

Étude

Étude canadienne de mortalité dans les rentes individuelles – Années d'assurance 2002 à 2011

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

Juin 2014

Document 214067

This document is available in English

© 2014 Institut canadien des actuaires

Note de service

À : Tous les Fellows, affiliés, associés et correspondants de l'Institut canadien des actuaires

De : Diana Pisanu, présidente
Sous-commission sur l'expérience dans les rentes

Date : Le 9 juin 2014

Objet : **Étude canadienne de mortalité dans les rentes individuelles – Années d'assurance 2002 à 2011**

Le document ci-joint comprend un résumé des résultats de l'Étude canadienne de mortalité dans les rentes individuelles pour les années d'assurance 2002 à 2011. La section 6 renvoie le lecteur à un certain nombre de tables qui seront disponibles en ligne à l'adresse www.cia-ica.ca.

DP

Table des matières

1. INTRODUCTION	3
2. DESCRIPTION DE L'ÉTUDE	3
Année d'assurance et année civile	4
Méthode de rapport	4
Période sélecte	4
Écarts-types.....	4
Polices de rentes ordinaires et polices de rentes réversibles.....	5
Examen du découpage des données	5
Âge à l'anniversaire le plus proche.....	5
3. DESCRIPTION DES DONNÉES	6
4. OBSERVATIONS	8
a) Observations générales.....	8
b) Observations sur les hommes et les femmes.....	10
c) Observations sur les revenus (données sur les polices de rentes ordinaires seulement)	14
d) Observations fiscales.....	15
e) Observations sur les périodes sélectes et ultimes.....	16
f) Observations sur les polices avec et sans remboursement	19
g) Observations sur les polices adossées	21
h) Observations sur les polices de rentes réversibles et de rentes ordinaires	22
5. SOCIÉTÉS PARTICIPANTES	25
6. DONNÉES SUPPLÉMENTAIRES POUR L'ÉTUDE	25
7. MEMBRES DE LA SOUS-COMMISSION	26
ANNEXE— ÉCART-TYPE DES RATIOS R/P DANS LES ÉTUDES DE MORTALITÉ.....	27

1. INTRODUCTION

Cette étude met à jour les données de l'étude 2000-2009 publiée en 2012; cette information n'est toutefois pas essentielle à la compréhension de l'information fournie par les présentes. Sept sociétés ont fourni des données pour l'étude de 2010-2011. Nous tenons à souligner la collaboration de ces sociétés eu égard à la compilation des données.

Les données sur les polices de rentes réversibles ont été incluses pour la première fois dans l'étude de 1996-1997. Elles étaient auparavant exclues en raison de préoccupations concernant la fiabilité des données. Notre sous-commission demeure préoccupée; toutefois, les ajustements aux fins des décès sinistres survenus mais non déclarés (SMND), ajoutés au dernier rapport, devraient améliorer l'exactitude des tableaux comprenant les données sur les rentes réversibles. Étant donné que les facteurs de décès SMND sont de beaucoup supérieurs pour les polices de rentes réversibles que pour les polices de rentes ordinaires, les données pour les polices ordinaires sont considérées plus fiables. Par le passé, l'expérience de mortalité des polices de rentes réversibles (les deux rentiers sont vivants) était inférieure à celle des polices de rentes ordinaires. Toutefois, les écarts entre ces deux types de polices semblent, dans les dernières années, diminuer avec le temps.

La composition des types de contrats s'est légèrement modifiée au cours de la période de dix ans. En règle générale, la proportion des contrats de régimes enregistrés d'épargne-retraite (REER) a quelque peu diminué, tandis que le pourcentage de contrats non agréés a augmenté. Le nombre de contrats de régimes de retraite agréés (RRA) est faible en proportion des deux autres blocs de contrats. Pour de plus amples renseignements, se reporter à la section 3 intitulée « Description des données ».

Les polices non agréées présentent des caractéristiques différentes de celles des REER. En effet, les polices non agréées affichent des revenus plus élevés, des ratios de mortalité plus faibles, un effet de sélection plus important et une amélioration plus grande de la mortalité lorsque celle-ci est pondérée en fonction du revenu, que les REER. De plus amples informations à ce sujet sont présentées ci-après.

Vu que les sous-groupes de données présentent des caractéristiques différentes, il faudrait donc faire preuve de prudence au moment d'utiliser les ratios agrégés de mortalité. L'amélioration agrégée de la mortalité est douteuse lorsque les sous-groupes n'affichent pas les mêmes taux de mortalité et les mêmes taux d'amélioration de la mortalité¹.

Nous avons tenté de déduire l'expérience se rapportant aux rentes adossées. Les données, quoique fragmentaires, indiquent que les taux de mortalité liés au bloc de contrats que nous avons isolés sont de beaucoup inférieurs à ceux des autres blocs.

Semblablement à l'étude publiée en 2012, cette étude est menée selon l'« année d'expérience avec décès SMND » qui, selon nous, constitue une meilleure base pour analyser les variations annuelles, telles que les taux d'amélioration de la mortalité. Cette question est décrite plus loin à la section 2 intitulée « Description de l'étude ».

2. DESCRIPTION DE L'ÉTUDE

L'étude examine les données d'expérience dans les rentes individuelles au Canada. La plupart des polices en question sont en phase de versement, mais dans certains cas, les données portent

¹ Se reporter au document de James Vaupel et d'Anatoli Yashin intitulé « [Heterogeneity's Ruses: Some Surprising Effects of Selection on Population Dynamics](#) », publié en août 1985.

sur la période différée, à condition que la police ne comporte aucune valeur de rachat et qu'elle ne puisse être changée.

Année d'assurance et année civile

Si certaines sociétés fournissent leurs données sur la base d'une année civile, la plupart d'entre elles le font sur la base d'une année d'assurance (l'étude porte sur les anniversaires d'assurance consécutifs). L'« année d'expérience », ainsi qu'est désignée l'année étudiée, est l'année civile dans laquelle l'année d'assurance se termine.

L'anniversaire se base sur la « date d'établissement », c'est-à-dire le jour où le revenu a été calculé et ne peut être modifié. Il y a affectation définitive des fonds à cette date. Habituellement, la date d'établissement serait fort probablement la date à laquelle la police passe de la phase de capitalisation à la phase du versement.

Méthode de rapport

Depuis 2010, la méthode de rapport utilisée par la sous-commission est celle de l'« année d'expérience avec décès SMND », c'est-à-dire que les données présentées pour une année comprennent les données initialement déclarées pour cette année-là, toutes les corrections soumises par la suite, ainsi qu'une estimation des décès SMND. Il incombe à chaque société d'assurance fournissant des données de produire sa propre estimation des décès SMND. Les facteurs relatifs aux décès SMND varient selon le sexe, le type de régime (ordinaire, réversible et au survivant) et le temps écoulé depuis l'année d'expérience. Les facteurs sont principalement fondés sur des études d'expérience des quelques dernières années présentées dans l'étude.

Pour la plupart des sociétés d'assurance, les facteurs de décès SMND sont initialement bas et diminuent rapidement pour les données se rapportant aux polices de rentes ordinaires. Ces facteurs sont généralement plus élevés et s'étalent sur une plus longue période dans le cas des données relatives aux polices de rentes réversibles.

Le nombre total de décès SMND pour une année d'expérience particulière correspond au produit du nombre de décès déclarés et du facteur approprié pour le sexe, le type de régime et l'année. L'exposition et les résultats attendus ne sont pas ajustés. Comme il est peu probable que le nombre réel de décès déclarés tardivement soit identique à l'estimation des décès SMND, les totaux d'une année d'expérience ne seront pas nécessairement les mêmes d'un rapport à l'autre produit par la commission. Nous n'entendons pas souligner les corrections, sauf si elles sont jugées importantes.

Toutes les données présentées dans le présent document sont fondées sur l'année d'expérience avec décès SMND jusqu'en 2011.

Période sélecte

L'étude repose sur une période sélecte de dix ans. Étant donné qu'il n'y a aucune table publiée sur la mortalité dans les rentes pour une telle période sélecte, le taux de mortalité prévue pour les périodes sélecte et ultime s'obtient au moyen d'une table agrégée : la table de base IAM 1983, *Transactions* de la Society of Actuaries, volume XXXIII.

Écarts-types

Cette étude présente des écarts-types des ratios de mortalité, fondés sur le nombre d'assurés et le revenu (par « ratio de mortalité », on entend le ratio entre la mortalité réelle et la mortalité

prévue). L'écart-type mesure le degré de confiance que l'on peut accorder aux ratios déjà observés. Les formules utilisées pour calculer les écarts-types sont présentées ci-après :

$$\text{Écart-type selon le nombre d'assurés} = \frac{\left(\sum_t p_t \times q_t \right)^{0,5}}{\sum_t q_t}$$

$$\text{Écart-type selon le revenu} = \frac{\left(\sum_t K_t^2 \times p_t \times q_t \right)^{0,5}}{\sum_t K_t \times q_t}$$

- La somme s'applique à chaque personne.
- q et p reposent sur l'expérience prévue (table de base IAM 1983).
- K représente le revenu annualisé de la rente.

Pour de plus amples renseignements sur la dérivation des formules d'écart-type, veuillez consulter l'Annexe – *Écart-type des ratios R/P dans les études de mortalité* joint à cette étude.

Polices de rentes ordinaires et polices de rentes réversibles

Les données sont décomposées par polices de rentes ordinaires, polices de rentes réversibles où les deux rentiers sont toujours vivants au début de l'année d'étude, et polices de rentes réversibles où seulement un des rentiers est toujours vivant au début de l'année. Nous avons conclu qu'il y avait un écart réel et mesurable au niveau de cette mortalité.

Examen du découpage des données

Les polices REER, RRA et non agréées sont étudiées séparément.

Les données d'expérience sont également étudiées séparément selon qu'il y a remboursement ou non. Une police à capital remboursable est celle qui prévoit la possibilité d'un versement quelconque après le décès du rentier. La disposition de remboursement la plus courante est la continuité des paiements pendant un nombre minimal spécifique d'années.

On a aussi effectué une étude des données sur les polices de rentes ordinaires en fonction du revenu annualisé pour les hommes et les femmes, les polices REER et les non agréées. Quatre tranches de revenus s'en dégagent : jusqu'à 999 \$, 1 000 \$ jusqu'à 4 999 \$, 5 000 \$ jusqu'à 9 999 \$ et 10 000 \$ et plus. Nous présentons également un découpage de la catégorie des contrats de 10 000 \$ et plus, mais ces données doivent être utilisées avec prudence.

