Examinons les assurés de 85 ans. On présume que 99 % d'entre eux font preuve de prudence à l'égard de leurs polices d'assurance-vie; ils sont en contact avec leur conseiller en assurance, leurs polices sont conservées dans un endroit sûr où elles seront facilement accessibles, ou leurs bénéficiaires disposent de renseignements complets sur les polices et, par conséquent, leurs décès seront déclarés en temps opportun. Mais 1 % sont négligents; la police d'assurance est perdue et oubliée et le bénéficiaire ignore qu'une demande de règlement pourrait être faite au décès. Les négligents mourront (selon les estimations du tableau), mais la société d'assurance ne le saura jamais. L'impact sur le taux de mortalité apparent est initialement faible, mais il devient énorme. À 95 ans, la « négligence » représente environ 3 % des polices considérées comme encore en vigueur; à 100 ans, 10 %; à 105 ans, 39 %; et à 115 ans, 98 %.

<sup>4</sup> Le ratio R/P pour les 90 à 95 ans dans la période ultime est de 77 % des valeurs de la table ICA9704.

Notez à quel point la ligne Simulé est proche de la ligne Observé. Cela ne prouve pas que les sociétés d'assurance ont perdu contact avec de nombreuses personnes âgées assurées qui sont déjà décédées, mais démontre que l'hypothèse est raisonnable.<sup>5</sup> L'expérience au-delà de 100 ans ne peut être considérée comme suffisamment fiable aux fins actuarielles.

## 5 Expérience au cours des cinq (ou dix) dernières années

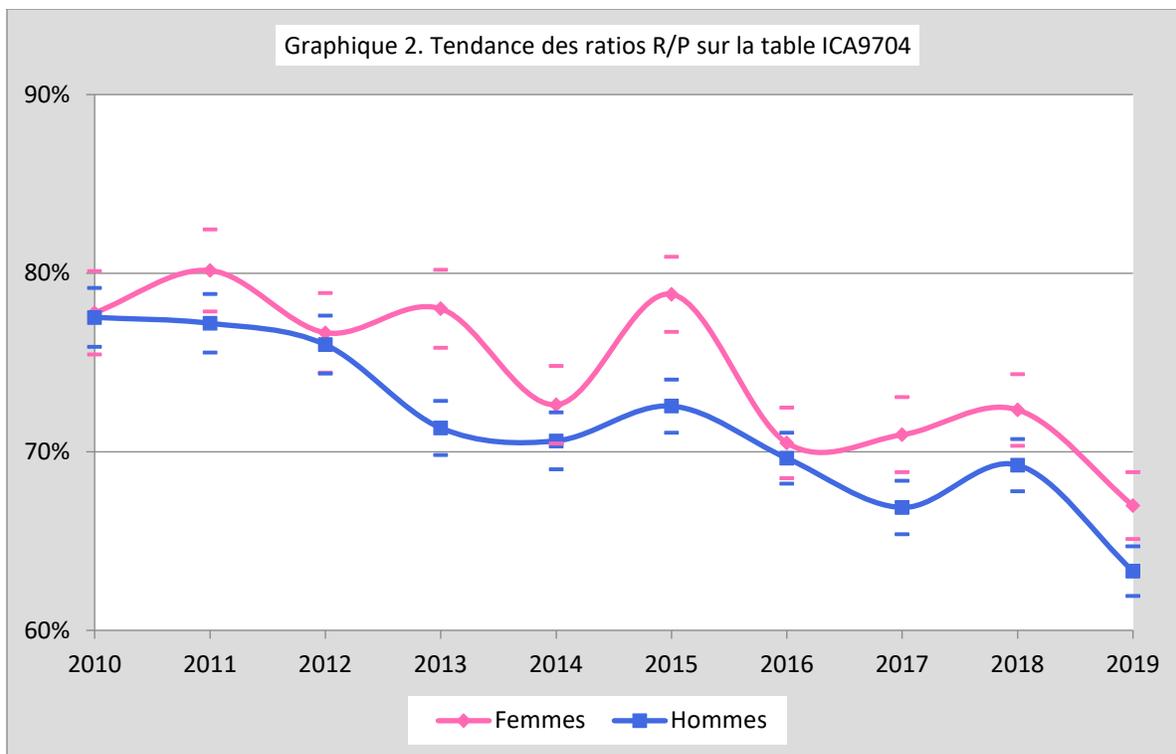
Bien qu'il soit important de suivre de près les résultats de chaque année, on ne peut obtenir une vue complète de la mortalité dans le secteur canadien de l'assurance-vie sur un an seulement. Il vaut mieux examiner au moins cinq ans. Au cours de cette période, l'effet de la fluctuation statistique sera moins préoccupant et la tendance de la mortalité pourrait ressortir. Des tableaux détaillés sont inclus dans le fichier Excel associé au présent rapport; ils peuvent être consultés sur le [site Web de l'ICA](#). Voici quelques renseignements sommaires.

Le tableau 13 montre les ratios R/P pour chacune des cinq dernières années et pour les cinq années combinées.

