

Document de recherche

Invalidité de longue durée en matière d'indemnités d'accident

Préparé par :
Shihui Feng, KPMG
Anh Tu Le, KPMG

Juillet 2020

Document 220113

*This document is available in English
© 2020 Institut canadien des actuaires*

Tables des matières

1	Sommaire	1
---	----------	---

2	Introduction	5
---	--------------	---

3	Modèles de survie définitifs sélectionnés	7
3.1	Modèles de survie	7
3.1.1	Assurance non collective et collective, RGT, âge du demandeur ≤ 50	8
3.1.2	Assurance non collective et collective, hors RGT, âge du demandeur ≤ 50	8
3.1.3	Tous assureurs et toutes régions confondus, âge du demandeur > 50	8
3.2	Coefficients de modèle sélectionnés	9
3.2.1	Assurance non collective et collective, RGT, âge du demandeur ≤ 50	9
3.2.2	Assurance non collective et collective, hors RGT, âge du demandeur ≤ 50	10
3.2.3	Tous assureurs et toutes régions confondus, âge du demandeur > 50	12
3.3	Calculs de rente	13

4	Considérations futures	16
---	------------------------	----

5	Annexe A – Modifications législatives	18
5.1	Prestations de remplacement du revenu	18
5.2	Prestations pour soignants	21
5.3	Prestations aux personnes sans revenu d’emploi	23
5.4	Prise en compte des changements législatifs	26

6	Annexe B – Processus de validation, d’épuration et de transformation des données	27
6.1	Description des données	27
6.2	Processus de validation des données	27
6.3	Processus d’épuration des données	37
6.4	Processus de transformation des données	40
6.4.1	Date du premier paiement	40
6.4.2	Processus de rattrapage	41
6.4.3	Processus d’élargissement.....	42
6.4.4	Paiements hebdomadaires	44
6.5	Contraintes de durée	45

7	Annexe C – Spécification et validation du modèle	47
7.1	Examen de la documentation pertinente	47

7.2	Considérations qui sous-tendent la sélection du MLG	49
7.3	Sélection des indicateurs de modèle et des variables explicatives	49
7.4	Variable de réponse	50
7.5	Interactions	51
7.6	Points de charnière	52
7.7	Critères de sélection et de validation des modèles	52
7.7.1	Tests statistiques.....	53
7.7.2	Statistiques mondiales.....	56
7.7.3	Graphiques de courbe d'élévation simple.....	56
7.7.4	Cartes thermiques.....	58
7.7.5	Graphiques de survie	60
7.7.6	Courbes des facteurs de rente.....	61
<hr/>		
8	Annexe D – Autres modèles	63
8.1	Modèle de survie à deux parties	63
8.2	Fonction de charnière avec un nombre différent d'interactions	65
8.3	Exclusion des demandeurs bénéficiant d'un règlement structuré	68
8.4	Tests de sensibilité – Données avec ou sans élargissement forfaitaire et taux d'actualisation de +100 points de base (pb)	70
8.5	Modèle de survie conditionnelle	72
<hr/>		
9	Acronymes courants	75
<hr/>		
10	Remerciements	76
<hr/>		
11	Bibliographie	77

1 Sommaire

L'assurance ILD-IAA en Ontario a fait l'objet d'une attention accrue aux fins de l'établissement de réserves suffisantes pour les demandes de règlement calculées dossier par dossier. Il y a plus de 20 ans, l'Institut canadien des actuaires (ICA) a publié pour la dernière fois un document de recherche sur les sinistres d'ILD en matière d'indemnités d'accident d'automobile en Ontario. Le présent document de recherche vise à fournir une approche actuarielle solide pour évaluer les réserves d'ILD-IAA.

L'estimation de la réserve pour demandes de règlement calculées dossier par dossier comprend une évaluation réfléchie et bien raisonnée des coûts d'un sinistre donné au fil du temps, d'après une évaluation critique des faits, des lois, et des enjeux sociétaux et comportementaux. En plus de ces considérations, le présent document tente d'examiner et de prendre en compte les caractéristiques, les forces et les faiblesses révélées par les données du Plan statistique sur les indemnités d'accident légales de l'Ontario (Plan statistique), la documentation accessible au public sur la modélisation, de même que les recommandations mentionnées dans les documents de recherche intitulés « Pertes en prestations d'accident dans l'invalidité longue durée »¹ (Christie (1992)) et « Pertes ILT du Régime de protection des automobilistes de l'Ontario : Le pic du RPAO et le projet de Loi 164 »² (Machtinger et Brown (1994)).

Aux fins du présent document, les courbes de survie représentent la relation entre le pourcentage de demandeurs qui demeurent invalides en fonction du temps écoulé depuis le premier paiement (en mois), et le nombre de demandeurs d'après les données du Plan statistique. Au fil du temps, on s'attend à ce que les demandeurs récupèrent ou décèdent, ou que leur protection prenne fin. Par conséquent, on s'attend à ce que les courbes de survie d'une cohorte donnée diminuent de façon monotone. Toutefois, les courbes de survie empiriques ont montré des inversions de la courbure, principalement en raison des processus d'enregistrement. Les modèles de survie présentés ici ont été élaborés pour produire des courbes de survie prédictives plus lisses et plus stables.

Les modèles de survie définitifs sélectionnés ont été élaborés au moyen de modèles linéaires généralisés (MLG) en supposant une loi de Poisson avec fonction de lien logarithmique et point(s) de charnière. Afin d'équilibrer l'homogénéité et la crédibilité, quatre modèles de survie distincts ont été construits pour refléter les tendances d'établissement des demandeurs appartenant à des groupes d'âge ≤ 50 ans. Les modèles distinguent le type d'assureur (p. ex., les polices d'assurance non collective et collective/affinitaire), et la région (p. ex., la région du Grand Toronto (RGT) et l'extérieur de la RGT (hors RGT)). Le cinquième modèle de survie reflète les tendances de règlement de tous les demandeurs de plus de 50 ans, en combinant le type d'assureur et la région.

¹ James K. Christie, « Pertes en prestations d'accident dans l'invalidité longue durée », juillet 1992. Consulté le 11 mars 2019. <https://www.cia-ica.ca/docs/default-source/1992/9246f.pdf>

² Jason K. Machtinger et Robert L. Brown, « Pertes ILT du Régime de protection des automobilistes de l'Ontario : Le pic du RPAO et le projet de Loi 164 », décembre 1994. Consulté le 11 mars 2019. <https://www.cia-ica.ca/docs/default-source/1995/9515f.pdf?sfvrsn=0>

Le tableau 1 résume les modèles de survie définitifs sélectionnés. Il convient de souligner que la durée est comptée en mois.