Âge à l'anniversaire le plus proche

Tous les rapports sont préparés d'après l'âge au plus proche anniversaire. La plupart des données sont d'ailleurs fournies sur cette base. Toutes les données présentées selon l'âge au dernier anniversaire sont réparties également entre l'âge indiqué et l'âge à l'anniversaire suivant. En raison des arrondissements requis en vertu de cette répartition, souvent le résultat des colonnes présentées dans les rapports détaillés ne concorde pas, lorsqu'on additionne les chiffres, avec les totaux indiqués. Toutefois, les totaux sont tous calculés avant l'arrondissement et sont conséquemment exacts.

3. DESCRIPTION DES DONNÉES

Sauf indication contraire, le présent rapport n'utilise que les données se rapportant aux rentes ordinaires.

Exposition selon le sexe

Les hommes représentent 44 % de l'exposition calculée selon le nombre de polices, 47 % de l'exposition déterminée en fonction du revenu et 49 % de l'exposition calculée selon le nombre de décès.

Exposition selon le capital remboursable/non remboursable

L'exposition des polices à capital non remboursable est moindre que celle à capital remboursable : 77 %/75 % de l'exposition à l'égard des polices de rentes ordinaires chez les hommes/femmes dans les années d'étude 2002-2011 font l'objet d'un remboursement (70 % et 69 % respectivement par revenu).

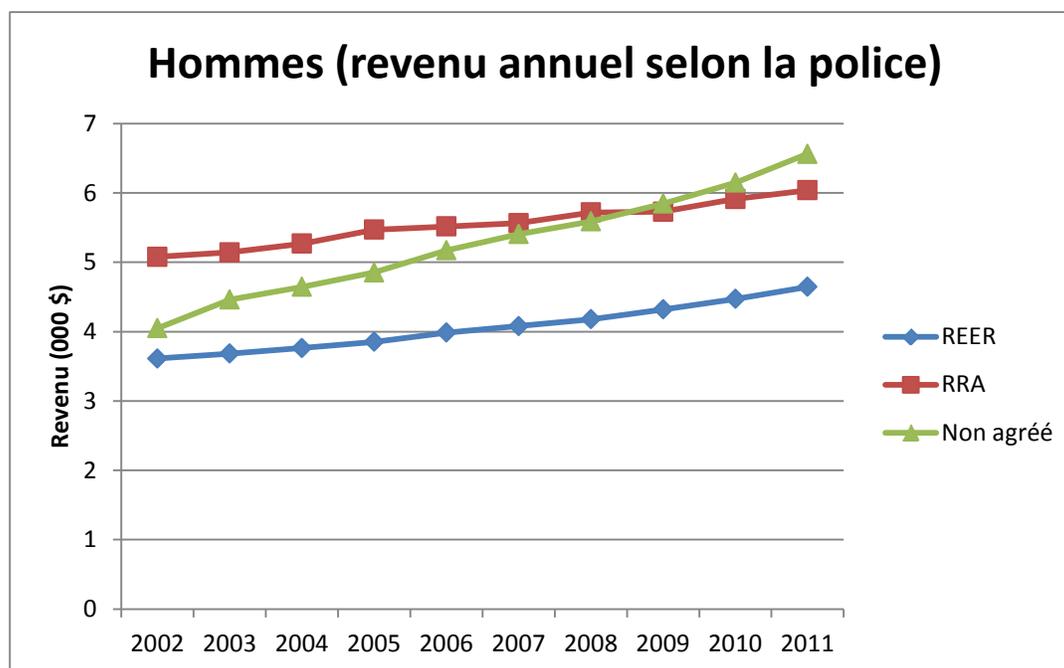
Variations du revenu annuel moyen selon le traitement fiscal et selon le sexe

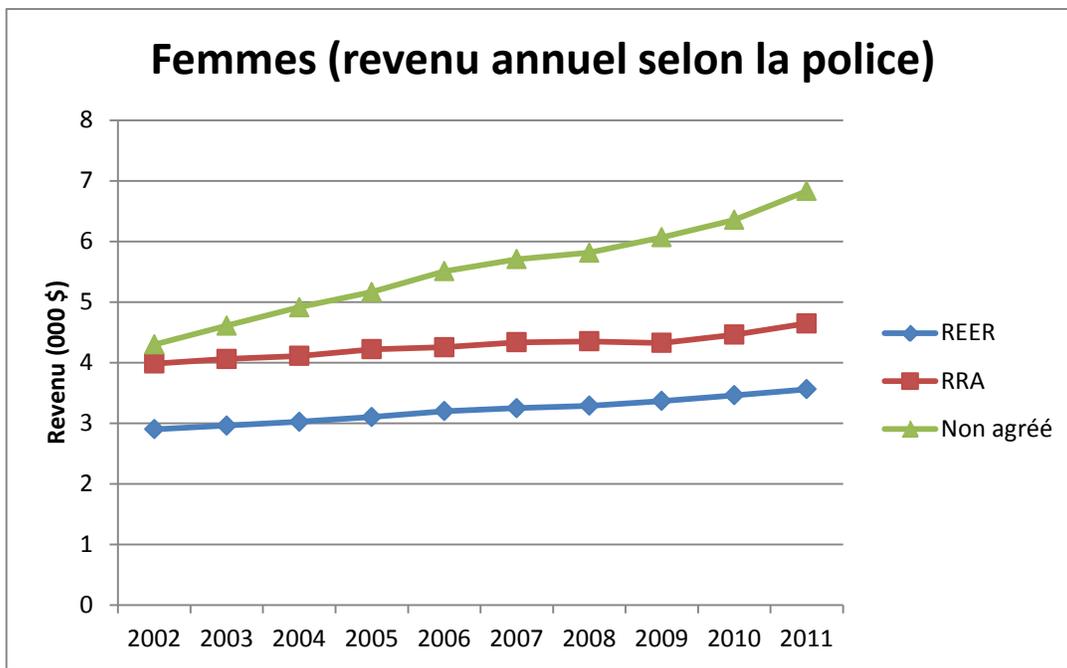
Chez les hommes, le revenu annuel moyen par police pour tous les régimes selon le traitement fiscal a connu un taux de croissance dernièrement. Depuis 2009, le revenu moyen pour les contrats non agréés est légèrement plus élevé que les RRA.

Chez les femmes, le revenu annuel moyen par police dans le cas des régimes non agréés a continué de connaître un taux de croissance supérieur aux autres régimes au cours de la période à l'étude.

On notera que chez les hommes, le revenu moyen relatif aux RRA est supérieur à celui observé dans le cas des contrats non agréés avant 2009. Chez les femmes, on observe le phénomène contraire. Par ailleurs, tant chez les hommes que chez les femmes, le revenu moyen relatif aux contrats non agréés est plus élevé que celui observé dans le cas des REER.

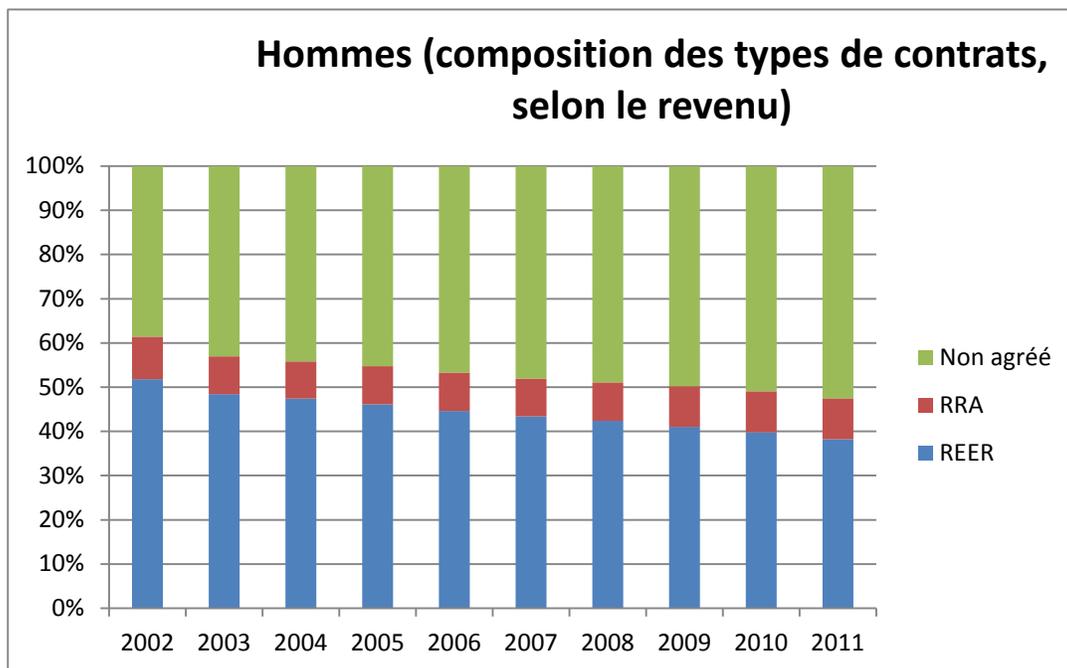
Les graphiques suivants illustrent ces tendances.

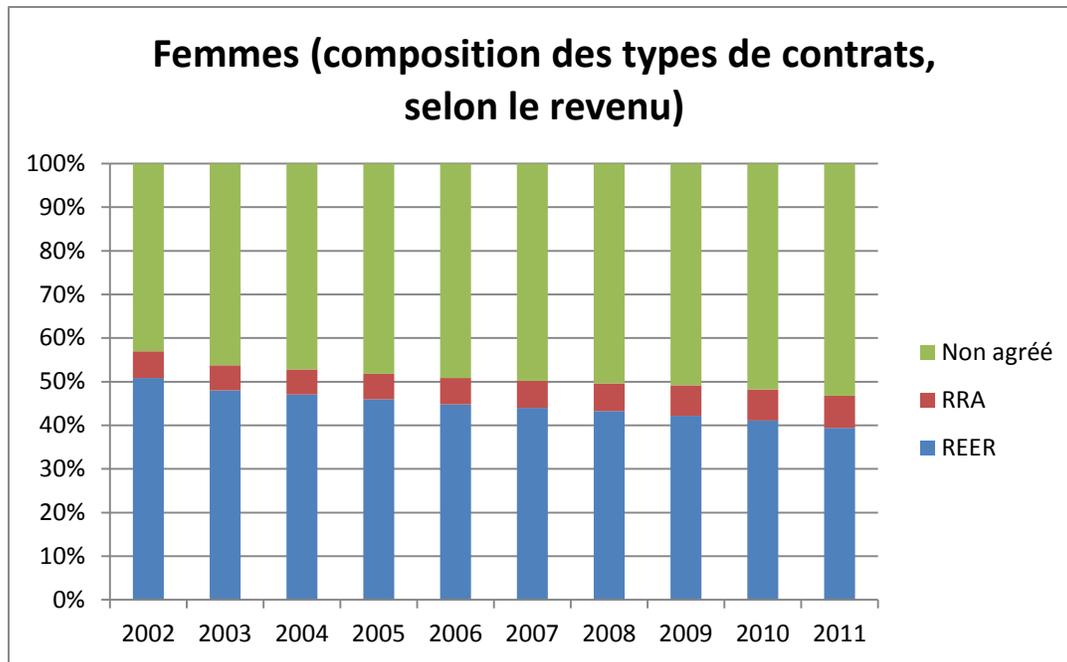




Variations de la composition des types de contrats

Au fil du temps, la proportion de contrats non agréés a augmenté légèrement, tandis que la proportion de REER a diminué.