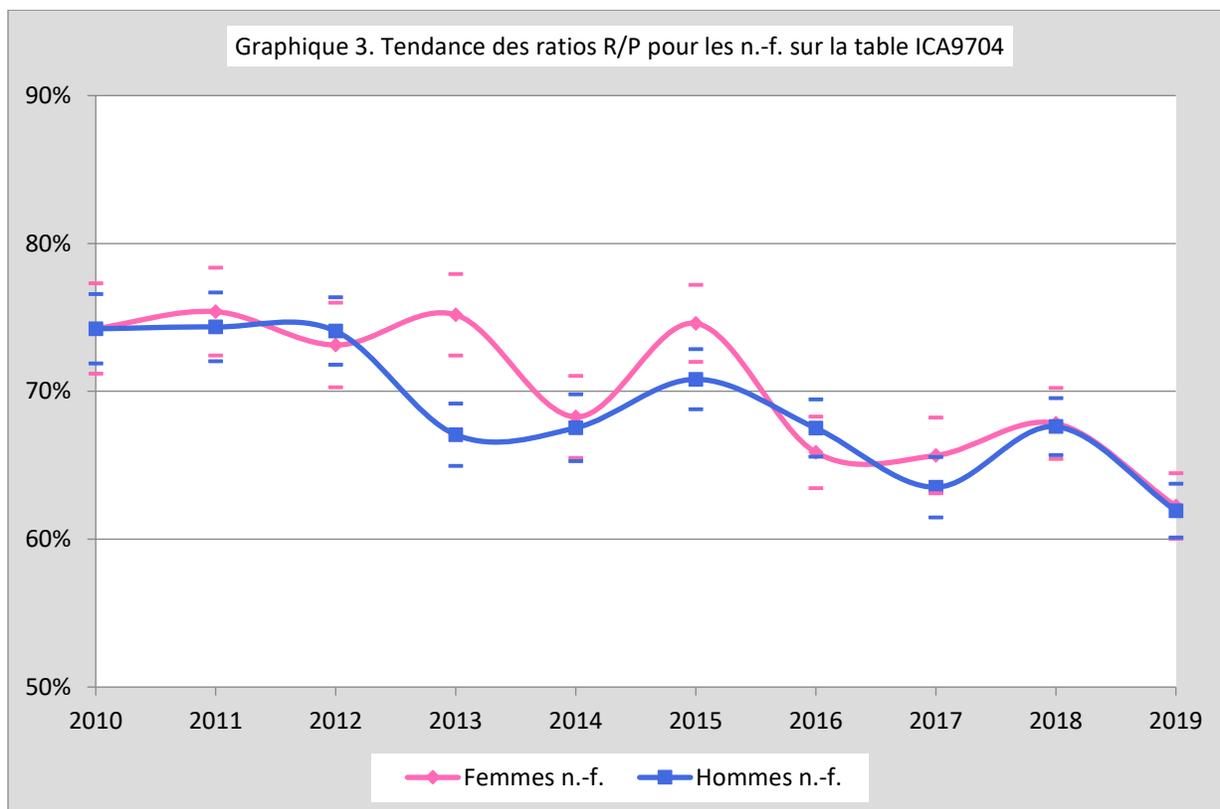
<b>Tableau 13. Résumé de l'expérience selon le sexe, années d'assurance 2014-2019. Mortalité attendue - Table ICA9704.</b>								
Année d'assurance	R/P		Écart-type		Exposition		Décès réels	
	Polices	Montant	Polices	Montant	Polices (000)	Montant M\$	Polices	Montant (000 \$)
<b>Femme</b>								
2014-2015	90,9 %	78,8 %	0,5 %	2,1 %	4 095,3	614 442	26 779	952 816
2015-2016	85,2 %	70,5 %	0,5 %	2,0 %	4 299,4	646 807	26 152	926 005
2016-2017	86,5 %	71,0 %	0,5 %	2,1 %	4 070,2	623 235	26 690	950 832
2017-2018	87,1 %	72,3 %	0,5 %	2,0 %	4 359,6	729 158	28 508	1 131 830
2018-2019	83,9 %	67,0 %	0,5 %	1,9 %	4 462,0	771 785	28 505	1 133 892
2014-2019	86,6 %	71,6 %	0,2 %	0,9 %	21 286,4	3 385 427	136 633	5 095 376
<b>Homme</b>								
2014-2015	82,5 %	72,6 %	0,4 %	1,5 %	4 537,0	884 079	42 657	2 115 821
2015-2016	79,5 %	69,6 %	0,4 %	1,4 %	4 727,7	918 423	42 306	2 169 528
2016-2017	79,0 %	66,9 %	0,4 %	1,5 %	4 427,6	870 690	41 366	2 029 742
2017-2018	79,6 %	69,3 %	0,4 %	1,5 %	4 699,3	1 001 326	43 721	2 440 769
2018-2019	76,4 %	63,3 %	0,3 %	1,4 %	4 777,2	1 047 317	43 251	2 414 265
2014-2019	79,4 %	68,1 %	0,2 %	0,7 %	23 168,9	4 721 835	213 300	11 170 125

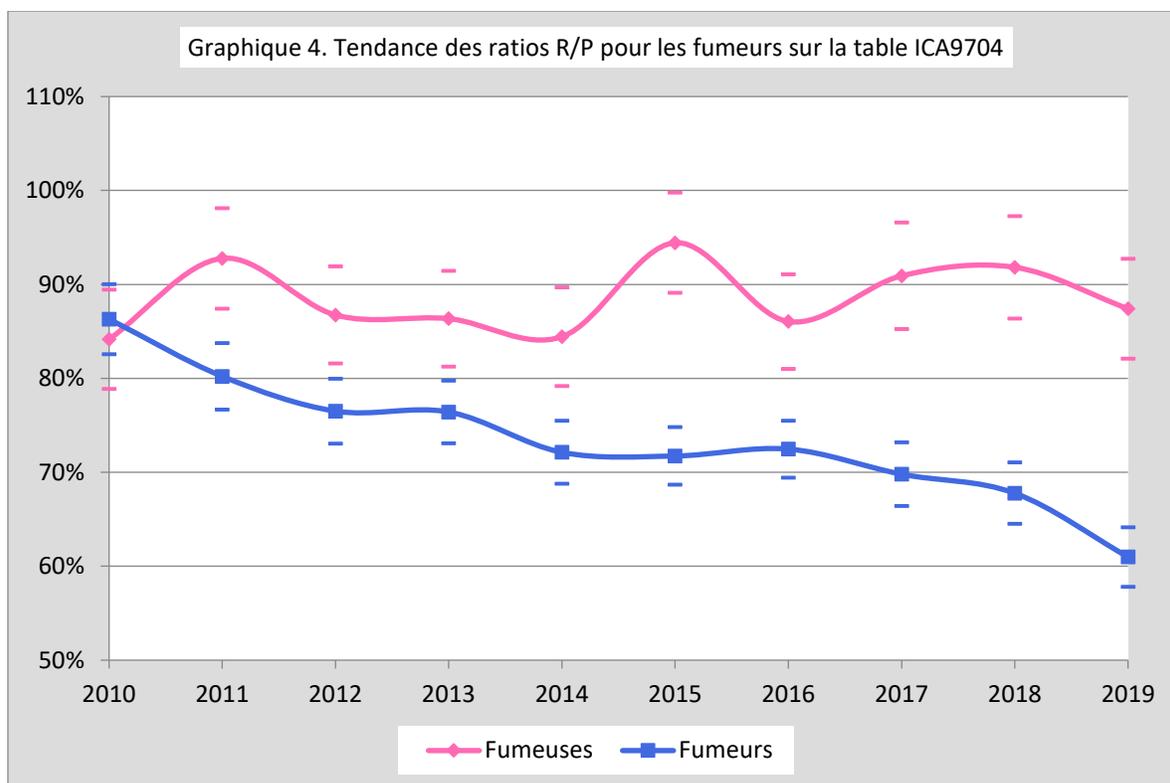
Le graphique 2 montre le ratio R/P pour chacune des dix dernières années pour les femmes (en rose) et les hommes (en bleu). Notons des tirets roses et bleus au-dessus et en dessous des lignes R/P. Les tirets représentent un écart-type au-dessus et en dessous de la moyenne.