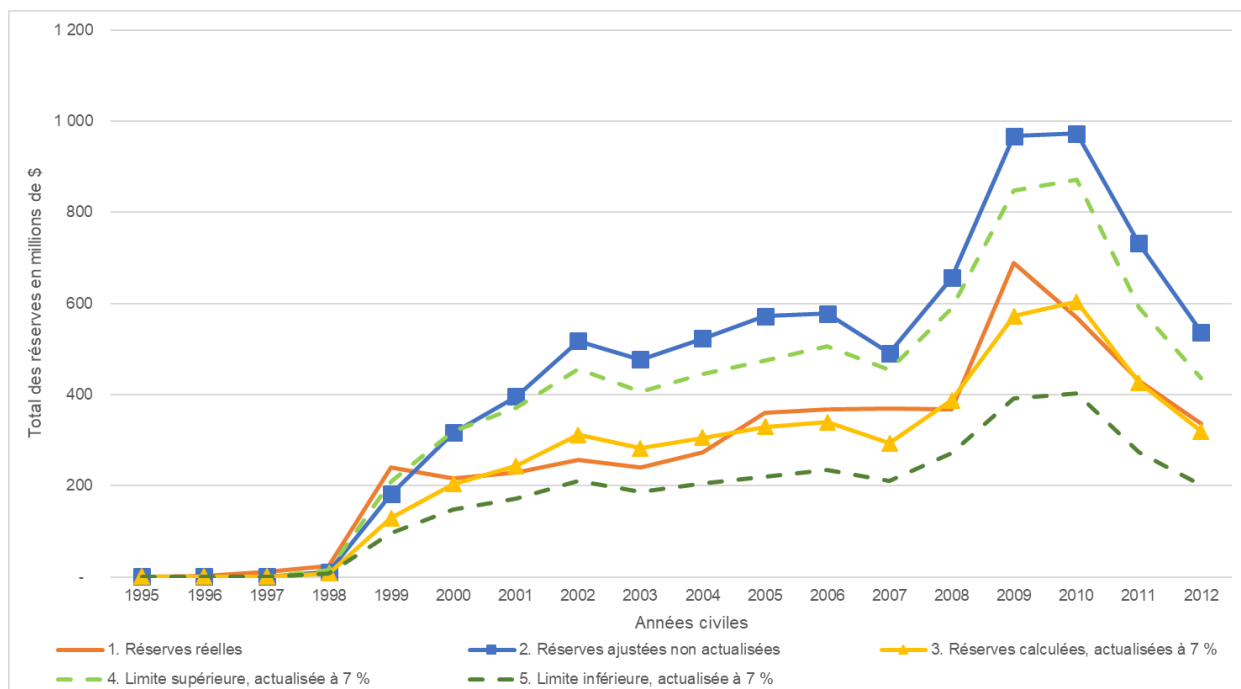
Tableau 1 : Modèles sélectionnés

Type d'assureur	Région	Groupe d'âge	MLG sélectionné
Assurance non collective	RGT	Âge <= 50	Variables utilisées : âge, sexe et durée Interaction entre l'âge et la durée avant la durée 14; Interaction entre l'âge et ln(durée) après la durée 14; points de charnière à la durée 14 et ln(14)
Assurance non collective	Hors RGT	Âge <= 50	Variables utilisées : âge, sexe et durée Interaction entre l'âge et ln(durée) avant et après la durée 14; Points de charnière à la durée ln(14)
Assurance collective	RGT	Âge <= 50	Identique à la RGT pour l'assurance non collective
Assurance collective	Hors RGT	Âge <= 50	Identique pour l'assurance non collective, et hors RGT
Tous les assureurs	Toutes les régions	Âge >= 50	Variables utilisées : âge et durée Interaction entre l'âge et ln(durée) avant et après les durées 14 et 60; Points de charnière aux durées ln(14) et ln(60)

En plus des statistiques standard sur la qualité de l'ajustement et des inspections graphiques comparant les courbes de survie sélectionnées aux données réelles, des courbes de rente ont été calculées. Il convient de noter que les facteurs de rente n'ont pas été conçus ni prévus pour établir les réserves initiales calculées dossier par dossier au moment où les sinistres sont déclarés pour la première fois à l'assureur. Cette décision reposait sur la prémisse selon laquelle lorsqu'un incident donné est signalé pour la première fois, il n'y a pas suffisamment d'information pour déterminer si la demande d'assurance invalidité de longue durée en matière d'indemnités d'accident automobile (ILD-IAA) sera déclenchée. Les facteurs de rente mis au point dans le présent document n'englobent pas la probabilité qu'une demande d'indemnités d'ILD-IAA sera présentée ou non. Ils supposent plutôt que la demande de prestations d'ILD en matière d'accident automobile est activée.

Dans le cadre du processus de validation du modèle, les facteurs de rente ont été examinés pour déterminer s'ils étaient raisonnables, et la somme des facteurs de rente ajustés a été comparée aux réserves calculées dossier par dossier.

Graphique 1 : Réserves réelles par rapport aux réserves ajustées, calculées dossier par dossier



Dans le graphique ci-dessus, la ligne orange 1 sans marqueur représente les réserves réelles calculées dossier par dossier pour l'ILD-IAA, telles qu'elles sont recueillies à partir de l'ensemble de données du Plan statistique. La ligne bleue 2 avec marqueur carré reflète les réserves ajustées non actualisées. La ligne jaune 3 avec marqueur triangle montre le total des réserves calculées dossier par dossier ajustées, actualisé à 7 % et inclus dans les limites supérieure (ligne 4 vert pâle) et inférieure (ligne 5 vert foncé) reflétant les paiements hebdomadaires minimums (185 \$) et maximums (400 \$). Un taux d'actualisation de 7 % a été utilisé pour établir la réserve totale calculée dossier par dossier aux fins de comparaison, car il a été utilisé dans les documents de recherche de Christie (1992) et de Machtinger et Brown (1994). D'après la figure ci-dessus, les réserves ajustées calculées dossier par dossier, actualisées à 7 %, correspondent bien aux réserves réelles calculées dossier par dossier pour l'assurance ILA-IAA. Il convient de noter que ces réserves représentent un mélange de règlements structurés et de rentes tabulaires passées, et de réserves non actualisées. En raison de l'évolution à la baisse des taux d'intérêt, les réserves calculées dossier par dossier devraient augmenter.

On s'attend à ce que l'adoption des modèles de survie sélectionnés prévus dans le présent document de recherche pour établir les réserves dossier par dossier pour l'assurance ILA-IAA influe à un degré différent sur les provisions pour sinistres subis mais non déclarés (SSND) de chaque assureur. L'influence d'hypothèses tels l'âge maximal atteignable et le traitement des règlements structurés est inégale dans l'ensemble des portefeuilles de sinistres des assureurs. Les réserves calculées dossier par dossier pour l'assurance ILA-IAA ont tendance à être légèrement plus

prudentes pour les portefeuilles de demandes de règlement dont la proportion hors RGT est plus élevée, qui se situent dans des groupes d'âge plus avancés ou qui ont davantage de polices d'assurance collective comparativement aux proportions qui sous-tendent l'ensemble de données du Plan statistique.

En outre, comme les courbes de survie proposées diffèrent sensiblement des courbes de survie antérieures, le taux d'accumulation et d'amortissement des réserves d'assurance ILI-IAA calculées dossier par dossier devrait changer. Par conséquent, l'adoption des modèles de survie choisis pour établir les réserves d'assurance ILI-IAA calculées dossier par dossier pourrait fausser les triangles des sinistres subis par l'assureur et les facteurs connexes de matérialisation des sinistres (FMS). Par conséquent, d'autres analyses et ajustements pourraient être nécessaires pour déterminer les SSND après l'adoption des modèles proposés.

D'autres éléments doivent être pris en compte lors de l'adoption des modèles de survie sélectionnés pour l'assurance ILI-IAA, notamment les exigences découlant de la mise en œuvre de la norme internationale d'information financière (IFRS) 17. Les modèles de survie proposés permettent des mises à jour fréquentes du taux d'actualisation présumé qui sous-tend les réserves d'assurance ILI-IAA calculées dossier par dossier et la capacité de projeter, au besoin, les flux de trésorerie prévus. En particulier, le taux d'actualisation utilisé pour établir la réserve calculée dossier par dossier aura des répercussions importantes pour les assureurs, et il appartient à chaque assureur de choisir le taux d'actualisation approprié tout en évaluant la réserve d'assurance ILI-IAA. Par conséquent, la présente étude permet aux assureurs de tenir compte rigoureusement du contexte des taux d'intérêt. Afin d'intégrer la marge de risque en vertu de l'IFRS 17, les études futures (bénéficiant des progrès de la puissance informatique) pourraient envisager des simulations stochastiques des facteurs de rente.

Le reste du présent document de recherche décrit la méthodologie, les hypothèses et le paramétrage qui sous-tendent les modèles de survie de l'assurance ILI-IAA. Il traite des principales constatations et observations, et il décrit en détail l'effet des réformes législatives et des transformations des données sur la modélisation. Enfin, il propose des améliorations futures.

2 Introduction

En septembre 1992, James K. Christie a présenté à l'ICA le document intitulé « Pertes en prestations d'accident dans l'invalidité longue durée » (Christie (1992)), qui prévoit des réserves tabulaires pour l'ILD-IAA. En décembre 1994, l'ICA a publié le document intitulé « Pertes ILT du Régime de protection des automobilistes de l'Ontario : Le pic du RPAO et le projet de Loi 164 », rédigé par Jason K. Machtinger et Robert L. Brown (Machtinger et Brown (1994)), qui prévoyait des réserves tabulaires à l'aide de données réelles sur trois ans provenant du Régime de protection des automobilistes de l'Ontario (RPAO), avec des facteurs de précipitations attribuables à des modifications législatives.

Machtinger et Brown (1994) ont décrit les premiers antécédents de l'ILD-IAA comme suit :

[traduction libre] « L'assurance invalidité de longue durée (ILD) en Ontario a été offerte pour la première fois en 1968, dans le cadre de la section sur les indemnités d'accident facultatives. Cette disposition est devenue obligatoire en 1972. La limite de l'indemnité hebdomadaire a été majorée en 1972 et de nouveau en 1978, niveau auquel elle est demeurée jusqu'à l'entrée en vigueur du RPAO, le 22 juin 1990. Avant cette date, les indemnités d'accident étaient versées sans égard à la responsabilité. »

Machtinger et Brown (1994) ont conclu :

[traduction libre] « Les modèles fournis dans le présent document peuvent servir à la constitution de réserves pour les demandes de règlement en assurance ILD en vertu du RPAO. Certaines des hypothèses sous-jacentes peuvent être modifiées à la demande de chaque actuaire. À l'heure actuelle, les modèles sont d'une utilité limitée pour la constitution de réserves pour demandes de règlement en vertu du projet de loi 164, mais d'autres études devraient certainement être menées lorsque davantage de données seront disponibles. »

Depuis l'adoption du projet de loi 164 en 1993, de multiples réformes de produits touchant les prestations d'ILD-IAA ont été approuvées, notamment le projet de loi 59 en 1996, l'Annexe sur les indemnités d'accident légales (AIAL) en 2010, et la version révisée de l'AIAL en 2016.