4. OBSERVATIONS

a) Observations générales

Les tableaux suivants donnent un aperçu des données incluses dans l'étude par année d'expérience.

Le total de la rubrique « Nombre de risques » en ce qui concerne les années d'étude individuelles représente les données comprises dans le rapport de cette année. Les données ne font pas cohérentes avec celles des rapports des années précédentes étant donné que certaines données antérieures ont été corrigées.

Durant la période d'étude, les ratios R/P selon le nombre de polices sont supérieurs aux ratios R/P selon le revenu annualisé pour les données sur les rentes ordinaires. Pour les données sur les rentes réversibles, les ratios R/P pour les rentes réversibles au survivant sont supérieurs aux ratios R/P pour les rentes réversibles où les deux rentiers sont vivants selon le nombre de polices et le revenu annualisé.

Données sur les rentes ordinaires (une seule vie)

Année d'étude	Nombre de risques	Nombre de décès	R/P selon le nombre d'assurés	R/P selon le revenu
2002	184 234	10 665	95,4 %	88,0 %
2003	192 191	11 821	96,7 %	86,8 %
2004	195 881	12 358	95,3 %	83,4 %
2005	187 887	12 374	95,4 %	84,0 %
2006	189 283	12 561	92,6 %	84,3 %
2007	179 433	12 230	91,3 %	83,0 %
2008	168 362	12 076	92,0 %	81,0 %
2009	161 752	11 989	92,1 %	78,8 %
2010	153 240	11 239	88,5 %	77,4 %
2011	145 788	10 790	87,2 %	76,6 %
Total	1 758 052	118 104	92,6 %	81,9 %

Données sur les rentes réversibles (les deux rentiers sont toujours vivants au début de l'année d'étude)

Année d'étude	Nombre de risques	Nombre de décès	R/P selon le nombre d'assurés	R/P selon le revenu
2002	119 007	4 998	88,0 %	85,0 %
2003	117 256	5 025	84,8 %	85,4 %
2004	118 256	5 235	83,4 %	81,2 %
2005	114 124	5 161	82,3 %	81,8 %
2006	109 421	5 053	80,3 %	77,6 %
2007	101 780	4 995	82,3 %	74,5 %
2008	94 522	4 904	83,9 %	79,5 %
2009	90 252	4 804	83,9 %	77,4 %
2010	84 992	4 279	77,9 %	72,4 %
2011	80 726	4 012	75,5 %	68,0 %
Total	1 030 336	48 467	82,3 %	78,1 %

Données sur les rentes réversibles au survivant (seulement un des rentiers est vivant au début de l'année d'étude)

Année d'étude	Nombre de risques	Nombre de décès	R/P selon le nombre d'assurés	R/P selon le revenu
2002	38 694	2 241	95,6 %	95,6 %
2003	40 165	2 500	94,9 %	93,4 %
2004	43 053	3 012	100,0 %	97,3 %
2005	44 693	3 355	101,1 %	97,7 %
2006	46 539	3 407	92,8 %	87,4 %
2007	47 822	3 876	96,6 %	95,3 %
2008	49 099	4 303	99,3 %	100,3 %
2009	48 941	4 388	96,3 %	96,0 %
2010	48 598	4 568	96,4 %	96,2 %
2011	47 464	4 699	97,2 %	93,6 %
Total	455 067	36 348	97,0 %	95,4 %

b) Observations sur les hommes et les femmes

Le tableau qui suit résume les ratios de mortalité agrégés pour les hommes et les femmes sur les contrats de rentes ordinaires seulement.

Les ratios de mortalité pour les hommes sont supérieurs à ceux des femmes selon le nombre de polices, mais les ratios R/P pour les femmes selon le revenu annualisé sont légèrement plus élevés.

Expérience globale

Année d'étude	Nombre de polices		Revenu annualisé	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
2002	95,0 %	95,9 %	87,1 %	89,1 %
2003	100,8 %	92,5 %	90,3 %	82,6 %
2004	96,4 %	94,2 %	84,3 %	82,3 %
2005	97,1 %	93,8 %	82,9 %	85,3 %
2006	93,3 %	92,0 %	81,4 %	87,2 %
2007	92,1 %	90,5 %	81,1 %	84,9 %
2008	93,2 %	91,0 %	78,1 %	83,8 %
2009	96,6 %	88,3 %	81,7 %	75,8 %
2010	91,7 %	85,8 %	75,2 %	79,6 %
2011	88,7 %	86,0 %	75,0 %	78,0 %
Total	94,6 %	90,8 %	81,4 %	82,4 %

Tel qu'il est indiqué dans les tableaux ci-après, les résultats de mortalité chez les hommes et les femmes diffèrent de façon importante selon qu'il s'agisse de REER ou de contrats non agréés. Les ratios de mortalité sont beaucoup plus élevés dans le cas des REER que dans le cas des contrats non agréés et l'amélioration de la mortalité relative aux contrats non agréés est supérieure à celle observée dans le cas des REER. Toutefois, la différence entre les REER et les contrats non agréés est moins importante chez les femmes que chez les hommes.

Expérience des hommes

Année d'étude	Nombre de polices		Revenu annualisé	
	REER	Non agréé	REER	Non agréé
2002	95,2 %	94,0 %	89,7 %	80,8 %
2003	101,1 %	100,0 %	94,0 %	86,6 %
2004	97,7 %	93,5 %	93,8 %	73,4 %
2005	102,3 %	88,1 %	97,2 %	66,2 %
2006	97,9 %	85,2 %	90,9 %	66,8 %
2007	94,4 %	86,1 %	89,3 %	71,7 %
2008	97,3 %	87,0 %	88,3 %	64,8 %
2009	100,6 %	88,9 %	89,4 %	72,2 %
2010	98,7 %	80,8 %	87,9 %	59,1 %
2011	95,0 %	79,3 %	93,4 %	58,8 %
Total	98,1 %	88,2 %	91,4 %	68,8 %

Expérience des femmes

Année d'étude	Nombre de polices		Revenu annualisé	
	REER	Non agréé	REER	Non agréé
2002	93,9 %	98,6 %	93,5 %	83,9 %
2003	93,1 %	92,4 %	90,5 %	74,6 %
2004	94,6 %	92,2 %	86,9 %	77,2 %
2005	93,9 %	92,6 %	93,9 %	75,1 %
2006	91,4 %	94,1 %	89,5 %	85,3 %
2007	91,5 %	87,3 %	85,2 %	83,1 %
2008	90,6 %	90,5 %	85,4 %	82,3 %
2009	89,7 %	83,9 %	87,0 %	63,2 %
2010	86,3 %	84,4 %	84,4 %	75,4 %
2011	88,8 %	80,3 %	87,3 %	67,8 %
Total	91,3 %	89,3 %	88,0 %	76,3 %

Les tableaux qui suivent indiquent la tendance des ratios de mortalité calculés selon le revenu. Les points figurant dans les tableaux représentent les ratios des décès observés aux décès prévus. Les tirets représentent plus ou moins un écart-type par rapport à la moyenne. La ligne de tendance indiquée correspond à la droite de régression exponentielle portant sur les ratios des décès observés aux décès prévus.

Une ligne de tendance exponentielle est plus utile qu'une droite de régression linéaire pour déterminer les taux d'amélioration de la mortalité qui correspondent aux données. Lorsque les ratios de mortalité avoisinent 100 %, il existe peu de différences entre les deux méthodes. Au fur et à mesure que les ratios de mortalité s'écartent de cette valeur, les taux d'amélioration obtenus au moyen de la régression exponentielle sont plus élevés que ceux découlant de la régression linéaire.

La ligne de tendance exponentielle est définie par la formule suivante, où « a » représente le taux d'amélioration de la mortalité :

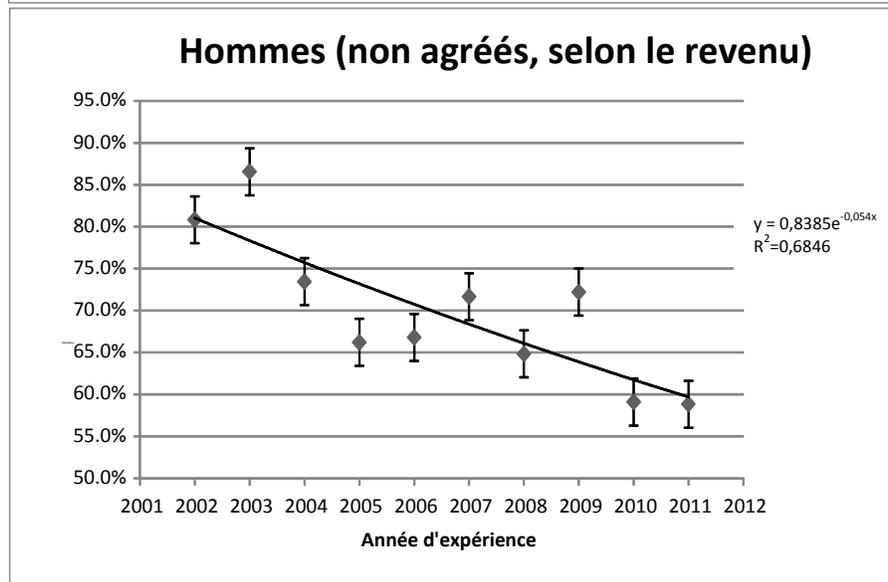
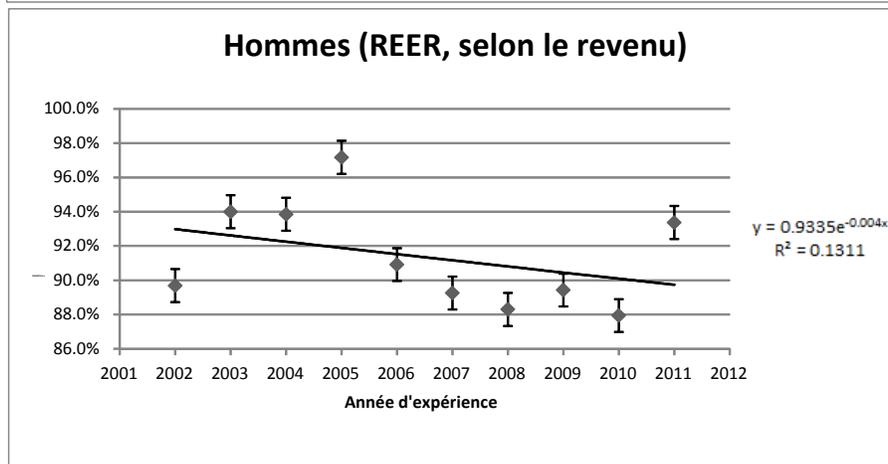
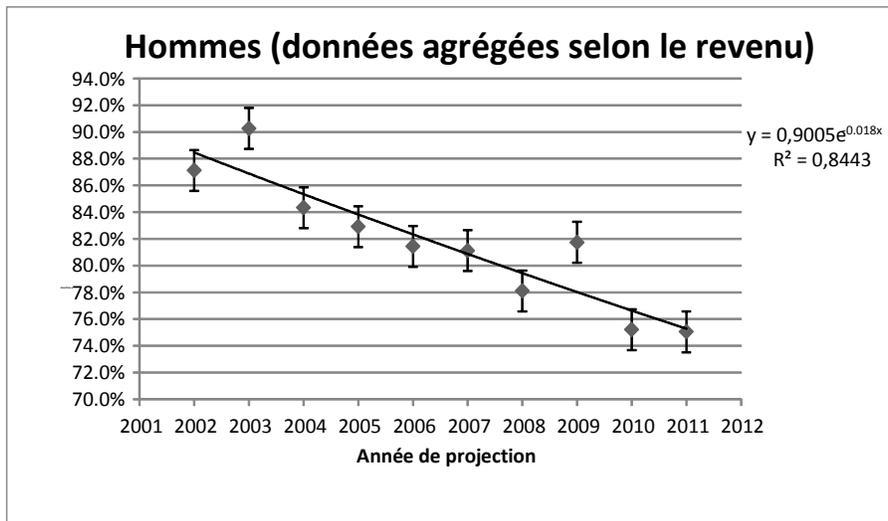
$$Y = b x e^{ax}$$