<sup>5</sup> Il pourrait exister d'autres explications pour certaines de ces polices. Si le problème est un manque d'information, il ne sera pas possible d'étudier davantage la question.



Les graphiques 3 et 4 présentent les mêmes renseignements, mais séparément pour les non-fumeurs et les fumeurs. À l'exception des femmes fumeuses, les ratios R/P en 2018-2019 sont les plus faibles jamais enregistrés.





La tendance chez les femmes fumeuses est nettement différente de celle des autres tendances. Il n’y a pas d’amélioration évidente de la mortalité au cours des dix dernières années chez les fumeuses. Par conséquent, les écarts d’expérience se creusent entre les hommes fumeurs et les femmes fumeuses et entre les femmes non fumeuses et les femmes fumeuses. Cet élargissement est une constatation importante, mais pas nouvelle. Elle a été observée auparavant, mais non mise en évidence.

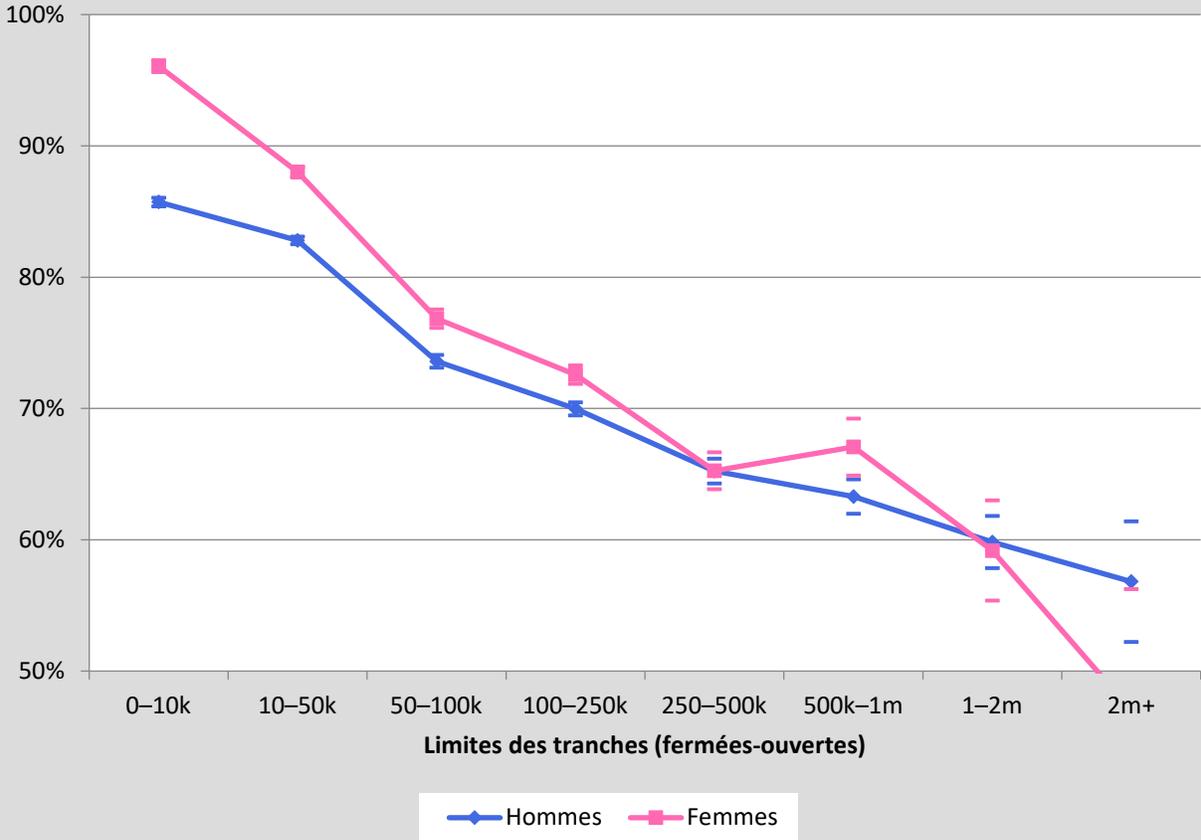
Comme la corrélation entre le montant de police et la mortalité est si importante, il convient d’examiner les ratios R/P sur une période de cinq ans afin de réduire l’effet de la fluctuation. Le tableau 14 montre les ratios séparément pour les femmes et les hommes. (Nous rappelons que les tranches de montant de police sont des intervalles ouverts-fermés.)

**Tableau 14. Résumé de l'expérience, selon le sexe et le montant, années d'assurance 2014 à 2019.  
Mortalité attendue - Table ICA9704.**