En plus des modifications législatives, le contexte économique a beaucoup évolué depuis 1994. Parmi les facteurs clés, mentionnons le taux d'intérêt qui influe sur le taux d'actualisation présumé, qui est utilisé pour calculer la valeur actualisée des paiements futurs d'ILD servant à établir les réserves calculées dossier par dossier. Par exemple, les rendements nominaux à l'échéance composés semestriellement pour les titres du gouvernement du Canada à échéance de cinq à dix ans ont diminué, passant de 8,26 % à 1,61 % entre 1994 et 2017³.

Au printemps 2014, la Commission de recherche de l'ICA (aujourd'hui la Direction de la recherche) a formulé une demande de propositions (DDP) pour un document de recherche mettant à jour les

³ Source : « Rapport sur les statistiques économiques canadiennes 1924 à 2017 », de l'ICA. Mai 2018. Consulté le 10 juillet 2019. www.cia-ica.ca/docs/default-source/members/218067f.pdf (disponible pour les membres de l'ICA seulement)

méthodes et les paramètres utilisés pour établir les réserves calculées dossier par dossier pour les indemnités d'ILD-IAA. En réponse à la DDP, le présent document de recherche utilise les données de l'industrie tirées du Plan statistique depuis sa création en 1995 jusqu'en 2012, afin d'obtenir des facteurs de rente applicables aux prestations de remplacement du revenu d'emploi, aux prestations pour aidants naturels et aux prestations pour les personnes ne gagnant pas un revenu d'emploi. Nous avons obtenu l'autorisation d'utiliser les données de huit assureurs, dont 23 entités juridiques indépendantes.

Le financement de ce projet de recherche provient de la Direction de la recherche de l'ICA.

3 Modèles de survie définitifs sélectionnés

Comme il est mentionné dans le Sommaire, cinq modèles ont été élaborés pour obtenir les courbes de survie. Ces modèles de survie sont répartis en trois ensembles :

- Le type d'assureur, qui identifie les polices d'assurance non collective par rapport aux polices d'assurance collective;
- La région, qui sépare les demandes de règlement de la RGT des autres demandes;
- L'âge du demandeur au moment de l'accident :
 - Âge du demandeur ≤ 50 ;
 - Âge du demandeur ≥ 50 .

Les modèles de survie dépendent également des trois variables explicatives suivantes :

- Age_Bin, qui classe les demandeurs selon leur âge au moment de l'accident :
 - Age_Bin ≤ 20 ;
 - Age_Bin 21-25;
 - Age_Bin 26-30;
 - Age_Bin 31-35;
 - Age_Bin 36-40;
 - Age_Bin 41-45;
 - Age_Bin 46-50;
 - Age_Bin 51-55;
 - Age_Bin 56-60;
 - Age_Bin ≥ 60 .
- La durée en mois, qui représente le temps écoulé depuis la première date de paiement;
- Le sexe, qui identifie le demandeur comme étant un homme (M) ou une femme (F). Il convient de souligner que le sexe est un indicateur significatif sur le plan statistique pour les modèles de survie, mais qu'il a une incidence minimale sur les facteurs de rente pour une combinaison donnée de type d'assureur, de région et d'Age_Bin. Toutefois, si un assureur suppose un âge maximal atteignable différent (p. ex., 120 ans) selon le sexe, les facteurs de rente afficheront des différences visibles pour chaque sexe. Les différences au chapitre des facteurs de rente sont plus fréquentes chez les demandeurs plus jeunes, qui devraient recevoir plus de paiements futurs.

3.1 Modèles de survie

La présente section décrit en détail la formule analytique de chaque modèle de survie. Il convient de souligner que les modèles de survie sélectionnés comprennent des fonctions de charnière qui sont expliquées plus en détail à la section 8.2. La fonction charnière⁴ permet au modèle de changer sa pente aux points de charnière. Différents coefficients sont utilisés avant et après les points de charnière.

⁴ Goldburd, Mark, Khare, Anand et Dan Tevet, « Generalized Linear Models For Insurance Rating ». 2016. Consulté le 11 mars 2019. www.casact.org/pubs/monographs/papers/05-Goldburd-Khare-Tevet.pdf

3.1.1 Assurance non collective et collective, RGT, âge du demandeur <= 50

$$S_{Age_Bin,durée,sexe} = \exp(\text{Terme constant} + \beta_1 X_{\hat{Age_Bin}} * \max(0, durée - 14) + \beta_2 X_{\hat{Age_Bin}} + \beta_3 X_{\hat{Age_Bin}} * \max(0, \ln(durée) - \ln(14)) + \beta_4 X_{sexe} + \beta_5 \max(0, 14 - durée) + \beta_6 \max(0, \ln(durée) - \ln(14)))$$

Cette formule représente les modèles pour les sociétés d'assurance non collective et collective, où

$S_{Age_Bin,durée,sexe}$ est le taux de survie;

β_1 est le coefficient de $Age_Bin * \max(0, 14 - durée)$, qui n'est déclenché que lorsque la durée ≤ 14 ;

β_2 est le coefficient de Age_Bin , où 36-40 est la catégorie de base;

β_3 est le coefficient de $Age_Bin * \max(0, \ln(durée) - \ln(14))$, qui n'est déclenché que lorsque la durée > 14 ;

β_4 est le coefficient pour le sexe, où l'homme est la catégorie de base;

β_5 est le coefficient de $\max(0, 14 - durée)$, qui n'est déclenché que lorsque la durée ≤ 14 ;

β_6 est le coefficient de $\max(0, \ln(durée) - \ln(14))$, qui n'est déclenché que lorsque la durée > 14 ;

3.1.2 Assurance non collective et collective, hors RGT, âge du demandeur <= 50

$$S_{Age_Bin,durée,sexe} = \exp(\text{Terme constant} + \beta_1 X_{Age_Bin} * \ln(durée) + \beta_2 X_{Age_Bin} + \beta_3 X_{Age_Bin} * \max(0, \ln(durée) - \ln(14)) + \beta_4 X_{sexe} + \beta_5 \ln(durée) + \beta_6 \max(0, \ln(durée) - \ln(14)))$$

Cette formule représente les modèles pour les sociétés d'assurance non collective et collective, où

$S_{Age_Bin,durée,sexe}$ est le taux de survie;

β_1 est le coefficient de $Age_Bin * \ln(durée)$;

β_2 est le coefficient de Age_Bin , où 36-40 est la catégorie de base;

β_3 est le coefficient de $Age_Bin * \max(0, \ln(durée) - \ln(14))$, qui n'est déclenché que lorsque la durée > 14 ;

β_4 est le coefficient du sexe, où l'homme est la catégorie de base;

β_5 est le coefficient de $\ln(durée)$;

β_6 est le coefficient de $\max(0, \ln(durée) - \ln(14))$, qui n'est déclenché que lorsque la durée > 14 .

3.1.3 Tous assureurs et toutes régions confondus, âge du demandeur > 50

$$S_{Age_Bin,durée,sexe,région} = \exp(\text{Terme constant} + \beta_1 X_{Age_Bin} * \ln(durée) + \beta_2 X_{Age_Bin} + \beta_3 X_{Age_Bin} * \max(0, \ln(durée) - \ln(14)) + \beta_4 X_{Age_Bin} * \max(0, \ln(durée) - \ln(60)) + \beta_5 \ln(durée) + \beta_6 \max(0, \ln(durée) - \ln(14)) + \beta_7 \max(0, \ln(durée) - \ln(60)) + \beta_8 X_{région})$$

où

$S_{Age_Bin,durée,sexe,région}$ est le taux de survie;

β_1 est le coefficient de Age_Bin * ln(durée);

β_2 est le coefficient de Age_Bin, où 36-40 est la catégorie de base;

β_3 est le coefficient de Age_Bin * max(0, ln(durée) – ln(14)), qui n'est déclenché que lorsque la durée >14;

β_4 est le coefficient de Age_Bin * max(0, ln(durée) – ln(60)), qui n'est déclenché que lorsque la durée >60;

β_5 est le coefficient de ln(durée);

β_6 est le coefficient de Age_Bin * max(0, ln(durée) – ln(14)), qui n'est déclenché que lorsque la durée >14;

β_7 est le coefficient de Age_Bin * max(0, ln(durée) – ln(60)), qui n'est déclenché que lorsque la durée >60;

β_8 est le coefficient de la région, où la RGT est la catégorie de base.