Les graphiques présentent l'équation de la ligne de tendance indiquant le taux d'amélioration, de même que la statistique R^2 obtenue au moyen de l'analyse de régression. La valeur R^2 correspond à la proportion de la variation totale de la variable Y résultant de la régression de Y sur X et prend une valeur se situant entre 0 et 1. On obtient une valeur R^2 de 0 lorsque l'application du modèle de régression ne permet pas d'expliquer la variation de Y , alors qu'une valeur de R^2 de 1 indique que la régression linéaire permet d'expliquer complètement la variation de la variable Y .

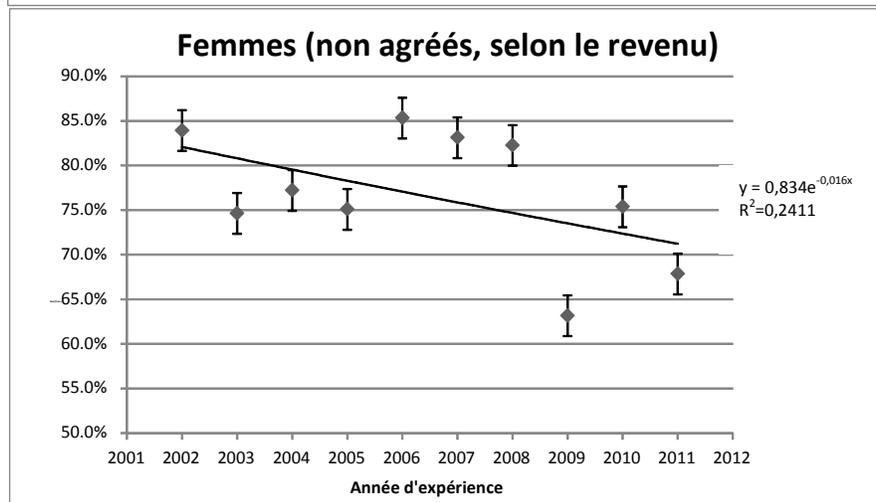
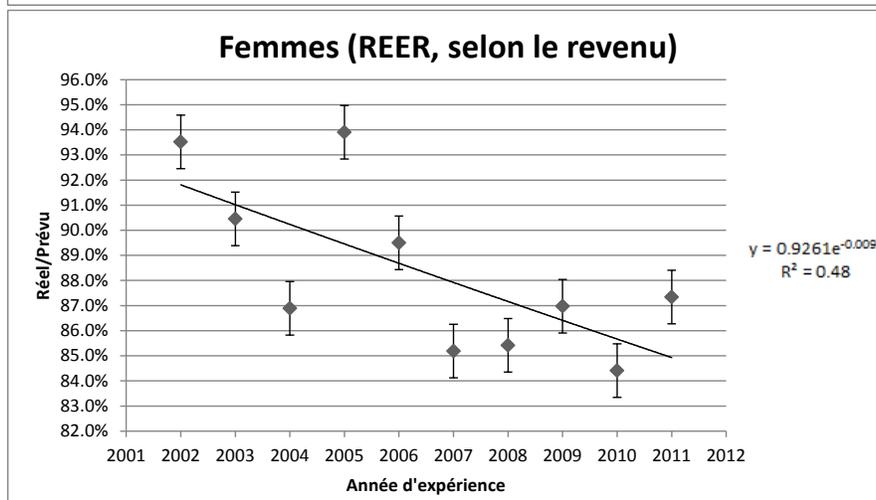
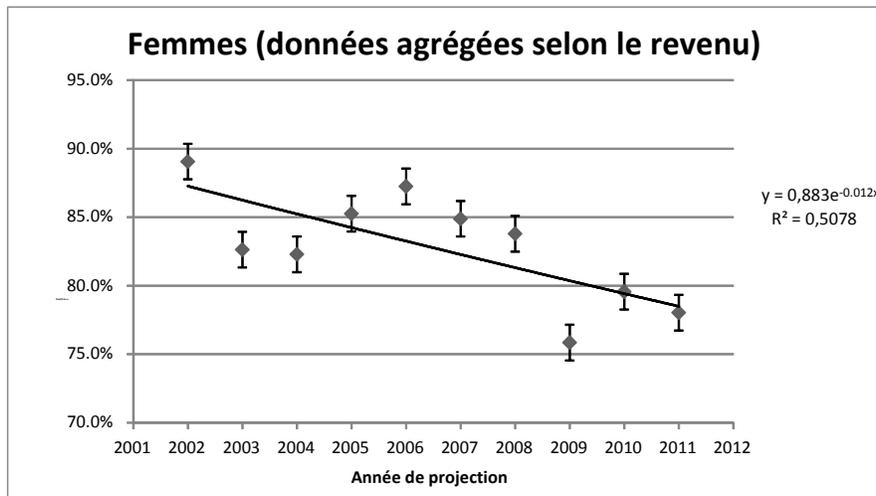
Les trois premiers graphiques indiquent les ratios de mortalité chez les hommes selon le revenu. Le premier graphique comporte les données agrégées se rapportant aux hommes. Les deuxième et troisième graphiques se rapportent exclusivement et respectivement aux REER et aux contrats non agréés.

Le facteur « a » est négatif, ce qui indique une amélioration de la mortalité. Le facteur « a » pour les contrats REER indique une amélioration plus faible de la mortalité alors que le taux d'amélioration de la mortalité dans le cas des contrats non agréés est supérieur. La valeur de la statistique R^2 dans les cas de l'expérience globale et des contrats non agréés des hommes

indiquerait que la ligne de tendance représente plus qu'un phénomène aléatoire et que tout porte à croire qu'il y a de l'amélioration de la mortalité, quoique à différents taux. La valeur considérablement moins élevée de R^2 pour les REER en comparaison à l'étude de l'an dernier s'explique par l'expérience plus volatile durant la période d'étude de 10 ans.



Les trois graphiques suivants sont semblables aux trois premiers, sauf qu'ils se rapportent aux polices de rentes ordinaires chez les femmes. Encore une fois, le facteur « a » est négatif, ce qui indique une amélioration de la mortalité dans les trois cas. Le facteur « a » pour les REER semble indiquer une amélioration plus faible de la mortalité. Les valeurs R^2 sont relativement peu élevées dans les trois cas. Par conséquent, il est difficile de déterminer si la ligne de tendance représente davantage qu'un simple phénomène aléatoire.



c) Observations sur les revenus (données sur les polices de rentes ordinaires seulement)

À l'instar des études précédentes, nous observons des ratios R/P plus faibles pour les catégories de revenu plus élevées. Cette relation s'observe dans les résultats spécifiques au sexe. Cela corrobore la notion que le ratio de mortalité des personnes à revenu plus élevé est moins élevé.

Dans toutes les catégories, on constate une tendance à la baisse des ratios de mortalité en fonction de l'importance de la police. En subdivisant la catégorie globale hommes-femmes des 10 000 \$ et plus, on constate que cette tendance à la baisse est toujours présente (voir ci-dessous). La tendance à la baisse s'observe également dans les résultats REER seulement et Non agréé seulement.

Les tableaux qui suivent présentent un aperçu de données comprises dans l'étude sur le revenu des années d'assurance 2002 à 2011.