Tranche de montant	R/P		Écart-type		Exposition		Décès réels	
	Polices	Montant	Polices	Montant	Polices (000)	Montant M\$	Polices	Montant (000 \$)
<b>Femme</b>								
0-10 k	89,6 %	96,1 %	0,4 %	0,4 %	1 910,5	7 149	53 326	194 594
10-50 k	91,4 %	88,0 %	0,3 %	0,4 %	6 051,9	139 277	57 811	1 063 355
50-100 k	76,4 %	76,8 %	0,7 %	0,7 %	3 659,9	213 969	11 604	673 074
100-250 k	72,4 %	72,6 %	0,7 %	0,7 %	5 360,9	732 909	10 381	1 337 469
250-500 k	65,0 %	65,3 %	1,4 %	1,4 %	2 464,4	775 817	2 216	678 954
500 k-1 M	65,6 %	67,1 %	2,2 %	2,2 %	1 392,3	827 106	934	556 948
1-2 M	60,5 %	59,2 %	3,8 %	3,8 %	373,2	429 049	281	314 949
2 M et plus	52,1 %	47,0 %	6,6 %	9,2 %	73,4	260 151	81	276 033
Tous	86,6 %	71,6 %	0,2 %	0,9 %	21 286,4	3 385 427	136 633	5 095 376
<b>Homme</b>								
0-10 k	80,5 %	85,7 %	0,3 %	0,3 %	2 151,3	9 155	73 278	314 254
10-50 k	84,6 %	82,8 %	0,3 %	0,3 %	6 197,9	142 565	89 512	1 801 065
50-100 k	73,7 %	73,6 %	0,5 %	0,5 %	3 649,9	218 028	22 180	1 328 104
100-250 k	69,9 %	70,0 %	0,5 %	0,5 %	5 651,0	768 254	19 841	2 569 678
250-500 k	64,3 %	65,2 %	0,9 %	0,9 %	2 712,4	852 942	4 771	1 482 474
500 k-1 M	63,1 %	63,3 %	1,3 %	1,3 %	1 827,0	1 090 482	2 409	1 413 174
1-2 M	59,1 %	59,8 %	2,0 %	2,0 %	759,0	877 750	980	1 136 430
2 M et plus	59,4 %	56,8 %	3,4 %	4,6 %	220,3	762 659	330	1 124 945
Tous	79,4 %	68,1 %	0,2 %	0,7 %	23 168,9	4 721 835	213 300	11 170 125

Le graphique 5 présente les ratios R/P selon le montant; il s'agit des mêmes renseignements qu'au tableau 14. L'affichage graphique montre dans quelle mesure le montant de police et la mortalité sont liés, particulièrement chez les hommes. Il convient de souligner que les tirets pour un écart-type au-dessus et en dessous de la moyenne observée ne sont pas évidents pour les deux premières tranches parce que les nombres sont très proches les uns des autres.

Graphique 5. Ratios R/P selon la tranche de montant, années d'assurance 2014-2019



## 6 Observations importantes

Voici les observations les plus importantes tirées de l'étude :

1. Ni les valeurs de la table ICA9704 ni celles de la table ICA8692 ne cadrent bien avec l'expérience. L'expérience des fumeuses est particulièrement déphasée par rapport aux autres catégories. Il est temps de créer une nouvelle table. (Comme il est mentionné ci-dessus, la CEE a un projet actif pour construire une nouvelle table.)
2. La tendance à la baisse de la mortalité semble se poursuivre, sauf chez les fumeuses. La hausse de l'an dernier ne s'est pas poursuivie.
3. Les ratios R/P diminuent fortement au fil de l'augmentation du montant d'assurance. Le montant de police et la mortalité sont fortement corrélés. Le montant de police est probablement le facteur le plus important qui ne figure pas actuellement dans les tables de mortalité standard.
4. Les ratios R/P des catégories préférentielles et résiduelles sont beaucoup plus proches l'un de l'autre que ce à quoi on aurait pu s'attendre, et cela justifie une étude plus approfondie.
5. Cette étude continue fournit une observation utile, cohérente et exacte d'un important bloc de polices couvrant une partie importante de la population canadienne.

## 7 Pour une étude plus approfondie

### 7.1 Tableaux additionnels disponibles

Des tableaux plus détaillés portant sur les cinq dernières années (et non pour l'année en cours seulement) sont disponibles dans un fichier Excel sur le [site Web de l'ICA](#). Le format de tous les tableaux est le même que pour les tableaux 3, 4 et 5. Une feuille de travail, Index, énumère tous les tableaux disponibles et fournit un hyperlien vers chacun.

### 7.2 Base de données pour une étude indépendante

Le format de la base de données a changé cette année; on trouve un fichier pour l'année en cours et pour chacune des neuf années précédentes<sup>6</sup>. La base de données contient les champs sur l'expérience prévue basée sur la table ICA9704. Elle est présentée sous forme de valeurs séparées par des virgules. Un fichier Excel peut être utilisé pour modifier la table en fonction de ce que désire le participant. Les tables ICA9704 et ICA8692 sont fournies dans le fichier. Le participant peut utiliser une de ces tables, y appliquer un multiple ou ajouter une feuille de travail pour une table complètement différente.

Il existe une archive compressée disponible en anglais seulement sur le [site Web de l'ICA](#) contenant la base de données et un fichier texte pour chacune des 10 années. Chaque fichier texte contient une description détaillée de la base de données et de ses codes. L'archive contient également le fichier Excel mentionné ci-dessus. Il existe une deuxième archive disponible en anglais seulement sur le [site Web de l'ICA](#) qui contient la base de données des cinq dernières années combinées et le fichier texte associé.

Nous recommandons de consulter les nouvelles bases de données plutôt que les anciennes parce qu'elles utilisent la meilleure information actuellement disponible et que les algorithmes sont appliqués de façon uniforme à toutes les années.

*\*Ce qui suit a été ajouté au document en décembre 2021, après la publication du document original.*

Les bases de données initialement publiées ont été retirées et remplacées pour plusieurs raisons.

- Une indication de base ou d'avenant dans la base de données devait être ajoutée. Le GSP a accepté d'apporter cette amélioration.
- Certains ont trouvé que le champ « InitialTerm » portait à confusion. Il a été redéfini.

---

<sup>6</sup> Les totaux tirés des nouvelles bases de données ne correspondent pas exactement aux totaux des anciennes bases de données. La plupart des années sont semblables pour les champs en montant. Les valeurs en nombre sont systématiquement plus élevées dans les nouvelles bases de données. Le montant exposé dans la nouvelle base de données pour 2013-2014 est d'environ 2 % inférieur à celui de l'ancienne base et les valeurs réelle et prévue de décès sont de 4 % inférieures. La différence est probablement attribuable au traitement des conversions; les codes des polices converties ont été ajoutés aux données en 2013-2014. Les renseignements dont dispose actuellement le chercheur ne permettent pas de réconcilier la différence. Toutefois, il est clair que les nouvelles bases de données ont été construites de façon uniforme pendant les dix années.