Comme toutes les formules contiennent des points de charnière, les utilisateurs doivent porter une attention particulière à la transformation de la variable de durée lorsqu'ils appliquent la formule.

3.2 Coefficients de modèle sélectionnés

Cette section renferme des détails sur les coefficients des modèles sélectionnés. Bien que les tableaux présentent des coefficients à quatre chiffres, il est fortement recommandé d'utiliser les coefficients complets établis dans le classeur Excel joint pour garantir l'exactitude.

3.2.1 Assurance non collective et collective, RGT, âge du demandeur <= 50

Variable β s		Assurance non collective	Assurance collective
	Terme constant	-1,9651	-1,6369
β_2	Age_Bin<=20	-0,2722	-0,2910
	Age_Bin21-25	-0,2764	-0,2689
	Age_Bin26-30	-0,0942	-0,0786
	Age_Bin31-35	-0,0507	-0,0596
	Age_Bin36-40 [base]	0,0000	0,0000
	Age_Bin41-45	0,0965	0,0481
	Age_Bin46-50	0,2392	0,2101
β_5	max(0,14 – durée)	0,1451	0,1209
β_6	max(0,ln(durée) – ln(14))	-1,2661	-1,2462
β_4	Homme [base]	0,0000	0,0000
	Femme	-0,0314	-0,0116
β_1	Age_Bin<=20 * max(0,14 – durée)	0,0177	0,0164
	Age_Bin21-25 * max(0,14 – durée)	0,0222	0,0160
	Age_Bin26-30 * max(0,14 – durée)	0,0079	0,0039
	Age_Bin31-35 * max(0,14 – durée)	0,0052	0,0030
	Age_Bin36-40 * max(0,14 – durée) [base]	0,0000	0,0000

	Age_Bin41-45 * max(0,14 – durée)	-0,0079	-0,0046
	Age_Bin46-50 * max(0,14 – durée)	-0,0185	-0,0187
β_3	Age_Bin<=20 * max(0,ln(durée) – ln(14))	-0,1124	-0,1349
	Age_Bin21-25 * max(0,ln(durée) – ln(14))	-0,1667	-0,1406
	Age_Bin26-30 * max(0,ln(durée) – ln(14))	-0,1554	-0,2335
	Age_Bin31-35 * max(0,ln(durée) – ln(14))	-0,0798	-0,1889
	Age_Bin36-40 * max(0,ln(durée) – ln(14)) [base]	0,0000	0,0000
	Age_Bin41-45 * max(0,ln(durée) – ln(14))	-0,0300	0,0076
	Age_Bin46-50 * max(0,ln(durée) – ln(14))	0,1263	0,0021

3.2.2 Assurance non collective et collective, hors RGT, âge du demandeur <= 50

Variable β_s		Assurance non collective	Assurance collective
	Terme constant	0,1487	0,0935
β_2	Age_Bin<=20	-0,0340	-0,0096
	Age_Bin21-25	-0,0004	-0,0148
	Age_Bin26-30	-0,0117	-0,0037
	Age_Bin31-35	-0,0111	-0,0244
	Age_Bin36-40 [base]	0,0000	0,0000
	Age_Bin41-45	-0,0141	0,0060
	Age_Bin46-50	-0,0201	-0,0066
β_5	ln(durée)	-0,5414	-0,4965
β_6	max(0,ln(durée) – ln(14))	-0,4472	-0,5785
β_4	Homme [base]	0,0000	0,0000
	Femme	-0,0775	-0,0251
β_1	Age_Bin<=20 * ln(durée)	-0,1777	-0,1818
	Age_Bin21-25 * ln(durée)	-0,1434	-0,1120
	Age_Bin26-30 * ln(durée)	-0,0558	-0,0731
	Age_Bin31-35 * ln(durée)	-0,0261	-0,0356

	Age_Bin36-40 * ln(durée) [base]	0,0000	0,0000
	Age_Bin41-45 * ln(durée)	0,0290	-0,0249
	Age_Bin46-50 * ln(durée)	0,0490	0,0278
β_3	Age_Bin<=20 * max(0,ln(durée) – ln(14))	0,1344	0,3228
	Age_Bin21-25 * max(0,ln(durée) – ln(14))	-0,0006	-0,0982
	Age_Bin26-30 * max(0,ln(durée) – ln(14))	-0,1210	0,1430
	Age_Bin31-35 * max(0,ln(durée) – ln(14))	-0,0651	0,0111
	Age_Bin36-40 * max(0,ln(durée) – ln(14)) [base]	0,0000	0,0000
	Age_Bin41-45 * max(0,ln(durée) – ln(14))	0,0322	0,1552
	Age_Bin46-50 * max(0,ln(durée) – ln(14))	-0,0247	0,0649

3.2.3 Tous assureurs et toutes régions confondus, âge du demandeur > 50

Variable β_s		Assurance non collective et collective combinées
	Terme constant	0,0566
β_2	Age_Bin51-55 [base]	0,0000
	Age_Bin56-60	-0,0152
	Age_Bin>60	-0,0609
β_5	ln(durée)	-0,5740
β_6	max(0,ln(durée) – ln(14))	-0,4230
β_7	max(0,ln(durée) – ln(60))	-0,3839
β_8	RGT [base]	0,0000
	Hors RGT	0,2370
β_1	Age_Bin51-55 * ln(durée) [base]	0,0000
	Age_Bin46-50 * ln(durée)	0,0198
	Age_Bin>60 * ln(durée)	0,0793
β_3	Age_Bin51-56 * max(0,ln(durée) – ln(14)) [base]	0,0000
	Age_Bin56-60 * max(0,ln(durée) – ln(14))	-0,0215
	Age_Bin>60 * max(0,ln(durée) – ln(14))	-0,7033
β_4	Age_Bin51-55 * max(0,ln(durée) – ln(60)) [base]	0,0000
	Age_Bin56-60 * max(0,ln(durée) – ln(60))	-0,8379
	Age_Bin>60 * max(0,ln(durée) – ln(60))	-1,1163

Les taux de survie peuvent être déterminés pour une combinaison donnée d'ensemble de modèles et de variables explicatives. Par exemple, supposons un homme en assurance non collective à Age_Bin31-35 dans la RGT à durée de 16 mois; le taux de survie correspondant peut être calculé comme suit :

Taux de survie

$$= \exp(-1,9651 - 0,0507 - 1,2661 * (\ln(16) - \ln(14)) - 0,0798 * (\ln(16) - \ln(14))) = 11,13 \%$$

Les taux de survie pour chaque combinaison de type d'assureur, de région, de sexe, d'âge et de durée peuvent être calculés en utilisant tous les coefficients fournis de la même façon. Il convient de souligner qu'il existe des différences entre les taux de survie obtenus à partir des coefficients énumérés dans les tableaux ci-dessus et les taux de survie dans le classeur Excel joint en raison de l'arrondissement.

3.3 Calculs de rente

Après le calcul des taux de survie, les facteurs de rente peuvent être établis sur une base non actualisée et actualisée. Pour la base actualisée, un utilisateur pourrait appliquer divers taux d'actualisation selon la durée. Le classeur Excel joint permet à l'utilisateur de choisir un taux d'intérêt constant entre 0 et 0,2. Par exemple, un taux d'intérêt constant $c = 0,02$ équivaut à un taux annuel au comptant de $r_1 = \exp(0,02) - 1 = 2,02 \%$.

De façon générale, le facteur de rente représente la somme de tous les flux de trésorerie futurs en supposant que le demandeur a survécu à la période évaluée. Le facteur de rente hebdomadaire est obtenu en multipliant le facteur mensuel par 4.3333, soit le nombre approximatif de versements hebdomadaires par mois. Il suppose que chaque flux de trésorerie hebdomadaire non actualisé est égal à 1. Le facteur de rente hebdomadaire correspond au multiplicateur applicable au paiement hebdomadaire. La formule du facteur de rente est décrite comme suit :

$$\text{Montant de la rente}_t = \text{Paiement hebdomadaire} * (4.3333 * \text{Facteur d'ajustement} * \frac{\sum_{j=t}^n S_j * \left(1 + r \frac{(j-t+1)}{12}\right)^{-(j-t+0,5)/12}}{S_{t-1}}) \text{ et}$$

$$\text{Facteur de rente}_t = 4.3333 * \text{Facteur d'ajustement} * \frac{\sum_{j=t}^n S_j * \left(1 + r \frac{(j-t+1)}{12}\right)^{-(j-t+0,5)/12}}{S_{t-1}}$$

où

Montant de la rente_t est le montant de la rente à la durée de mois t (depuis le premier paiement) pour un demandeur d'un sexe, d'un âge, d'une région et d'un type d'assureur donnés;

Facteur d'ajustement ajuste le paiement hebdomadaire en fonction de la couverture et de l'âge du demandeur;

Facteur de rente_t est le facteur de rente à la durée de mois t pour un demandeur d'un sexe, d'un âge, d'une région et d'un type d'assureur donnés;

Paiement hebdomadaire est le montant du paiement hebdomadaire;

S_j est le taux de survie au mois de durée j;

r_j est le taux annuel au comptant au mois j utilisé pour actualisation;

n =

- $(120 - \text{âge à l'accident}) * 12$ mois si l'âge à l'accident est antérieur au 65^e anniversaire et en supposant que l'âge maximal atteint est de 120 ans pour les prestations de remplacement du revenu et les prestations pour aidants naturels;
- 48 mois si l'âge à l'accident est postérieur au 65^e anniversaire;
- 24 mois, en supposant que l'âge maximal atteint est de 120 ans pour les prestations pour personnes sans revenu d'emploi.