Global

Catégorie de revenu	Risques		Décès		Réal/prévu		Écart-type	
	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu
0-1 000	426 204	252 956	33 423	19 159	97,5 %	96,4 %	0,5 %	0,6 %
1 000-5 000	920 701	2 180 496	62 567	144 631	93,3 %	92,9 %	0,4 %	0,4 %
5 000-10 000	255 002	1 763 038	14 575	100 178	88,0 %	87,8 %	0,7 %	0,8 %
10 000+	156 145	3 420 447	7 539	144 612	78,2 %	69,1 %	1,0 %	1,8 %
Total	1 758 052	7 616 937	118 104	408 580	92,6 %	81,9 %	0,3 %	0,8 %

Global selon la ventilation hommes/femmes

Catégorie de revenu	Hommes				Femmes			
	Réal/prévu		Écart-type		Réal/prévu		Écart-type	
	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu
0-1 000	99,3 %	98,5 %	0,7 %	0,8 %	95,8 %	94,5 %	0,7 %	0,8 %
1 000-5 000	96,0 %	95,4 %	0,5 %	0,6 %	91,0 %	90,7 %	0,5 %	0,6 %
5 000-10 000	89,9 %	89,6 %	1,1 %	1,1 %	86,3 %	86,2 %	1,0 %	1,0 %
10 000+	78,5 %	67,4 %	1,3 %	2,6 %	77,9 %	71,3 %	1,4 %	2,5 %
Total	94,6 %	81,4 %	0,4 %	1,2 %	90,8 %	82,4 %	0,4 %	1,0 %

Catégorie de revenu 10 000 \$+ faisant l'objet d'un découpage additionnel en sous-catégories

Catégorie de revenu	Hommes				Femmes			
	Réal/prévu		Écart-type		Réal/prévu		Écart-type	
	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu
10 000-20 000	84,0 %	83,6 %	1,6 %	1,6 %	80,0 %	79,8 %	1,7 %	1,7 %
20 000-50 000	68,9 %	67,5 %	2,6 %	2,6 %	72,9 %	71,9 %	3,0 %	3,1 %
50 000+	54,5 %	41,1 %	5,8 %	9,2 %	66,9 %	52,7 %	7,0 %	9,7 %

REER seulement

Catégorie de revenu	Hommes				Femmes			
	Réal/prévu		Écart-type		Réal/prévu		Écart-type	
	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu
0-1 000	103,8 %	103,3 %	1,0 %	1,1 %	95,7 %	94,1 %	0,9 %	1,0 %
1 000-5 000	98,5 %	97,7 %	0,7 %	0,7 %	91,0 %	90,9 %	0,6 %	0,7 %
5 000-10 000	93,0 %	92,6 %	1,4 %	1,4 %	86,0 %	86,0 %	1,4 %	1,4 %
10 000+	84,9 %	82,1 %	1,9 %	2,4 %	80,8 %	82,8 %	2,4 %	2,7 %
Total	98,1 %	91,4 %	0,5 %	0,9 %	91,3 %	88,0 %	0,5 %	0,8 %

Non agréé seulement

Catégorie de revenu	Hommes				Femmes			
	Réal/prévu		Écart-type		Réal/prévu		Écart-type	
	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu
0-1 000	93,3 %	91,9 %	1,1 %	1,2 %	96,2 %	94,7 %	1,2 %	1,3 %
1 000-5 000	89,6 %	88,9 %	1,0 %	1,1 %	90,2 %	89,6 %	0,9 %	1,0 %
5 000-10 000	83,8 %	83,8 %	1,8 %	1,9 %	85,2 %	85,1 %	1,6 %	1,6 %
10 000+	71,0 %	56,3 %	1,9 %	4,3 %	75,7 %	66,3 %	1,8 %	3,4 %
Total	88,2 %	68,8 %	0,6 %	2,6 %	89,3 %	76,3 %	0,6 %	1,9 %

d) Observations fiscales

Comme l'étude concerne les contrats individuels et non les contrats collectifs, on compte relativement peu de RRA comparativement aux REER et aux régimes non agréés. On pourrait s'attendre à ce que le ratio R/P le plus élevé soit associé aux RRA et le moins élevé, aux régimes non agréés (puisque dans le cas d'un RRA, le rentier n'a pas le choix et doit obligatoirement acheter une rente). Le tableau ci-dessous présente un sommaire des données relatives aux polices de rentes ordinaires selon le traitement fiscal. Bien que le lien R/P soit conforme aux attentes en fonction du nombre de polices, les ratios R/P selon le revenu sont légèrement supérieurs pour les REER par rapport aux RRA.

Imposition	Risques		Décès		Réal/prévu		Écart-type	
	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu
REER	959 703	3 384 359	71 368	218 229	94,4 %	89,8 %	0,3 %	0,6 %
RRA	117 137	573 257	6 061	23 817	98,9 %	89,0 %	1,2 %	2,4 %
Non agréé	681 213	3 659 321	40 676	166 534	88,8 %	72,7 %	0,4 %	1,6 %
Total	1 758 052	7 616 937	118 104	408 580	92,6 %	81,9 %	0,3 %	0,8 %

Il est possible que cette situation soit attribuable à un fantôme d'hétérogénéité dans les données. Soulignons que le revenu annuel moyen s'établit à 3 500 \$ pour les REER, à 4 900 \$ pour les RRA et à 5 400 \$ pour les régimes non agréés. Comme l'expérience s'améliore en fonction de l'importance du revenu, il est possible que l'écart dû au traitement fiscal soit en réalité inférieur à ce qui est indiqué dans le tableau.

Pour voir si la taille du revenu explique l'anomalie, une modification a été apportée aux données. La modification apportée est analogue à l'ajustement pour l'âge, en un peu plus complexe. La modification a été appliquée à l'exposition selon la catégorie de revenu, l'âge et la durée, les totaux par sexe, par régime et par traitement fiscal demeurant inchangés. Le taux de mortalité réel dans chaque cellule est appliqué à la distribution révisée de l'exposition. Le ratio R/P révisé

est valide, et l'écart-type est à peu près correct. En raison des limites des données pour les âges plus jeunes, la modification peut seulement être apportée à la fourchette d'âges de 50 à 99 ans. La fourchette d'âges compte pour plus de 96 % des données (en fonction de l'exposition et des décès) alors l'analyse devrait être encore valide.

Le tableau suivant montre que les ratios R/P et les écarts-types pour les données initiales et modifiées. Il montre que les ratios R/P sont conformes aux attentes.

Imposition	Données initiales				Données modifiées			
	Réal/prévu		Écart-type		Réal/prévu		Écart-type	
	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu
REER	94,4 %	89,8 %	0,3 %	0,6 %	93,8 %	86,6 %	0,5 %	1,7 %
RRA	98,9 %	89,0 %	1,2 %	2,4 %	100,7 %	92,6 %	1,5 %	2,7 %
Non agréé	88,8 %	72,7 %	0,4 %	1,6 %	91,7 %	80,1 %	0,5 %	1,0 %
Total	92,6 %	81,9 %	0,3 %	0,8 %	93,5 %	84,0 %	0,3 %	0,9 %

Un ajustement similaire a été effectué séparément pour les hommes et les femmes afin de déterminer si on trouve la même tendance pour les deux sexes. Le tableau ci-dessous montre que la tendance est la même. Pour les femmes, les ratios R/P relatifs aux REER et aux régimes non agréés sont sensiblement les mêmes en fonction de la police. La valeur de l'écart-type ne permet pas de déterminer s'il s'agit ou non d'une simple variation statistique.

Imposition	Hommes				Femmes			
	Réal/prévu		Écart-type		Réal/prévu		Écart-type	
	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu
REER	97,3 %	88,7 %	0,7 %	2,8 %	90,6 %	84,2 %	0,6 %	1,5 %
RRA	103,5 %	94,1 %	1,9 %	3,1 %	97,1 %	89,9 %	2,3 %	4,7 %
Non agréé	92,5 %	79,0 %	0,7 %	1,6 %	90,8 %	81,2 %	0,7 %	1,3 %
Total	95,8 %	84,7 %	0,5 %	1,5 %	91,0 %	83,1 %	0,4 %	1,0 %

e) Observations sur les périodes sélectes et ultimes

Les tableaux qui suivent présentent un aperçu des ratios sélects et ultimes de mortalité des polices de rentes ordinaires compris dans l'étude pour les années d'étude 2002-2011. Lorsqu'on se penche sur les résultats généraux de l'étude, nous pouvons énoncer ces affirmations :

- Il y a autosélection.
- L'autosélection est surtout présente durant la période sélecte d'approximativement 10 ans (après 10 ans, l'impact de l'autosélection diminue rapidement).
- L'autosélection est plus élevée durant les six premières années suivant l'émission de la police.

Expérience globale de mortalité sélecte-ultime (période sélecte de 10 ans)

Année d'assur.	Ratio R/P		Écart-type		Ratio ultime moins sélect R/P		Écart-type	
	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu
1	49,1 %	33,4 %	3,4 %	10,3 %	45,3 %	55,5 %	3,4 %	10,3 %
2	60,9 %	44,4 %	3,3 %	8,4 %	33,5 %	44,5 %	3,3 %	8,5 %
3	68,2 %	53,6 %	3,2 %	9,2 %	26,2 %	35,3 %	3,2 %	9,2 %
4	72,5 %	51,8 %	3,1 %	9,3 %	21,9 %	37,1 %	3,1 %	9,3 %
5	76,2 %	62,8 %	2,9 %	9,2 %	18,2 %	26,0 %	2,9 %	9,2 %
6	74,4 %	62,6 %	2,8 %	9,0 %	20,0 %	26,3 %	2,8 %	9,0 %
7	83,5 %	56,0 %	2,6 %	8,8 %	10,9 %	32,9 %	2,6 %	8,8 %
8	80,8 %	64,3 %	2,5 %	8,7 %	13,6 %	24,6 %	2,5 %	8,7 %
9	81,6 %	64,5 %	2,4 %	8,4 %	12,8 %	24,4 %	2,4 %	8,4 %
10	85,4 %	74,5 %	2,2 %	7,5 %	9,0 %	14,4 %	2,2 %	7,5 %
Ultime	94,4 %	88,9 %	0,3 %	0,6 %				
Total	92,6 %	81,9 %	0,3 %	0,8 %				

Expérience globale de mortalité sélecte-ultime (période sélecte de 25 ans)

Année d'assur.	Ratio R/P		Écart-type		Ratio ultime moins sélect R/P		Écart-type	
	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu
0-5	66,4 %	49,5 %	1,4 %	4,2 %	32,9 %	43,3 %	1,5 %	4,3 %
5-10	81,6 %	64,5 %	1,1 %	3,8 %	17,7 %	28,3 %	1,2 %	4,0 %
10-15	88,8 %	83,3 %	0,8 %	2,1 %	10,5 %	9,5 %	0,9 %	2,4 %
15-20	90,9 %	87,3 %	0,6 %	1,1 %	8,4 %	5,5 %	0,7 %	1,5 %
20-25	95,0 %	91,4 %	0,5 %	0,9 %	4,3 %	1,4 %	0,7 %	1,4 %
Ultime	99,3 %	92,8 %	0,5 %	1,1 %				
Total	92,6 %	81,9 %	0,3 %	0,8 %				

Analyse de la catégorie de revenu

En séparant les données selon la catégorie de revenu, nous constatons une relation claire entre l'autosélection et la catégorie de revenu. Voilà qui appuie la notion voulant que les personnes qui investissent un montant supérieur d'argent dans les produits de rentes sont bien informées de leur état de santé, augmentant ainsi l'effet de l'autosélection.