- Une erreur de données importante a été découverte pour cinq années d'assurance se terminant en 2016, impliquant de nombreuses erreurs de classification entre la base et l'avenant. Cette erreur a été corrigée. Il n'y avait pas eu d'erreurs de montant; seuls les décomptes de polices étaient incorrects. Cependant, une étude sur l'expérience entre la base et l'avenant à l'aide de bases de données publiées les années précédentes peut montrer un écart d'expérience plus important que ce que nous pensons maintenant être justifié. Par conséquent, l'utilisation de ces anciennes bases de données est déconseillée.
- Les bases de données publiées plus tôt cette année montraient les erreurs suivantes :
  - Tous les termes renouvelables sous le type de police T20 dans les bases de données 2009-2010 et 2010-2011;
  - Classification de « OtherTerm vs. Other types » de polices dans les bases de données 2011-2012 et ultérieures.

Ces erreurs ont été corrigées.

- Les travaux sur l'année d'assurance 2019-2020 ont trouvé quelques cas de décès déclarés incorrectement. Ceux-ci ont été corrigés et sont sans importance.

Étant donné que l'effet global des changements mentionnés ci-dessus est faible, aucun des tableaux du rapport n'a été modifié. Cependant, une version révisée du tableau 13 est présentée ci-dessous à des fins de comparaison. Les ratios R/P agrégés par montant ont changé principalement de moins de 0,05 %. La variation globale des ratios R/P par nombre peut atteindre 0,3 % pour 2014-2015 et 2015-2016.

Le tableau 13 révisé ci-dessous donne un résumé global de l'expérience des cinq dernières années d'assurance après que les changements ci-dessus ont été apportés, qui peut être comparé au tableau 13 original du rapport ci-dessus.

**Tableau 13 révisé. Résumé de l'expérience selon le sexe, années d'assurance 2014-2019. Mortalité attendue - Table ICA9704.**

Année d'assurance	R/P		Écart-type		Exposition		Décès réels	
	Polices	Montant	Polices	Montant	Polices (000)	Montant M\$	Polices	Montant (000 \$)
<b>Femmes</b>								
2014-2015	90,7%	78,8%	0,5%	2,1%	4 313,4	614 442	26 942	952 816
2015-2016	85,4%	70,5%	0,5%	2,0%	4 307,4	646 807	26 237	926 005
2016-2017	86,5%	71,0%	0,5%	2,1%	4 070,2	623 235	26 690	950 832
2017-2018	87,1%	72,3%	0,5%	2,0%	4 359,6	729 158	28 508	1 131 830
2018-2019	83,9%	67,1%	0,5%	1,9%	4 462,0	771 786	28 506	1 135 128
2014-2019	86,7%	71,6%	0,2%	0,9%	21 512,5	3 385 428	136 882	5 096 612
<b>Hommes</b>								
2014-2015	82,4%	72,6%	0,4%	1,5%	4 774,8	884 079	42 938	2 115 821
2015-2016	79,7%	69,6%	0,4%	1,4%	4 731,3	918 423	42 454	2 169 528
2016-2017	79,0%	66,9%	0,4%	1,5%	4 427,6	870 690	41 366	2 029 742
2017-2018	79,6%	69,3%	0,4%	1,5%	4 699,3	1 001 326	43 721	2 440 769
2018-2019	76,4%	63,3%	0,3%	1,4%	4 777,2	1 047 317	43 245	2 414 588
2014-2019	79,4%	68,1%	0,2%	0,7%	23 410,3	4 721 835	213 723	11 170 448

## **8 Remerciements**

Le présent rapport a été préparé par R.C.W (Bob) Howard et approuvé par la Direction de la recherche de l'ICA, la CEE et le Groupe chargé de la surveillance du projet :

Keith Walter (président de la Direction de la recherche)

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

Colin Sproat (président du Groupe chargé de la surveillance du projet)

Groupe chargé de la surveillance du projet :

Vera Ljucovic

Donna Mann-Campbell

Simon Martel

Marie-Claude Rioux

Ron Smith

Rita Wu

## **Annexe 1 Détails des données et méthode**

### **1.1 Historique des changements**

#### **1.1.1 2018-2019**

1. La cause du décès est demandée pour tous les décès.
2. Les polices à risque aggravé peuvent être incluses si elles sont identifiées séparément et si la surprime est un multiple des taux standard. Les polices renfermant des surprimes fixes sont encore exclues.
3. Le code de province fait référence à la province de résidence actuelle.
4. Les polices à émission garantie peuvent être incluses et identifiées séparément.
5. Les polices sont comptées après la combinaison d'entrées ayant le même numéro de police et d'autres champs d'identification. Auparavant, une police était comptée pour chaque combinaison unique de numéro de police, de sexe, de date de naissance et de type de police. Dans les deux cas, les avenants n'ont pas été pris en compte pour le dénombrement des polices.
6. La tranche de montant a été déterminée en additionnant les montants de toutes les entrées ayant le même numéro de police, la même date d'émission et la même date de naissance. Auparavant, la tranche de montant était déterminée séparément pour chaque entrée.

#### **1.1.2 2017-2018**

1. Le code de province était demandé, selon la province de résidence à l'émission.
2. Des codes ont été ajoutés pour indiquer si du sang, de l'urine ou de la salive ont été utilisés dans le processus de souscription.

#### **1.1.3 2013-2014**

1. Des codes indiquant le type de conversion et la date de conversion ont été ajoutés. En 2013-2014 et 2014-2015, les conversions assorties d'une date d'émission correspondant à la date de conversion ont été exclues. Par la suite, toutes les conversions ont été exclues.
2. Les polices à émission simplifiée peuvent être incluses et identifiées séparément.
3. Les entreprises n'ont pas toutes été en mesure de fournir les données requises au cours de la première année de la demande.

Les résultats des années antérieures ont été reformulés pour être conformes à la méthode actuelle. Les ratios R/P des rapports antérieurs sont généralement très légèrement supérieurs à ceux du tableau 1, mais ils sont rarement supérieurs de plus de 0,3 %.

### **1.2 Polices et montants**

Les polices ne peuvent être comptées que de façon approximative. Aucun dénombrement de polices n'est associé aux entrées désignées comme avenants. Certaines sociétés soumettent plusieurs entrées pour une police. On tente de comptabiliser chaque police une seule fois, mais le processus n'est pas parfait. L'algorithme actuel compte comme une police un groupe

d'entrées ayant tous les mêmes champs d'identification (excluant les montants). Par exemple, s'il existe deux dates d'émission distinctes pour la même police d'assurance-vie et le même numéro de police, celles-ci sont comptées comme deux polices. Par le passé, elles auraient probablement été comptées comme une seule police. Le même algorithme s'applique à l'exposition et aux décès. Les montants ne sont pas touchés par le changement d'algorithme.