Facteur d'ajustement varie selon la couverture et l'âge. En ce qui concerne le remplacement du revenu, les demandeurs dont l'admissibilité est antérieure à 65 ans et qui demeurent invalides après 65 ans, ou dont l'admissibilité survient au plus tôt au 65^e anniversaire, font l'objet d'un ajustement. Le facteur d'ajustement varie également selon l'année de la blessure si l'admissibilité est antérieure à 65 ans, soit $0,02 * D$, où D est le moindre de 35 et du nombre d'années pendant lesquelles la personne est admissible à la prestation de remplacement du revenu. Si le droit est accordé pour la première fois à compter du 65^e anniversaire, l'assuré recevra les prestations dans au plus 48 mois, et le facteur d'ajustement suivra le tableau ci-après :

Tableau 2 : Facteurs d'ajustement (Admissibilité après 65 ans)

Nombre de mois depuis le début de l'admissibilité	Facteur d'ajustement
Moins de 12 mois	1
12 mois ou plus, mais moins de 24 mois	0,8
24 mois ou plus, mais moins de 36 mois	0,6
36 mois ou plus, mais moins de 48 mois	0,3

Pour les soignants et les personnes sans revenu d'emploi, le facteur d'ajustement est égal à 1. D'autres détails sur le facteur d'ajustement sont précisés à l'Annexe A – Modifications législatives.

Le facteur de rente suppose un paiement en milieu de mois. Le processus d'actualisation tient compte de la valeur temps de l'argent jusqu'au début du mois t.

Les facteurs de rente non actualisés et actualisés pour chaque combinaison de type d'assureur, de région, de sexe, d'âge et de durée peuvent être obtenus de la même manière dans le classeur Excel joint, les facteurs de rente actualisés utilisant une force de l'intérêt choisi compris entre 0 et 0,2.

Dans le classeur Excel joint, les probabilités de survie sont arrondies à dix chiffres et les facteurs de rente sont arrondis à deux chiffres (cents). Les instructions relatives au classeur Excel se trouvent dans un document distinct intitulé « Excel Workbook Guide.pdf ».

Des renseignements supplémentaires sur la législation, les données, les hypothèses et les modèles de survie sont fournis aux annexes suivantes :

- Annexe A – Modifications législatives;
- Annexe B – Processus de validation, d'épuration et de transformation des données;
- Annexe C – Spécification et validation du modèle.

4 Considérations futures

Dans le présent document, les considérations futures portent plus particulièrement sur deux éléments : la collecte et la surveillance des données, ainsi que l'amélioration de la modélisation.

La collecte des données du Plan statistique s'est terminée à la fin de 2012. Il serait souhaitable d'utiliser un dépôt de données de l'industrie pour mettre à jour et améliorer les modèles d'ILD-IAA. Les assureurs peuvent envisager d'utiliser leurs données pour déterminer leurs propres facteurs de rente après examen de la crédibilité.

Le revenu d'invalidité comporte de très longs flux de paiements, et les données de plus longue durée d'un assureur individuel peuvent ne pas être crédibles pour produire des résultats stables et fiables. En outre, chaque assureur doit tenir compte de la granularité des modèles tout en utilisant ses propres données. Selon le volume de données, chaque assureur peut éprouver de la difficulté à reconstituer l'analyse au même niveau de granularité que celui du présent document de recherche.

En supposant que les ensembles de données futurs ressembleront à la structure des données du Plan statistique, d'autres améliorations devraient être envisagées. Dans le modèle actuel, les données de seulement 15 années ont été utilisées, puisque les données du Plan statistique contiennent 18 années de transactions. Les données utilisées pour la modélisation ne comprenaient que les demandes de règlement dont la durée était d'au moins 14 mois, mais d'au plus 180 mois (15 ans), afin d'éviter de sous-estimer les facteurs de rente. Davantage de renseignements sont fournis à la section 6.5.

En outre, l'étude ne permet pas de saisir les changements abrupts au chapitre des tendances après 15 ans de paiement. De plus, les données se limitent à l'analyse des modifications législatives adoptées peu avant la fin de la collecte des données ou après la collecte des données. Pour les études futures, la collecte des données devrait tenir compte des durées plus longues pour garantir l'exhaustivité.

Le revenu d'assurance-invalidité pour accident d'automobile a tendance à être le dernier payeur pour les demandeurs lorsque d'autres prestations sont offertes, notamment sous forme d'avantages sociaux pour des employés. Le modèle actuel a été réparti entre les sociétés d'assurance non collective et collective. Il supposait que la plupart des sociétés d'assurance collective bénéficient de ces autres sources d'indemnisation. Toutefois, pour plus de précision, il serait préférable de classer les demandeurs avec ou sans premier payeur. Les améliorations futures pourraient envisager, entre autres, de tenir compte du premier payeur comme catégorie et elles doivent donc être intégrées à l'ensemble de données.

De plus, certaines opérations du Plan statistique n'étaient pas prises en compte dans les champs de données, en particulier le code de couverture du Plan. La présente étude a mis en correspondance les codes de couverture du Plan statistique de l'automobile (PSA) et du Plan statistique, ce qui n'est peut-être pas exact. Les améliorations futures pourraient prévoir un système de codes de couverture plus uniforme pour que les opérations relatives aux indemnités d'accident puissent être facilement classées.

La gravité de la blessure (c.-à-d. une déficience invalidante par rapport à la Ligne directrice sur les blessures non mineures (Ligne directrice sur les blessures mineures, ou LDBM)) n'est pas prise en compte séparément dans le présent document de recherche en raison du manque de données. Dans une prochaine étude, un indicateur de code médical synthétisé pourrait être utilisé pour estimer la durée de l'invalidité d'un demandeur.

Ni la profession ni le revenu ne sont pris en compte dans la présente étude en raison du manque de données. Les études futures pourraient tester l'importance de ces deux catégories, surtout si le paiement hebdomadaire maximal augmente. En outre, les assureurs pourraient envisager de fusionner leur base de données avec des sources de données externes, comme les données de recensement, pour construire un modèle plus robuste.

La présente étude exclut les données portant sur la couverture des personnes sans revenu d'emploi en raison de modifications législatives importantes apportées en 2016. Une étude future pourrait modéliser séparément la couverture des personnes sans revenu d'emploi en vertu du nouveau règlement, ce qui pourrait donner lieu à des taux de survie différents de ceux actuellement calculés de façon approximative.

Dans le présent document de recherche, les facteurs de rente ont été calculés à partir de courbes de survie ajustées au moyen de modèles de survie. Compte tenu des progrès de la puissance informatique, une étude future pourrait intégrer la modélisation stochastique pour estimer la marge de risque associée à ces facteurs de rente afin de respecter les exigences de l'IFRS 17.

5 Annexe A – Modifications législatives

De nombreuses réformes portant sur les produits ont été mises en œuvre depuis l'instauration du RPAO, ce qui a eu une incidence sur l'assurance ILD-IAA. Les principales réformes ont influé sur les caractéristiques de l'assurance ILD-IAA :

- Le montant minimum et maximum des prestations hebdomadaires;
- Le pourcentage du revenu brut ou net;
- Le délai de carence :
- La période de révision⁵;
- Les conditions d'admissibilité.

Christie (1992) et Machtinger et Brown (1994) ont présenté des facteurs tabulaires pour les demandes d'indemnisation liées au revenu d'invalidité, mais ni l'un ni l'autre n'a discuté de la couverture des prestations des soignants et des prestations pour personnes sans revenu d'emploi, qui sont également désignées comme des prestations d'invalidité.

La présente section traite en détail de l'assurance ILD-IAA.