Expérience de mortalité sélecte-ultime selon la catégorie de revenu²
(période sélecte de 10 ans)

Catégorie de revenu	Ratio ultime moins sélect R/P		Écart-type	
	Polices	Revenu	Polices	Revenu
0-999	11,7 %	11,8 %	2,5 %	2,6 %
1 000-4 999	14,1 %	14,4 %	1,4 %	1,5 %
5 000-9 999	17,7 %	17,6 %	2,1 %	2,1 %
10 000+	21,4 %	31,8 %	2,2 %	4,3 %
Total	18,6 %	31,6 %	0,9 %	2,9 %

Analyse du traitement fiscal

Pour voir si la taille du revenu explique l'autosélection pour les contrats non agréés, une modification a été apportée aux données. La modification apportée est analogue à l'ajustement pour le revenu et l'âge, en un peu plus complexe. La modification a été appliquée à l'exposition selon la catégorie de revenu et l'âge, les totaux par sexe, par régime et par traitement fiscal demeurant inchangés. Le taux de mortalité réel dans chaque cellule est appliqué à la distribution révisée de l'exposition. En raison des limites des données pour les âges plus jeunes, la modification peut seulement être apportée à la fourchette d'âges de 50 à 99 ans. La fourchette d'âges compte pour plus de 96 % des données (en fonction de l'exposition et des décès) alors l'analyse devrait être encore valide.

Le tableau suivant montre le ratio R/P ultime moins sélect pour les données initiales et modifiées. Après la modification de l'exposition selon la catégorie de revenu et l'âge, nous n'observons pas de tendance d'autosélection claire selon le traitement fiscal. Par conséquent, nous concluons que la raison principale derrière une autosélection supérieure pour les contrats non agréés est une proportion plus élevée de rentiers ayant un revenu supérieur pour ce type de contrat.

Expérience de mortalité sélecte-ultime selon le traitement fiscal²
(période sélecte de 10 ans)

	Données initiales		Données modifiées	
	Ratio ultime moins sélect R/P		Ratio ultime moins sélect R/P	
	Polices	Revenu	Polices	Revenu
Non agréé	18,9 %	32,9 %	21,9 %	28,9 %
REER	18,2 %	21,2 %	21,2 %	26,4 %
RRA	9,1 %	7,8 %	22,3 %	25,9 %
Total	18,8 %	32,0 %	21,8 %	28,3 %

Analyse selon le sexe et l'année d'émission

On ne peut tirer de conclusion évidente concernant l'autosélection selon le sexe du rentier ou l'année d'émission.

² Une période sélecte de 10 ans a été utilisée. L'écart entre le ratio réel/prévu durant les périodes sélecte et ultime a été utilisé en tant que mesure d'autosélection.

f) Observations sur les polices avec et sans remboursement

La comparaison des ratios de mortalité des polices à capital remboursable et à capital non remboursable présente certaines difficultés :

- Les polices à capital remboursable sont plus courantes que les polices à capital non remboursable, même si le pourcentage des polices à capital non remboursable a fait l'objet d'une augmentation durant les dernières années à l'étude.
- Les polices à capital remboursable sont loin d'être homogènes; tant les rentes certaines sur cinq ans que les rentes certaines jusqu'à 90 ans sont considérées comme étant des polices à capital remboursable.
- Certaines sociétés ont de la difficulté à classer correctement les polices à capital remboursable après l'échéance de la période garantie.

On peut malgré ces difficultés formuler quelques observations intéressantes. Pour les contrats de rentes ordinaires, le ratio de mortalité des polices à capital remboursable est supérieur au ratio des polices à capital non remboursable lorsqu'on mesure en fonction du revenu annualisé pour les rentiers de sexe masculin et féminin (légères différences lorsqu'on mesure en fonction du nombre de polices).

En outre, les ratios de mortalité sont de toute évidence inférieurs pour les polices non agréées à capital non remboursable (partiellement en raison d'une plus grande proportion de rentiers à revenu plus élevé) dans les catégories de revenu supérieures, ainsi que durant les dix premières années d'étude. Cette expérience exige donc que l'on fasse preuve de prudence dans la détermination de la tarification des rentes non remboursables.

L'écart observé en fonction de la présence ou de l'absence d'une clause de remboursement peut s'expliquer par le fait que les rentiers qui disposent de renseignements supplémentaires à propos de leur état de santé, par exemple dans le cas des polices adossées, choisiront le type de rente qui leur convient le mieux. On peut donc penser que les rentiers qui choisissent un contrat sans remboursement se croient en bonne santé et préfèrent recevoir une rente plus élevée, au risque de ne rien laisser à leur décès.

Le tableau ci-dessous montre les ratios de mortalité et les écarts-types associés aux polices de rentes ordinaires. Comme l'indiquent les écarts-types des ratios relatifs aux contrats non remboursables, ces résultats s'accompagnent d'un degré d'incertitude plus élevé.

	Rembours.	Risques		Décès		Réel/prévu		Écart-type	
		Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu
Total	Non	428 876	2 354 983	34 485	132 217	92,6 %	73,6 %	0,5 %	1,8 %
Total	Oui	1 329 176	5 261 954	83 618	276 364	92,6 %	86,6 %	0,3 %	0,7 %
Total	Tous	1 758 052	7 616 937	118 104	408 580	92,6 %	81,9 %	0,3 %	0,8 %
Hommes	Non	180 295	1 088 954	15 400	63 422	93,1 %	71,5 %	0,7 %	2,9 %
Hommes	Oui	592 644	2 484 655	42 198	143 280	95,2 %	86,7 %	0,4 %	1,0 %
Femmes	Non	248 582	1 266 028	19 086	68 794	92,3 %	75,7 %	0,7 %	2,0 %
Femmes	Oui	736 532	2 777 299	41 421	133 084	90,1 %	86,4 %	0,4 %	1,0 %
Hommes	Tous	772 939	3 573 610	57 597	206 702	94,6 %	81,4 %	0,4 %	1,2 %
Femmes	Tous	985 114	4 043 327	60 507	201 878	90,8 %	82,4 %	0,4 %	1,0 %
Non agréé	Non	185 672	1 434 832	12 737	64 063	87,2 %	61,6 %	0,8 %	2,9 %
Non agréé	Oui	495 541	2 224 489	27 939	102 471	89,5 %	82,0 %	0,5 %	1,5 %
REER	Non	214 265	772 491	19 778	60 065	95,8 %	90,1 %	0,6 %	1,2 %
REER	Oui	745 438	2 611 868	51 590	158 164	93,9 %	89,7 %	0,4 %	0,7 %
Catégorie 0-999	Non	106 475	59 892	10 565	5 691	100,4 %	99,1 %	0,9 %	1,0 %
Catégorie 1 000-4 999	Non	208 635	501 143	16 994	39 506	94,4 %	93,0 %	0,7 %	0,8 %
Catégorie 5 000-9 999	Non	62 646	432 709	4 256	29 397	86,4 %	86,6 %	1,3 %	1,4 %
Catégorie 10 000-19 999	Non	32 258	437 792	1 858	25 299	76,1 %	75,9 %	1,9 %	1,9 %
Catégorie 20 000-49 999	Non	14 809	423 040	662	18 442	61,9 %	59,9 %	2,9 %	3,0 %
Catégorie 50 000+	Non	4 055	500 406	151	13 881	55,6 %	41,7 %	5,7 %	8,8 %
Catégorie 0-999	Oui	319 730	193 065	22 857	13 468	96,2 %	95,3 %	0,6 %	0,7 %
Catégorie 1 000-4 999	Oui	712 065	1 679 352	45 574	105 125	92,9 %	92,8 %	0,4 %	0,5 %
Catégorie 5 000-9 999	Oui	192 357	1 330 328	10 319	70 781	88,7 %	88,4 %	0,9 %	0,9 %
Catégorie 10 000-19 999	Oui	77 346	1 033 003	3 735	49 594	85,4 %	85,1 %	1,4 %	1,5 %
Catégorie 20 000-49 999	Oui	24 035	666 433	1 014	28 190	77,7 %	77,3 %	2,6 %	2,7 %
Catégorie 50 000+	Oui	3 644	359 774	119	9 206	65,5 %	54,0 %	7,1 %	9,9 %
Durée 1-10	Non	62 882	884 450	1 705	18 649	61,8 %	39,2 %	1,8 %	5,4 %
Durée 1-10	Oui	294 511	1 663 075	7 621	44 433	79,8 %	71,0 %	1,0 %	2,7 %
Ultime	Non	365 995	1 470 532	32 781	113 567	95,1 %	86,0 %	0,5 %	1,4 %
Ultime	Oui	1 034 665	3 598 879	75 997	231 930	94,1 %	90,4 %	0,3 %	0,6 %

Analyse de la catégorie de revenu

D'après une analyse des données plus poussée selon la catégorie de revenu et une comparaison des polices non agréées et REER, nous constatons une différence très faible entre le remboursement et le non remboursement des polices REER à chaque catégorie. Cependant, les polices non agréées affichent des différences significatives aux catégories plus élevées.

	REER					
	Non remboursement		Remboursement		Non remboursement - Remboursement	
	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu
Catégorie 0–999	101,7 %	99,9 %	98,2 %	97,3 %	3,6 %	2,6 %
Catég. 1 000–4 999	95,4 %	94,1 %	94,0 %	94,1 %	1,4 %	0,0 %
Catég. 5 000–9 999	90,7 %	91,2 %	89,2 %	88,7 %	1,5 %	2,5 %
Catégorie 10 000+	81,1 %	82,0 %	84,1 %	82,5 %	-2,9 %	-0,4 %
Total	95,8 %	90,1 %	93,9 %	89,7 %	1,9 %	0,5 %
	Non agréé					
	Non remboursement		Remboursement		Non remboursement - Remboursement	
	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu
Catégorie 0–999	97,9 %	96,9 %	93,0 %	91,6 %	4,9 %	5,3 %
Catég. 1 000–4 999	91,7 %	90,3 %	89,3 %	88,9 %	2,3 %	1,4 %
Catég. 5 000–9 999	80,1 %	80,1 %	87,0 %	87,0 %	-6,9 %	-6,9 %
Catégorie 10 000+	64,3 %	51,4 %	82,3 %	74,2 %	-18,0 %	-22,8 %
Total	87,2 %	61,6 %	89,5 %	82,0 %	-2,3 %	-20,4 %

g) Observations sur les polices adossées

La sous-commission tente d'isoler l'expérience des rentes adossées. Dans le cadre de cette étude, nous supposons que les polices à capital non remboursable et non agréées ayant des catégories de revenu supérieures sont des rentes adossées. Le tableau suivant compare les polices à capital non remboursable et non agréées selon la catégorie de revenu pour les polices sur une seule vie.

Bien que les données pour les polices à capital non remboursable et non agréées soient rares, elles indiquent que les polices de rentes ordinaires ayant un revenu supérieur à 20 000 \$ ont des ratios de mortalité considérablement inférieurs.

En séparant les contrats isolés pour les hommes et les femmes, nous observons que les ratios de mortalité sont également moindres pour les blocs de contrats isolés ayant un revenu supérieur à 20 000 \$.