« Montant » désigne le montant d'assurance de la police ou de l'avenant pour l'exposition et les décès. Certaines études de mortalité ont tenté de montrer la prestation de décès réelle versée, qui pourrait être inférieure au montant d'assurance pour un sinistre contesté. Bien que les instructions relatives aux données (voir Annexe 3) permettent de déclarer le montant du sinistre de décès comme étant inférieur au montant d'assurance, cette distinction n'est pas utilisée dans la présente étude parce que peu de sociétés sont en mesure de faire une distinction. L'impact est très faible sauf pour les deux premières années d'assurance, pour lesquelles il est mineur.

### **1.3 Année d'assurance et durée**

Par tradition, les années d'assurance sont dites « ordinales » : *première, deuxième, troisième, ...*, par rapport à la date d'émission ou collectivement à titre d'années civiles au cours desquelles l'année d'assurance commence et se termine, comme en 2018-2019. Les durées correspondent au nombre exact d'années écoulées depuis l'émission, ou aux cardinaux : *0, 1, 2, ...*, faisant référence aux années complètes depuis l'émission ou l'anniversaire de l'émission. Les deux expressions sont utilisées dans le présent rapport, bien que « année d'assurance » soit plus courante.

Une année d'assurance est considérée comme commençant à un anniversaire d'assurance et se terminant juste avant le prochain anniversaire. On pourrait appeler cela une définition « à-avant ». Cette définition est conforme à la façon dont les durées sont définies, à la façon dont les primes annuelles sont facturées et à la façon dont nous faisons habituellement référence à notre propre âge (nous passons au chiffre suivant le jour de notre anniversaire).

Toutefois, certaines sociétés soumettent des données selon une définition « après-à », c'est-à-dire que l'année d'assurance commence après un anniversaire et se termine exactement au prochain anniversaire. Cette différence est importante pour l'étude parce que certains décès seraient soumis le premier jour de la prochaine année d'assurance (selon la définition standard). L'entrée est néanmoins acceptée. Elle est considérée comme en vigueur pendant toute la durée actuelle, et un décès est enregistré pour la durée suivante, et tout est comptabilisé dans l'année d'assurance à l'étude.

Il convient de souligner que la date d'émission est précisée dans les entrées fournies par les sociétés participantes. Mais cette date n'est pas toujours, à proprement parler, la date d'émission de la police; il pourrait s'agir d'une date d'entrée en vigueur ultérieure de la protection d'assurance décrite dans l'entrée. Par exemple, si un avenant temporaire était ajouté après l'émission de la police, la date d'« émission » au dossier correspondrait à la date d'entrée en vigueur du nouvel avenant; il ne s'agirait pas nécessairement d'un anniversaire de police.

Les décès déclarés trop tard pour être inclus dans une étude sont intégrés à la prochaine étude. Ils sont comptés comme des décès à la durée appropriée, mais il n'y a pas d'exposition dans la durée actuelle, car l'assuré est décédé plus tôt.

#### **1.4 Âge au plus proche et au dernier anniversaire**

L'âge au plus proche anniversaire est utilisé tout au long du rapport. Si le dossier indique que l'âge au dernier anniversaire a été utilisé, l'âge au plus proche anniversaire est calculé à partir de la date de naissance et de la date d'émission. Si le dossier indique l'âge au dernier anniversaire et que la date de naissance n'est pas précisée, alors l'âge à l'émission déclaré est utilisé et la moitié de l'exposition et des décès est attribuée à l'âge déclaré et l'autre moitié à l'âge suivant. L'année d'assurance est calculée à partir de la date d'émission et elle est la même peu importe l'âge à l'émission.

#### **1.5 Exposition et attentes**

L'exposition est calculée à l'aide de l'hypothèse de Balducci, comme c'est habituellement le cas pour les études de mortalité de l'ICA. Par conséquent, l'exposition relative aux décès se poursuit jusqu'au prochain anniversaire. L'exposition pour les cessations sans décès prend fin à la date de cessation. En d'autres termes, l'exposition est obtenue en divisant par 365 le nombre de jours plus un à partir du dernier anniversaire de la police jusqu'à la date de cessation. (Le 29 février n'est pas pris en compte dans ce calcul.)

La mortalité attendue est calculée dans tous les cas basés sur la table ICA9704.<sup>7</sup> Dans bien des cas, elle est également présentée sur la table ICA8692.<sup>8</sup> Les deux tables de mortalité sont étendues de sorte qu'il existe des taux de mortalité raisonnables pour tous les âges à l'émission et toutes les durées ne dépassant pas l'âge atteint de 100 ans.

Les types de fumeurs pour les tables publiées sont « fumeurs », « non-fumeurs » et « combiné ». Ces types sont utilisés pour l'expérience des catégories « fumeurs »,

---

<sup>7</sup> La table ICA9704 a été publiée jusqu'à l'âge à l'émission de 80 ans dans la publication 210028 de l'ICA. La table comporte une extension non officielle jusqu'à l'âge à l'émission de 85 ans. Puis, elle a été étendue à l'âge de 105 ans. Les taux sélects pour l'âge à l'émission de 105 ans ont été calculés en prenant 20 % du taux ultime correspondant à la durée 0, et en majorant chaque durée de 10 % pour atteindre 100 % pour les durées 10 à 14. Les taux pour les âges à l'émission compris entre 86 ans et 104 ans ont été calculés en ajustant une exponentielle par rapport aux taux pour les âges 85 et 105 pour chaque durée. L'âge minimal publié à l'émission était de 16 ans pour les fumeurs et les non-fumeurs. La table est étendue pour tous les âges à l'émission et toutes les durées en utilisant les taux pour les valeurs combinées. Les taux au-delà de l'âge atteint de 100 ans ne sont pas utilisés. Les taux pour les fumeurs et les non-fumeurs avant l'âge atteint de 16 ans ne sont pas utilisés.