5.1 Prestations de remplacement du revenu

Les prestations de remplacement du revenu indemnisent les personnes qui occupent un emploi ou qui sont des travailleurs autonomes au moment de l'accident et qui ont souffert d'une incapacité importante qui les empêche d'exercer leur propre emploi dans les 104 semaines suivant l'accident, ou qui sont atteints d'une incapacité complète les empêchant d'exercer les fonctions de tout emploi après 104 semaines suivant la date de l'accident. Le tableau suivant résume les changements découlant des réformes au cours des 20 dernières années :

⁵ Période de révision : pendant et après la période, les exigences d'admissibilité à l'assurance invalidité ont changé.

Tableau 3 : Prestations de remplacement du revenu

Réformes	Calcul des prestations hebdomadaires	Délai de carence	Période de révision	Conditions d'admissibilité
Projet de loi 68 (RPAO) 1990-1993	80 % du revenu brut Min. : 185 \$ Max. : 600 \$ Garanties facultatives : la prestation maximale peut être de 750 \$, 900 \$ ou 1 050 \$ par semaine.	Une semaine	156 semaines (3 ans)	Incapacité manifeste d'exercer les fonctions de son propre emploi dans un délai de 156 semaines; incapacité d'exercer les fonctions de tout emploi auquel il est apte par ses études, sa formation ou son expérience après 156 semaines.
Projet de loi 164 1993-1996	90 % du revenu net Min. : 185 \$ Max. : 1 000 \$	Une semaine	104 semaines (2 ans)	Incapacité manifeste d'exercer les fonctions de son propre emploi dans un délai de 104 semaines; incapacité d'exercer les fonctions de tout emploi auquel il est apte par ses études, sa formation ou son expérience après 104 semaines.
Projet de loi 59 1996-2009	80 % du revenu net Min. : 185 \$ Max. : 400 \$ Ajustement à 65 ans 2 % * min. (35, 65 - âge atteint) Accident >= 65 Maximum de 208 semaines (quatre ans) sous réserve d'un rajustement des	Une semaine	104 semaines (2 ans)	Identique au projet de loi 164

Réformes	Calcul des prestations hebdomadaires	Délai de carence	Période de révision	Conditions d'admissibilité
	paiements hebdomadaires < 52 semaines : 1 >= 52 et < 104 : 0,8 >= 104 et < 156 : 0,6 >= 156 et < 208 : 0,3			
AIAL 2010 – maintenant	70 % du revenu brut Min. : 185 \$ Max. : 400 \$ Mêmes ajustements qu'en vertu du projet de loi 59	Une semaine	104 semaines (2 ans)	Identique au projet de loi 164

Les prestations de remplacement du revenu ont représenté les opérations les plus fréquentes dans les données du Plan statistique liées à la couverture du revenu d'invalidité. La loi prévoyait un paiement minimum de 185 \$ par semaine et un paiement maximum de 400 \$ par semaine pour toutes les années incluses dans l'ensemble de données du Plan statistique, sauf 1995. De 1996 jusqu'en 2010, le revenu annuel moyen après impôt en Ontario est passé de 27 300 \$ à 36 000 \$ pour les personnes seules⁶, tandis que la hausse était encore plus élevée pour les personnes ayant une famille. Par conséquent, même si le calcul des prestations hebdomadaires a changé au fil du temps, on s'attend à ce que la majorité des demandeurs reçoivent le paiement hebdomadaire maximal de 400 \$.

5.2 Prestations pour soignants

Les prestations pour soignants indemnisent les soignants principaux qui ont fourni des soins à temps plein à des personnes à charge et qui ne peuvent plus le faire à la suite d'un accident de voiture. Ces prestations couvrent le remboursement des frais d'embauche d'une autre personne pour fournir ces soins. L'admissibilité a changé au fil du temps, comme le résume le tableau ci-dessous :

⁶ Les données proviennent du tableau 202-0603 de Statistique Canada. Consulté le 11 octobre 2016 : www5.statcan.gc.ca/cansim.

Tableau 4 : Prestations pour soignants

Réformes	Prestations hebdomadaires	Délai de carence	Période de révision	Conditions d'admissibilité
Projet de loi 68 (RPAO) 1990-1993	185 \$ pour le soignant 50 \$ pour chaque personne supplémentaire ayant besoin de soins. Couverture facultative : 100 \$ par semaine pour chaque personne ayant besoin de soins.	S. O.	156 semaines (3 ans)	Avoir plus de 16 ans; l'invalidité doit commencer dans les deux années suivant l'accident; être le principal fournisseur de soins et avoir un revenu provenant uniquement d'un travail autonome à la maison.
Projet de loi 164 1993-1996	250 \$ pour la première personne ayant besoin de soins, 50 \$ pour chaque personne à charge supplémentaire, le cas échéant.	S. O.	104 semaines (2 ans)	Incapacité prouvée de continuer à prodiguer des soins pendant 104 semaines; incapacité de mener une vie normale après 104 semaines. Applicable aux blessures mineures et aux déficiences invalidantes.
Projet de loi 59 1996-2009	250 \$ pour la première personne ayant besoin de soins. 50 \$ pour chaque personne supplémentaire.	S. O.	104 semaines (2 ans)	Identique au projet de loi 164
AIAL 2010 – maintenant	Identique au projet de loi 59	S. O.	104 semaines (2 ans)	Identique au projet de loi 164, mais seulement pour les déficiences invalidantes.

Les prestations pour soignants représentent la deuxième plus grande proportion des opérations liées au revenu d'invalidité. Il convient de souligner que l'examen des données du Plan statistique a révélé que les paiements hebdomadaires au titre des prestations aux soignants n'ont pas beaucoup changé au fil des ans. Toutefois, les critères d'admissibilité ont été raffermis pour limiter les sinistres couverts. Depuis la promulgation de l'AIAL, seules les prestations pour personnes atteintes de déficience invalidante étaient couvertes. Par conséquent, le montant global des prestations pour soignants a diminué.

5.3 Prestations aux personnes sans revenu d'emploi

Ces prestations indemnisent les personnes qui ont été incapables de mener une vie normale dans les conditions suivantes :

- Ne sont pas admissibles au remplacement du revenu;
- Sont des étudiants à temps plein;
- Ont terminé des études moins d'un an avant l'accident.

La définition des prestations pour personnes sans revenu d'emploi a changé au fil du temps. Le projet de loi 68 ne prévoyait aucune catégorie particulière de personnes sans revenu d'emploi, tandis qu'en vertu du projet de loi 164, les prestations des personnes sans revenu d'emploi séparaient la protection des étudiants, la perte de capacité de gagner un revenu et d'autres prestations d'invalidité. En vertu du projet de loi 59 et de l'AIAL, les prestations pour les personnes sans revenu d'emploi ont mis à jour la protection des étudiants, qui prévoyait une augmentation des prestations deux ans après l'accident, pour les incidents assurables survenus avant juin 2016. La période d'admissibilité et le délai de carence ont également changé au cours des 20 dernières années, comme le résume le tableau suivant :

Tableau 5 : Prestations pour personnes sans revenu d'emploi

Réformes	Prestations hebdomadaires	Délai de carence	Période de révision	Conditions d'admissibilité
Projet de loi 68 1990-1993	185 \$ moins le revenu auquel la personne a droit en vertu d'un régime de maintien du revenu ou d'un régime de congés de maladie	S. O.	156 semaines (3 ans)	Avoir plus de 16 ans; l'invalidité débute dans les deux ans suivant l'accident; ne doit pas avoir droit à des prestations en vertu de la disposition sur les prestations de revenu.
Projet de loi 164 1993-1996	<p>Incapacité d'études :</p> <p>Hebdomadaire : 50 % de la rémunération hebdomadaire moyenne nette en Ontario</p> <p>Paiement forfaitaire : verser un montant forfaitaire pour chaque année scolaire manquée, si vous n'êtes pas en mesure de faire des études ou de terminer avec succès une ou plusieurs années d'études.</p> <p>Autre invalidité : 185 \$/semaine</p> <p>Perte de capacité de gain : remplacement de toutes les autres prestations en fonction de la capacité de gain avant et après</p>	S. O.	104 semaines (2 ans)	<p>Scolarité : payable après l'âge de 16 ans si vous étudiez à temps plein et que vous êtes incapable de poursuivre vos études ou de mener une vie normale.</p> <p>Autre invalidité : si vous êtes partiellement ou complètement incapable de mener une vie normale et que vous n'êtes pas admissible à d'autres prestations hebdomadaires.</p>

	l'accident ⁷ après deux ans			
Projet de loi 59 1996-2009	185 \$ dans les 104 premières semaines; 320 \$ après si vous êtes aux études	26 semaines	104 semaines (2 ans)	Incapacité totale de mener une vie normale si : <ul style="list-style-type: none"> - Non-admissibilité au remplacement du revenu; - Étudiant à temps plein après l'âge de 16 ans; - Moins d'un an depuis la fin des études
AIAL 2010 à Mai 2016	Identique au projet de loi 59	26 semaines	104 semaines (2 ans)	Identique au projet de loi 59
AIAL⁸ Juin 2016 à maintenant	185 \$ seulement pour les 104 premières semaines	4 semaines	S. O.	Incapacité totale de mener une vie normale si : <ul style="list-style-type: none"> - Non-admissibilité au remplacement du revenu; - Étudiant à temps plein après l'âge de 18 ans; Moins d'un an depuis la fin des études