Expérience des polices de rentes ordinaires, non remboursables et non agréées seulement

	Risques		Décès		Réal/prévu		Écart-type	
	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu
Catégorie 0–999	49 172	26 238	4 266	2 138	97,9 %	96,9 %	1,4 %	1,6 %
Catég. 1 000–4 999	74 795	180 689	5 154	12 069	91,7 %	90,3 %	1,3 %	1,4 %
Catég. 5 000–9 999	28 729	200 569	1 735	12 155	80,1 %	80,1 %	2,0 %	2,1 %
Catég. 10 000–19 999	18 742	257 812	1 041	14 527	72,4 %	72,6 %	2,5 %	2,5 %
Catég. 20 000–49 999	10 624	305 004	419	11 589	53,5 %	51,2 %	3,4 %	3,5 %
Catégorie 50 000+	3 611	464 519	122	11 585	51,0 %	37,8 %	6,1 %	9,4 %
Total	185 672	1 434 832	12 737	64 063	87,2 %	61,6 %	0,8 %	2,9 %

**Expérience chez les hommes des polices de rentes ordinaires,
non remboursables et non agréées seulement**

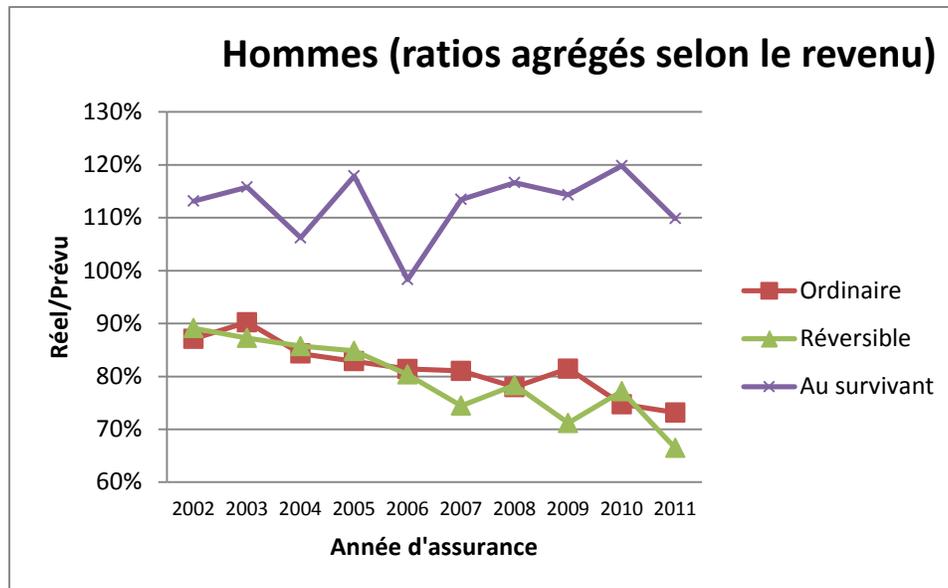
	Risques		Décès		Réal/prévu		Écart-type	
	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu
Catégorie 0-999	24 528	14 011	1 873	1 011	95,3 %	92,9 %	2,1 %	2,3 %
Catég. 1 000-4 999	32 058	74 406	2 180	4 953	88,8 %	87,0 %	1,9 %	2,1 %
Catég. 5 000-9 999	11 613	81 586	710	5 099	76,6 %	77,4 %	3,1 %	3,1 %
Catég. 10 000-19 999	7 695	106 336	463	6 506	72,7 %	73,2 %	3,7 %	3,8 %
Catég. 20 000-49 999	4 890	140 544	193	5 372	48,7 %	46,4 %	4,7 %	4,9 %
Catégorie 50 000+	1 780	241 917	62	6 187	49,6 %	36,4 %	8,4 %	14,0 %
Total	82 564	658 799	5 482	29 128	84,2 %	57,3 %	1,2 %	4,9 %

**Expérience chez les femmes des polices de rentes ordinaires,
non remboursables et non agréées seulement**

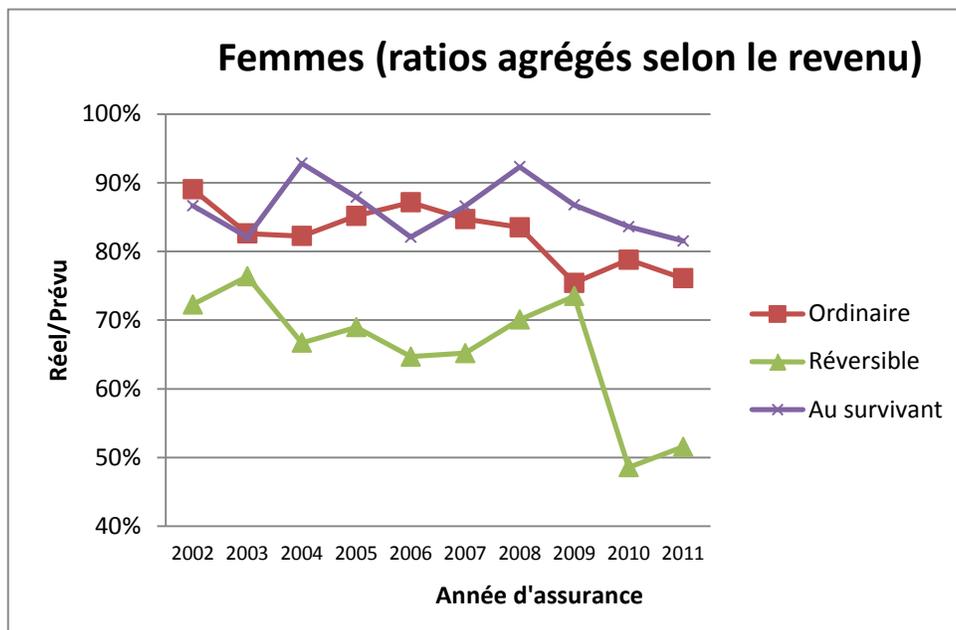
	Risques		Décès		Réal/prévu		Écart-type	
	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu	Polices	Revenu
Catégorie 0-999	24 643	12 226	2 394	1 127	100,0 %	100,7 %	1,9 %	2,2 %
Catég. 1 000-4 999	42 737	106 284	2 974	7 116	93,9 %	92,8 %	1,7 %	1,8 %
Catég. 5 000-9 999	17 116	118 983	1 025	7 056	82,8 %	82,1 %	2,7 %	2,7 %
Catég. 10 000-19 999	11 047	151 477	578	8 020	72,1 %	72,2 %	3,3 %	3,4 %
Catég. 20 000-49 999	5 734	164 461	225	6 217	58,4 %	56,1 %	4,8 %	5,0 %
Catégorie 50 000+	1 831	222 603	59	5 398	52,5 %	39,5 %	8,9 %	11,9 %
Total	103 108	776 033	7 255	34 935	89,6 %	65,6 %	1,0 %	3,3 %

h) Observations sur les polices de rentes réversibles et de rentes ordinaires

Le graphique ci-dessous montre les ratios globaux de mortalité en fonction du revenu pour les hommes, les polices de rentes ordinaires, les polices de rentes réversibles (les deux rentiers sont vivants) et les polices de rentes réversibles au survivant. Les données montrent clairement que les polices de rentes réversibles au survivant sont assorties de ratios considérablement supérieurs à ceux des polices de rentes ordinaires ou réversibles (les deux rentiers sont vivants). Les ratios des polices de rentes réversibles (les deux rentiers sont vivants) et ordinaires ne montrent pas de différence importante.

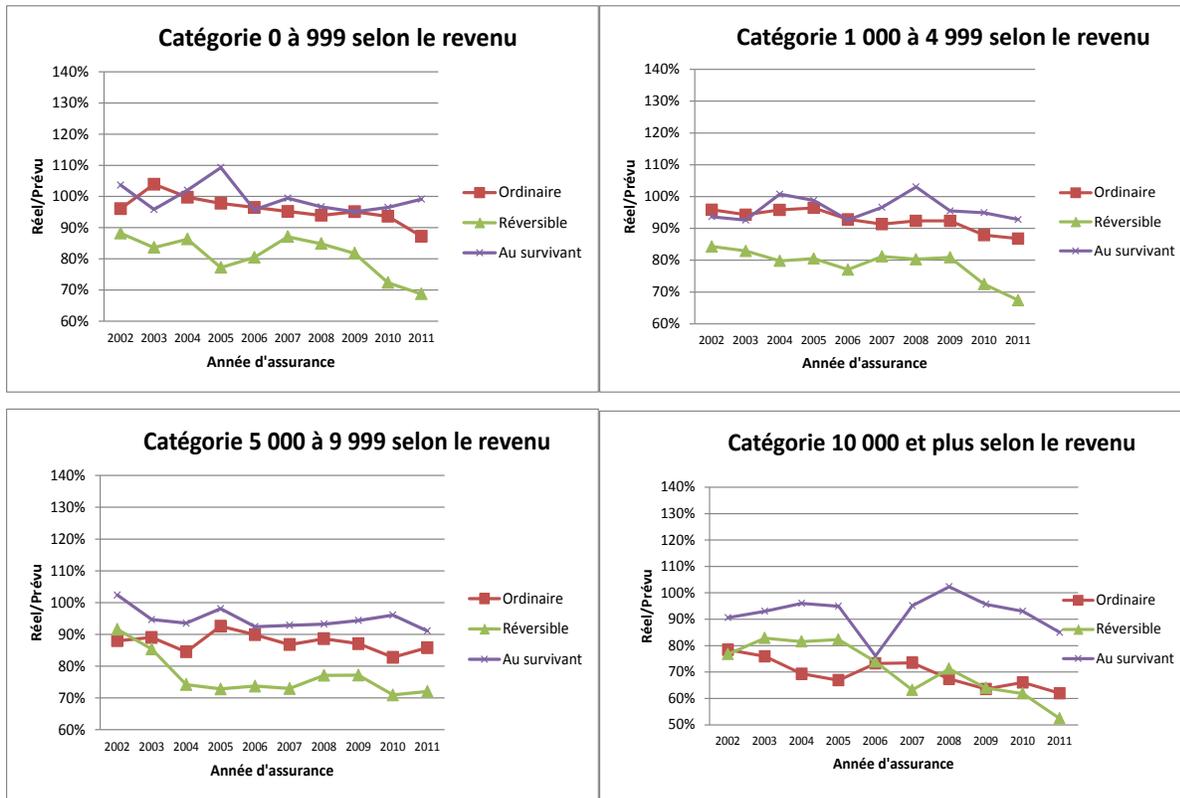


Le prochain graphique indique les ratios agrégés de mortalité correspondants chez les femmes. Dans ce cas, les données affichent également un taux de mortalité plus élevé dans le cas de polices de rentes réversibles au survivant. De plus, le ratio R/P pour les polices de rentes réversibles (les deux rentiers sont vivants) chez les femmes est considérablement plus faible que pour les polices de rentes ordinaires et réversibles au survivant chez les femmes. Les faibles ratios de mortalité pour les polices de rentes réversibles (les deux rentiers sont vivants) en 2010 et 2011 suggèrent que les années récentes affichent une grande sensibilité aux facteurs SMND utilisés.