<sup>8</sup> La table ICA8692 a été publiée jusqu'à l'âge à l'émission de 80 ans dans la publication 9529 de l'ICA et elle a été étendue jusqu'à l'âge à l'émission de 90 ans dans la publication 215081 de l'ICA. Puis, elle a été étendue jusqu'à l'âge de 105 ans. Les taux ultimes de mortalité ont été prolongés à 0,75 pour les âges 105 à 119 ans. Les taux sélects pour l'âge à l'émission de 105 ans ont été calculés en prenant 20 % du taux ultime correspondant à la durée 0, et en majorant chaque durée de 10 % pour atteindre 100 % pour les durées 10 à 14. Les taux pour les âges à l'émission de 91 ans à 104 ans ont été calculés en ajustant une exponentielle par rapport aux taux pour les âges 90 et 105 pour chaque durée. L'âge minimal publié à l'émission était de 16 ans pour les fumeurs et les non-fumeurs. La table est étendue pour tous les âges à l'émission et toutes les durées en utilisant les taux pour les valeurs combinées. Les taux au-delà de l'âge atteint de 100 ans ne sont pas utilisés. Les taux pour les fumeurs et les non-fumeurs avant l'âge atteint de 16 ans ne sont pas utilisés.

« non-fumeurs » et « inconnu ». Dans la présente étude, les catégories de tabagisme sont toujours distinctes pour le calcul des décès prévus et des sinistres. Lorsque les catégories de tabagisme sont combinées, les décès prévus et les sinistres préalablement calculés sont additionnés; les taux de mortalité « combinés » ne sont pas appliqués à l'exposition globale.

## 1.6 Écarts-types

Plusieurs tableaux du présent rapport affichent des écarts-types rattachés aux ratios R/P. Lorsque l'on compare deux ratios, il est important de noter l'écart-type pour chacun afin de déterminer si la différence entre les ratios est importante. De façon générale, nous nous attendons à ce que la moyenne réelle se situe dans un écart-type de la moyenne observée environ les deux tiers du temps.

Ces écarts-types se fondent sur l'hypothèse voulant que l'exposition de chaque assuré au décès au cours de l'année qui suit est indépendante de l'exposition de tous les autres assurés, que le nombre de décès au sein d'un groupe d'assurés de même sexe, âge, catégorie de tabagisme et durée est soumise à une loi binomiale et que la moyenne de la distribution est exprimée par un multiple de la table de mortalité utilisée pour les décès prévus. La formule de l'écart-type est présentée ci-dessous, selon le montant d'assurance, où  $A_i$  est le montant d'assurance,  $n_i$  est le nombre de polices exposées avec ce montant d'assurance et ce sexe-tabagisme-âge-durée,  $q_i$  est le taux de mortalité de cette cellule, et  $m$  est le ratio du montant des sinistres réels aux sinistres prévus séparément pour chaque catégorie de sexe et de tabagisme pour tous les âges et toutes les durées, et non pour chaque cellule ou un sous-ensemble de la totalité. La somme englobe tous les dossiers pris en compte. La même formule peut être utilisée selon le nombre de polices, mais  $A_i$  représente alors 1 dans tous les cas.

$$\text{Écart-type des valeurs R/P selon le montant} = \frac{\left( \sum_i A_i^2 n_i (1 - m q_i) m q_i \right)^{0.5}}{\sum_i A_i n_i q_i}$$

Le facteur  $m$  fait en sorte que l'écart-type est raisonnable même si la table de mortalité utilisée pour les décès prévus diffère sensiblement de l'expérience réelle.

## 1.7 Tranches de montant

Nous avons observé depuis de nombreuses années que le ratio R/P tend à diminuer avec l'augmentation du montant des polices. Cette tendance est à la fois forte et persistante dans l'étude annuelle de la mortalité des sociétés d'assurance-vie. On croit généralement que le facteur déterminant est le statut socioéconomique, pour lequel le montant d'assurance sur une tête est une approximation. (Une souscription plus stricte à des montants plus élevés peut également constituer un facteur.) Il est donc préférable de déterminer le montant d'une police non pas par ses éléments individuels, mais par le montant total d'assurance. Par le passé, les bandes de montant étaient fixées au niveau des entrées. Dans le présent rapport, les entrées ayant le même numéro de police, la même date d'émission et la même date de naissance sont combinées afin de déterminer la tranche de montant pertinente pour chaque entrée. Par exemple, si une police comprenait 75 000 \$ d'assurance-vie entière et un avenant temporaire

de 200 000 \$, les deux entrées seraient attribuées à la tranche de montant 250 000 \$ à 499 999 \$, bien que ni l'un ni l'autre ne fasse partie de cette tranche en soi.

Le changement mentionné dans la présente section et le jumelage des entrées décrit à la section 1.2 de la présente annexe entraînent un changement mineur dans la distribution de l'exposition et des décès. Le tableau 15 montre la distribution de l'exposition dans les huit tranches de montant selon la « nouvelle » méthode utilisée dans le présent rapport et l'« ancienne » méthode utilisée dans les derniers rapports. Le tableau montre également les ratios R/P. Le changement était important pour une société participante qui avait souvent de nombreuses entrées pour une police, mais dans l'ensemble, l'impact du changement était faible. La nouvelle méthode s'harmonise davantage avec la façon dont les bandes sont habituellement considérées dans la souscription.

**Tableau 15. Comparaison de l'incidence de l'ancienne et de la nouvelle méthode d'établissement de tranches. Tous les nombres sont exprimés en montants.**

	Femme				Homme			
	Proportion		Réal/Prévu		Proportion		Réal/Prévu	
	Nouvelle	Ancienne	Nouvelle	Ancienne	Nouvelle	Ancienne	Nouvelle	Ancienne
0-10 k	0,2 %	0,3 %	93,5 %	92,9 %	0,2 %	0,3 %	82,0 %	82,4 %
10 k-50 k	3,6 %	4,6 %	86,6 %	83,9 %	2,7 %	3,6 %	80,3 %	78,8 %
50 k-100 k	5,8 %	5,8 %	72,4 %	72,8 %	4,3 %	4,3 %	70,9 %	69,3 %
100 k-250 k	20,1 %	20,7 %	67,9 %	67,7 %	15,3 %	15,7 %	67,5 %	67,2 %
250 k-500 k	22,6 %	22,3 %	61,8 %	61,2 %	17,7 %	17,7 %	63,4 %	62,7 %
500 k-1 M	25,4 %	24,8 %	61,4 %	60,4 %	23,5 %	23,2 %	56,8 %	57,1 %
1 M-2 M	13,7 %	13,3 %	49,5 %	51,3 %	19,2 %	18,9 %	52,8 %	53,3 %
2 M et plus	8,7 %	8,2 %	46,2 %	46,6 %	17,2 %	16,4 %	48,1 %	47,8 %

## Annexe 2 Données sur les âges atteints de plus de 100 ans

Le tableau 16 montre le montant d'assurance vendue selon l'âge à l'émission pour l'année d'expérience 2018-2019, représentée par l'exposition à la première année d'assurance. Très peu d'assurance est vendue à 80 ans et le nombre de polices vendues diminue très rapidement à cet âge. Il n'y a aucune exposition pour les âges à l'émission de plus de 95 ans. L'expérience pour tous ces âges à l'émission est incluse dans l'étude principale jusqu'après l'âge atteint de 100 ans. Il y a trop peu d'exposition pour déduire quoi que ce soit de la valeur des données après l'âge à l'émission de 80 ans.