Les prestations pour les personnes sans revenu d'emploi représentent 9 % des demandes de règlement relatives à des opérations liées au revenu d'invalidité dans le cadre du Plan statistique, ce qui comprend les prestations aux étudiants et les autres prestations aux personnes sans revenu d'emploi. Pour les autres prestations aux personnes sans revenu d'emploi, le paiement hebdomadaire minimum est le même que pour le remplacement du revenu (185 \$). Toutefois, le délai de carence est passé de 26 semaines à quatre semaines depuis juin 2016, ce qui contraste

⁷ Cette prestation entre en vigueur si vous demeurez admissible à des prestations hebdomadaires plus de 104 semaines après votre première invalidité. Elle tient lieu de prestation de remplacement du revenu, de prestation hebdomadaire pour soignants, de prestation hebdomadaire de formation ou d'autres prestations d'invalidité, et elle est fondée sur la différence entre la capacité de gagner un revenu avant et après un accident.

⁸ « Règlement de l'Ontario 251/15, art. 4 (1) » en place pour révoquer certaines dispositions de l'AIAL, y compris la couverture des prestations aux personnes sans revenu d'emploi de l'AIAL.

avec un délai de carence d'une semaine pour le remplacement du revenu, mais il n'a pas eu d'incidence sur la période visée par la présente étude. Le paiement hebdomadaire était le même pour les prestations aux étudiants au cours des deux premières années. Cependant, si le demandeur a souffert d'incapacité complète après deux ans et qu'il a touché des prestations d'étudiant, les prestations hebdomadaires sont passées de 185 \$ à 320 \$ par semaine. À compter de juin 2016, la prestation hebdomadaire s'élevait à 185 \$ par semaine pour toutes les personnes sans revenu d'emploi, et tous les paiements ont pris fin après deux ans, peu importe le statut d'incapacité. Même si le délai de carence a été ramené à quatre semaines, cette réforme a raccourci la période de versement des prestations aux personnes sans revenu d'emploi pour les demandes futures.

5.4 Prise en compte des changements législatifs

Comme nous l'avons mentionné précédemment, les prestations pour soignants et les personnes sans revenu d'emploi représentaient 21 % des opérations du Plan statistique liées au revenu d'invalidité, le remplacement du revenu intervenant pour le solde. Par conséquent, les courbes de survie fondées sur les données réelles pour les prestations aux soignants et aux personnes sans revenu d'emploi étaient moins fiables et plus volatiles que celles du remplacement du revenu, qui ont été prises en compte dans la version finale du modèle. Cette version combinait les prestations aux soignants et le remplacement du revenu pour la modélisation, tandis que les opérations relatives aux prestations aux personnes sans revenu d'emploi sont exclues en raison de modifications législatives importantes.

Aux fins du présent document de recherche, aucune tentative n'a été faite pour rajuster les données afin de tenir compte des exigences législatives et d'admissibilité les plus récentes. Les taux de survie et les facteurs de rente ne sont pas sensibles aux variations du montant des prestations hebdomadaires puisque ces dernières représentent un élément scalaire du facteur de rente. De plus, les taux de survie et les facteurs de rente ne seraient pas sensiblement affectés si le montant des prestations hebdomadaires sont bruts ou nets des impôts sur le revenu.

Toutefois, le modèle final a été adapté pour tenir compte des changements apportés à la limite de la période de couverture pour les prestations aux personnes sans revenu d'emploi en plafonnant la période de paiement à deux ans. En outre, les facteurs de rente pour le remplacement du revenu ont été ajustés pour les demandeurs qui ont atteint 65 ans et pour les demandeurs qui ont eu un accident après 65 ans.

6 Annexe B – Processus de validation, d'épuration et de transformation des données

6.1 Description des données

Le présent document de recherche et les modèles de survie sont fondés sur les données du Plan statistique, du 1^{er} janvier 1995 au 31 décembre 2012. Ainsi, les données recueillies contenaient 18 années de dossiers transactionnels portant sur les demandeurs. Au début de la présente étude, des échantillons de données du Plan statistique provenant de quatre assureurs représentatifs ont été testés pour déterminer leur pertinence et, en fin de compte, la possibilité d'élargir les données afin d'inclure un plus grand nombre d'assureurs. L'option d'un appel de données a également été évaluée comme autre source de données. Elle n'a pas été retenue puisque le Plan statistique semblait suffisamment fiable et adapté aux fins de la présente recherche. En outre, un appel de données aurait engendré davantage d'incertitude au sujet de la qualité des données, ainsi que des coûts plus élevés au chapitre de la collecte, de la validation et de l'épuration.

Après l'étude de faisabilité, les assureurs individuels ont autorisé l'utilisation des données du Plan statistique de 23 entités légales regroupées en huit groupes d'assureurs, ce qui représentait 65,3 % des primes directes souscrites par l'industrie des assurances IARD en décembre 2012.⁹ Plus de 45 millions de dossiers transactionnels étaient disponibles pour déterminer les modèles de survie.

Nous avons utilisé Alteryx¹⁰ pour la validation et l'épuration des données, et R studio¹¹ pour la modélisation. Tous les taux de survie et les facteurs de rente qui en découlent sont également fournis dans le fichier Excel « CIA_AB_LTD_2019_Tables.xlsm », ainsi que la documentation et les instructions sur la façon d'utiliser le classeur.

Étant donné que le risque individuel peut se comporter différemment de celui des groupes affinitaires, la présente étude a séparé les assureurs entre ces deux indicateurs de modèle. Les assureurs qui ne souscrivent que des polices individuelles sont désignés « assureurs de polices d'assurance non collective », tandis que les assureurs qui souscrivent des polices d'assurance affinitaire sont désignés « assureurs de polices d'assurance collective ». Au sein des 23 entités légales, 14 ont été classées comme assureurs de polices d'assurance non collective et neuf comme assureurs de polices d'assurance collective.

6.2 Processus de validation des données

Des mesures de validation des données ont été appliquées aux données du Plan statistique afin de vérifier leur cohérence et leur disponibilité sur le terrain. Plus précisément, la cohérence de l'information pour chaque demandeur a été mise à l'essai, y compris le sexe, l'âge et la date de

⁹ Source : www.msaresearch.com/. Consulté le 8 mars 2019.

¹⁰ Alteryx est un logiciel multifonctionnel de transformation des données conçu de manière à faciliter et à déplacer le flux de travail afin de minimiser la programmation requise. Consultez www.alteryx.com pour obtenir de plus amples renseignements. Consulté le 22 novembre 2019

¹¹ R Studio est une plateforme complète d'analyse de données fondée sur R et qui est capable d'ajuster la courbe et la distribution, d'apprendre par machine, d'effectuer des simulations, etc. Consultez www.rstudio.com/ pour obtenir de plus amples renseignements. Consulté le 22 novembre 2019

l'accident. Des procédures de validation ont également été exécutées pour des champs particuliers afin de vérifier leur pertinence pour :

- Séparer les garanties;
- Calculer la durée;
- Déterminer les paiements hebdomadaires; etc.

En particulier, l'ensemble de données du Plan statistique comprenait 76 champs de données. La validation a été effectuée pour 32 champs sélectionnés en fonction de la pertinence de chaque variable pour la présente étude, comme l'indique le tableau suivant.