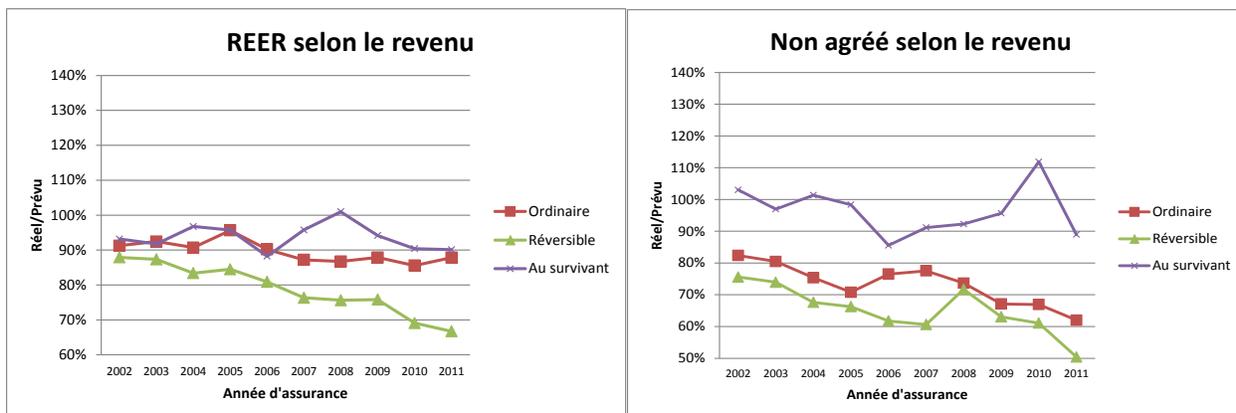


Les quatre prochains graphiques montrent les ratios de mortalité globaux pour chacune des quatre catégories de revenu, selon qu'il s'agisse de rentes ordinaires, de rentes réversibles (les deux rentiers sont vivants) ou de rentes réversibles au survivant. La mortalité pour les polices de rentes réversibles au survivant semble être légèrement plus élevée que celle pour les rentes ordinaires et les rentes réversibles (les deux rentiers sont vivants) à toutes les catégories de

revenu. De plus, les polices de rentes réversibles (les deux rentiers sont vivants) affichent une expérience de mortalité inférieure aux polices ordinaires et réversibles au survivant, sauf que l'expérience de mortalité de rente ordinaire est plus faible à un revenu annualisé supérieur à 10 000 \$.



Les deux graphiques suivants montrent les ratios selon le traitement fiscal. Pour les polices non agréées, la mortalité est de beaucoup supérieure pour les rentes réversibles au survivant que pour les polices de rentes réversibles (les deux rentiers sont vivants) ou ordinaires. La différence est moindre pour les REER.



5. SOCIÉTÉS PARTICIPANTES

Le tableau suivant, provenant des sociétés participantes, présente le pourcentage de décès parmi les polices de rentes ordinaires dans les données fournies pour les années 2002–2011 avec décès SMND.

Société	2010–2011	2002–2011
Canada-Vie	18,4 %	20,3 %
Co-operators	2,3 %	1,3 %
Great-West Life	7,4 %	8,2 %
Industrielle Alliance	7,1 %	7,3 %
London Life	0,0 %	0,0 %
Financière Manuvie	26,9 %	27,2 %
Standard Life	8,9 %	7,9 %
Sun Life	29,0 %	27,9 %

6. DONNÉES SUPPLÉMENTAIRES POUR L'ÉTUDE

Cette étude comprend des tableaux plus détaillés qui résument les données. Il existe des ensembles de tableaux pour l'année d'expérience 2010 et 2011 et les 10 années d'expérience combinées 2002 à 2011. Une table des matières pour chaque ensemble de tableaux est fournie ci-dessous.

Pour ceux qui désirent en savoir plus sur les données, nous avons inclus des résumés des données sous la forme de fichiers binaires [IAMS2011.zip](#). Le fichier zip comprend également une description des fichiers binaires et un exemple de tableur Excel qui illustre l'utilisation des fichiers binaires.

Sexe	Type d'imposition	Remboursement	Conjoint	Revenu	Page	Détails
Tous	Tous	Tous	Ordinaire	Tous	1	
M	Tous	Tous	Ordinaire	Tous	2	
F	Tous	Tous	Ordinaire	Tous	3	
M	REER	Tous	Ordinaire	Tous	4	
M	RRA	Tous	Ordinaire	Tous	5	
M	Non agréé	Tous	Ordinaire	Tous	6	
F	REER	Tous	Ordinaire	Tous	7	
F	RRA	Tous	Ordinaire	Tous	8	
F	Non agréé	Tous	Ordinaire	Tous	9	
M	Tous	Non remboursable	Ordinaire	Tous	10	
M	Tous	Remboursable	Ordinaire	Tous	11	
F	Tous	Non remboursable	Ordinaire	Tous	12	
F	Tous	Remboursable	Ordinaire	Tous	13	
M	Tous	Tous	Réversible (les deux rentiers sont vivants)	Tous	14	
M	Tous	Tous	Réversible (survivant)	Tous	15	
F	Tous	Tous	Réversible (les deux rentiers sont vivants)	Tous	16	
F	Tous	Tous	Réversible (survivant)	Tous	17	
Tous	Tous	Tous	Ordinaire	0-1 000	18	
M	Tous	Tous	Ordinaire	0-1 000	19	
F	Tous	Tous	Ordinaire	0-1 000	20	
Tous	Tous	Tous	Ordinaire	1 000-5 000	21	
M	Tous	Tous	Ordinaire	1 000-5 000	22	
F	Tous	Tous	Ordinaire	1 000-5 000	23	
Tous	Tous	Tous	Ordinaire	5 000-10 000	24	
M	Tous	Tous	Ordinaire	5 000-10 000	25	
F	Tous	Tous	Ordinaire	5 000-10 000	26	
Tous	Tous	Tous	Ordinaire	10 000+	27	
M	Tous	Tous	Ordinaire	10 000+	28	
F	Tous	Tous	Ordinaire	10 000+	29	
Tous	REER	Tous	Ordinaire	Selon le revenu	30-33	
M	REER	Tous	Ordinaire	Selon le revenu	34-37	
F	REER	Tous	Ordinaire	Selon le revenu	38-41	
Tous	Non agréé	Tous	Ordinaire	Selon le revenu	42-45	
M	Non agréé	Tous	Ordinaire	Selon le revenu	46-49	
F	Non agréé	Tous	Ordinaire	Selon le revenu	50-53	
M	Tous	Tous	Ordinaire	Tous	54-59	Détails concernant l'émission et la durée
F	Tous	Tous	Ordinaire	Tous	60-65	Détails concernant l'émission et la durée

7. MEMBRES DE LA SOUS-COMMISSION

Les membres de la Sous-commission sur l'expérience dans les rentes de la Commission de recherche sont : Diana Pisanu (présidente), Lynn Allen, Catherine Bégin, Mark Harazny, Taylor Wasko et Jinxia Ma. Les anciens membres Roland Johnson, Johnny Lam et Julie Chambers ont également participé à la production de cette étude.

ANNEXE – ÉCART-TYPE DES RATIOS R/P DANS LES ÉTUDES DE MORTALITÉ

Les formules suivantes correspondent à trois identités types à des fins de variance :

$$\text{Var}(X) = E[X^2] - E[X]^2$$

$$\text{Var}(cX) = c^2 \text{Var}(X)$$

$$\text{Var}(X + Y) = \text{Var}(X) + \text{Var}(Y) + 2 \text{cov}(X, Y)$$

Mais $\text{cov}(X, Y) = 0$ si X et Y sont indépendants.

Prenons un ensemble de polices, dont le montant est K_i et dont l'âge actuel est x_i , pour $i = 1, 2, \dots, n$. Puis, étant donné que nous pouvons supposer, pour chaque police, une loi binomiale de taille 1 et avec probabilité celle de décès dans la prochaine année, les formules suivantes peuvent être dérivées :

$$E[\text{Décès}] = \sum_{i=1}^n q_{x_i}$$

$$E[\text{Sinistres}] = \sum_{i=1}^n K_i q_{x_i}$$

$$\text{Var}(\text{Sinistres}) = \sum_{i=1}^n K_i^2 q_{x_i} (1 - q_{x_i})$$

$$\text{Var}(R/P) = \left(\sum_{i=1}^n K_i^2 q_{x_i} (1 - q_{x_i}) \right) \left(\sum_{i=1}^n K_i q_{x_i} \right)^{-2}, \text{ étant donné que } E[\text{Sinistres}] \text{ est une constante.}$$

Cette dernière formule figure à la base des écarts-types pour l'étude de mortalité dans les rentes individuelles. Elle est exacte si le tableau prévu constitue une bonne représentation de la mortalité sous-jacente.

Cette dernière formule figure également à la base d'une approximation de l'écart-type pour le ratio réel/prévu par polices. Trois déclarations préliminaires sont requises :

1. Pour les polices, $K_i = 1$.
2. De façon approximative, $1 - q_x = 1$.
3. Le nombre de décès observés, Θ , est un estimé de $E[\text{Décès}]$.

Puis, de manière approximative, pour les ratios R/P selon les polices,

$$\begin{aligned} \text{Var}(R/P) &= \Theta (E[\text{Décès}])^{-2} \\ &= \frac{\Theta^2}{\Theta E[\text{Décès}]^2} = \frac{\left(\frac{\Theta}{E[\text{Décès}]} \right)^2}{\Theta} = \frac{(R/P)^2}{\Theta} \end{aligned}$$

$$\text{Ainsi, l'écart} \approx \text{type}(R/P) = \frac{(R/P)}{\sqrt{\Theta}}.$$

Il convient de noter que nous pourrions, avec une justification supérieure, avoir utilisé $E[\text{Décès}]$ plutôt que Θ dans l'approximation ci-dessus, mais le format présenté ci-haut constitue le format le plus utilisé.

L'étude de la Society of Actuaries sur l'expérience de montants supérieurs indique, à la page 31, en faisant référence à la formule ci-dessus, [*traduction*] qu'« il est nécessaire d'utiliser le nombre de sinistres dans cette formule même lorsque le ratio de mortalité utilisé est basé sur un montant d'assurance » (voir <http://www.soa.org/files/sections/large-amount.pdf>).