<b>Tableau 16. Exposition au cours de la première année d'assurance, selon l'âge à l'émission</b>				
Âge à l'émission	Exposition des femmes		Exposition des hommes	
	Polices	Montant	Polices	Montant
80	25,5	2 253 952	18,5	4 660 344
81	10,5	1 623 663	7,0	108 161
82	9,0	21 663	5,5	573 619
83	8,3	2 063 632	5,0	101 754
84	12,0	572 810	6,0	18 072
85	8,0	37 041	4,0	110 238
86	3,0	332	0,0	0
87	1,5	359	3,0	1 700
88	1,5	351	1,0	519
89	0,0	0	3,0	353
90	2,0	226	0,0	0
91	3,0	36 219	1,0	1 750
92	0,0	0	1,0	9 000
93	0,0	0	0,0	0
94	0,0	0	0,0	0
95	0,0	0	1,0	119

L'exposition au cours de la période ultime est importante au-delà de 100 ans, mais il est difficile de croire qu'elle peut être exacte. Les tableaux 17 et 18 montrent les taux d'exposition, de décès et de mortalité pour chaque âge atteint de 95 à 120 ans, chez les femmes et les hommes, respectivement. Les taux de mortalité semblent raisonnables jusqu'à environ 100 ans, mais par la suite ils diminuent de façon précipitée. Le lecteur est **fortement averti de ne pas utiliser les données de plus de 100 ans à quelque fin que ce soit**. Comme le montre la section 4.9, il est probable qu'une trop grande partie de l'exposition découle de décès qui n'ont pas été déclarés. En passant, les données soumises comprenaient 46 autres entrées au-delà de l'âge de 120 ans. Tous sont presque certainement issus de décès non déclarés parce que seule la Française Jeanne Calment a atteint l'âge (vérifié) de 120 ans.

**Tableau 17. Expérience des femmes au cours de la période ultime, selon l'âge atteint. AVERTISSEMENT : Les données portant sur les plus de 100 ans ne sont pas réputées fiables et elles ne devraient pas être utilisées pour les hypothèses actuarielles.**

Âge atteint	Exposition		Décès		Taux de mortalité	
	Polices	Montant (000 \$)	Polices	Montant (000 \$)	Polices	Montant
95	3 915	97 418	631	15 902	0,161	0,163
96	2 992	58 246	558	15 918	0,187	0,273
97	2 342	47 542	448	9 138	0,191	0,192
98	1 749	32 437	295	5 157	0,169	0,159
99	1 171	17 788	216	5 547	0,184	0,312
100	748	12 712	116	2 077	0,155	0,163
101	539	4 294	82	1 398	0,151	0,325
102	462	3 308	60	1 118	0,129	0,338
103	351	1 579	33	191	0,094	0,121
104	231	1 273	17	79	0,071	0,062
105	133	265	7	24	0,049	0,089
106	133	1 501	7	39	0,049	0,026
107	105	285	2	118	0,019	0,413
108	73	108	1	1	0,014	0,009
109	80	143	0	0	0,000	0,000
110	54	101	0	0	0,000	0,000
111	55	99	0	0	0,000	0,000
112	44	66	0	0	0,000	0,000
113	30	57	0	0	0,000	0,000
114	26	18	0	0	0,000	0,000
115	10	15	0	0	0,000	0,000
116	14	29	0	0	0,000	0,000
117	9	43	0	0	0,000	0,000
118	14	43	0	0	0,000	0,000
119	6	11	0	0	0,000	0,000
120	2	16	0	0	0,000	0,000

**Tableau 18. Expérience des hommes au cours de la période ultime, selon l'âge atteint. AVERTISSEMENT : Les données portant sur les plus de 100 ans ne sont pas réputées fiables et elles ne devraient pas être utilisées pour les hypothèses actuarielles.**

Âge atteint	Exposition		Décès		Taux de mortalité	
	Polices	Montant (000 \$)	Polices	Montant (000 \$)	Polices	Montant
95	3 165	75 685	619	15 061	0,195	0,199
96	2 390	53 900	485	10 832	0,203	0,201
97	1 742	49 029	379	22 404	0,217	0,457
98	1 243	20 538	239	4 117	0,192	0,200
99	821	12 146	130	2 042	0,158	0,168
100	635	6 501	75	1 571	0,118	0,242
101	481	3 441	60	1 336	0,124	0,388
102	417	2 686	31	295	0,073	0,110
103	365	2 923	25	1 283	0,067	0,439
104	267	724	8	25	0,028	0,035
105	187	656	7	83	0,035	0,127
106	197	1 140	4	3	0,018	0,003
107	142	482	1	100	0,007	0,207
108	95	215	0	0	0,000	0,000
109	74	285	0	0	0,000	0,000
110	75	238	1	22	0,013	0,093
111	65	186	0	0	0,000	0,000
112	52	81	0	0	0,000	0,000
113	43	118	0	0	0,000	0,000
114	28	133	0	0	0,000	0,000
115	18	62	0	0	0,000	0,000
116	20	56	0	0	0,000	0,000
117	34	336	0	0	0,000	0,000
118	35	256	0	0	0,000	0,000
119	7	30	0	0	0,000	0,000
120	7	21	0	0	0,000	0,000

### Annexe 3 Demandes de données

Le texte de la demande de données envoyée aux entreprises est disponible sur demande (en anglais).



© 2021 Institut canadien des actuaires  
Institut canadien des actuaires  
360, rue Albert, bureau 1740  
Ottawa (Ont.) K1R 7X7  
613-236-8196  
[head.office@cia-ica.ca](mailto:head.office@cia-ica.ca)

[cia-ica.ca](http://cia-ica.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.