Tableau 3 : Structure des données du Plan statistique

Champs de résultat	Description	Sélectionner pour la validation des données	Motif de la sélection/abandon
Type de soumission	Indicateur pour la soumission initiale et la soumission révisée	Non	Non pertinent pour la présente étude puisqu'il n'y a pas d'opérations en double
Numéro d'entreprise	Code d'identification de l'entreprise	Oui	Utilisé pour différencier les opérations de sociétés différentes
Date de saisie	Date à laquelle la date de l'opération est saisie dans le système	Oui	Utilisé pour valider la date de l'accident
Plan statistique	Code pour le Plan statistique	Non	Toutes les opérations sont effectuées en vertu du même régime
Nature de l'opération	Indiquez les opérations payées ou en attente	Oui	Utilisé pour fractionner les sinistres payés et ceux qui sont en attente
Numéro de soumission	Les chiffres représentent des soumissions partielles	Non	Non pertinent pour la présente étude
Type d'enregistrement	Indiquer le type d'enregistrement	Non	Non pertinent pour la présente étude
Type d'opération	Indicateur d'indemnités, de charges et de sinistres non payés	Non	Le type d'opération est suffisant pour sélectionner les sinistres

			payés par rapport aux sinistres non payés
Numéro du demandeur	Numéro unique du demandeur pour chaque sinistre	Oui	Sert de composante pour séparer les demandeurs dans une même demande
Identification des demandes de règlement	Numéro unique de demande de règlement	Oui	Utilisé pour identifier les demandes de règlement
Date d'entrée en vigueur de la police	Date à laquelle la police a été émise ou renouvelée pour la dernière fois	Non	L'analyse est fondée sur la date de l'accident
Branche d'assurance	Indiquez s'il s'agit d'une police à tarification individuelle, pour un parc de véhicules ou pour des biens divers.	Oui	Utilisé pour valider la disponibilité des données

Champs de résultat	Description	Sélectionner pour la validation des données	Motif de la sélection/abandon
Type d'utilisateur	Indiquer s'il s'agit d'un véhicule de tourisme privé/commercial/autre	Oui	La présente étude n'analyse que les véhicules de tourisme privés.
Dossier de conduite	Police de conducteur ou de non-propriétaire	Non	Non pertinent pour la présente étude
Emplacement du véhicule	Code de territoire spécial tel que défini dans le PSA	Oui	Utilisé pour identifier la région
Code de véhicule	Code indiquant les modèles du véhicule	Non	Non pertinent pour la présente étude
Année-modèle	Année-modèle associée au véhicule	Non	Non pertinent pour la présente étude
Lieu de résidence du demandeur	Trois premiers chiffres du code postal du demandeur	Oui	Après une contre-validation avec l'emplacement du véhicule, il s'avère que

			l'emplacement du véhicule est utile pour cette analyse.
Sexe	Indiquer le sexe du demandeur	Oui	Sert à distinguer le sexe du demandeur
Année de naissance	Année de naissance du demandeur	Oui	Utilisé pour calculer l'âge du demandeur lorsque l'accident s'est produit
Nombre de personnes à charge	Nombre de personnes qui dépendent principalement du demandeur pour obtenir un soutien financier ou des soins au moment de l'accident	Oui	Sert à valider les renseignements sur le demandeur. Par exemple, il n'est pas raisonnable qu'une personne de 16 ans ait trois personnes à charge.
État civil	État civil au moment de l'accident	Oui	Utilisé pour valider l'état matrimonial du demandeur
Statut du demandeur	Indiquer le statut du demandeur lorsque l'accident s'est produit (c.-à-d. employé/sans emploi/étudiant, etc.)	Oui	Utilisé pour vérifier si un demandeur obtient la bonne protection
Profession	Indiquer la profession du demandeur lorsque l'accident s'est produit	Oui	Utilisé pour valider la profession
Revenu brut	Indiquer le revenu brut d'emploi du demandeur au moment de l'accident	Oui	Utilisé pour estimer le pourcentage de demandeurs qui ont reçu le maximum de paiements hebdomadaires
Date de l'accident	Indiquer la date de l'accident	Oui	Utilisé pour calculer l'âge atteint
Type_de_blessure_1	Indiquer le type de blessures	Non	Non pertinent pour la présente étude

Type_de_blessure_2	Identique à l'élément précédent	Non	Non pertinent pour la présente étude
Type_de_blessure_3	Identique à l'élément précédent	Non	Non pertinent pour la présente étude
Type_de_blessure_4	Identique à l'élément précédent	Non	Non pertinent pour la présente étude
Type_de_blessure_5	Identique à l'élément précédent	Non	Non pertinent pour la présente étude

Champs de résultat	Description	Sélectionner pour la validation des données	Motif de la sélection/abandon
Degré de responsabilité	Degré de responsabilité de chaque demandeur	Non	Non pertinent pour la présente étude
Nature du demandeur	Indiquez la nature du demandeur (c.-à-d. conducteur/passager/piéton, etc.)	Non	Non pertinent pour la présente étude
Date de début de l'invalidité aux fins du paiement des indemnités hebdomadaires	Indiquez la date du début de l'invalidité du demandeur. Ne s'applique qu'à un code précis du Plan statistique lié aux versements de l'indemnité hebdomadaire.	Oui	Utilisé pour valider la date de l'accident
Date de terminaison de l'invalidité aux fins de l'indemnité hebdomadaire	Indique la date à laquelle l'invalidité est réputée terminée	Oui	Utilisé pour valider la date du dernier paiement
Motif de la terminaison des paiements d'indemnités hebdomadaires	Explique le motif pour lequel les paiements hebdomadaires ont été arrêtés	Non	Requis exclusivement les données saisies avant le 1 ^{er} janvier 2003, de sorte qu'il n'est pas utile pour la présente étude.
Source de garantie	Indique la source de revenu actuelle	Non	Non pertinent pour la présente étude

Indemnisation des victimes d'accidents du travail	Indiquer l'admissibilité du demandeur à des indemnités de victimes d'accidents du travail	Non	Non pertinent pour la présente étude
Représentation par un conseiller juridique	Indiquer si un demandeur est représenté par un conseiller juridique	Non	Non pertinent pour la présente étude
Juridiction	Indiquer la juridiction qui a déterminé les indemnités	Non	Non pertinent pour la présente étude
Transfert des pertes	Indique si un transfert de pertes s'applique	Oui	La présente étude ne comprenait que les éléments sans transfert de pertes
Couverture PSA	Couverture PSA telle que définie dans le PSA	Non	Non pertinent pour la présente étude
Type de sinistre en vertu du PSA	Type de sinistre en vertu du PSA indiquant s'il est lié à l'indemnité hebdomadaire	Oui	Utilisé conjointement avec le type de perte primaire aux termes du Plan statistique
Type de pertes principales en vertu du Plan statistique	Code du Plan statistique qui indique le type de perte (ce code n'est requis que pour les indemnités)	Oui	Utilisé avec le code du PSA pour identifier les opérations liées à l'indemnité hebdomadaire
Type de perte secondaire en vertu du Plan statistique	Code de perte secondaire en vertu du Plan statistique associé au code principal correspondant	Non	Non disponible pour la plupart des opérations
Centre d'évaluation désigné	Renvoi au centre d'évaluation	Non	Non pertinent pour la présente étude
Indemnité hebdomadaire moyenne	Indique l'indemnité hebdomadaire pour chaque demandeur si elle est accordée	Oui	Utilisé comme indicateur du montant des paiements hebdomadaires
État de la demande	Indique l'état de la demande : ouverture/fermeture/réouverture	Oui	Utilisé pour valider l'état d'une demande
Date de l'état de la demande	Données sur l'état actuel de la demande à son entrée en vigueur	Non	Non pertinent pour la présente étude

Champs de résultat	Description	Sélectionner pour la validation des données	Motif de la sélection/abandon
Montant de l'opération	Indique le montant de l'opération figurant sur cet enregistrement avec la signature.	Oui	Utilisé comme montant de l'opération
Date de traitement	Date à laquelle l'opération a été créée et traitée	Oui	Utilisé pour déterminer la date de traitement du paiement afin de calculer la durée
Numéro de séquence	Numéro de séquence attribué par l'assureur aux fins d'identification au Bureau d'assurance du Canada (BAC)	Oui	Utilisé pour filtrer la dernière opération pour chaque demandeur
Identification de la police	Identification de la police utilisée dans le registre des primes	Non	Pas au niveau de granularité requis par l'étude
Type de blessure à effet latent 1	Une blessure à effet latent est une affection qui se manifeste après le diagnostic initial pendant la progression de la demande.	Non	Non pertinent pour la présente étude
Type de blessure à effet latent 2	Identique à l'élément précédent	Non	Non pertinent pour la présente étude
Type de blessure à effet latent 3	Identique à l'élément précédent	Non	Non pertinent pour la présente étude
Indemnités facultatives – Remplacement du revenu	Indique si un demandeur choisit des indemnités hebdomadaires facultatives dans le cadre de la couverture de remplacement du revenu	Oui	À utiliser pour analyser la composition de la couverture facultative
Indemnités facultatives – Décès et funérailles	Indique si un demandeur choisit des indemnités hebdomadaires facultatives dans le cadre	Non	Non pertinent pour la présente étude

	de la couverture des frais liés au décès et aux funérailles		
Indemnités facultatives – Soins médicaux, de réadaptation et soins auxiliaires	Indique si le demandeur choisit des indemnités hebdomadaires facultatives dans le cadre de la protection pour soins médicaux, réadaptation et auxiliaires	Non	Non pertinent pour la présente étude
Indemnités facultatives – Prestations pour les soignants et soins aux personnes à charge	Indique si le demandeur choisit des indemnités hebdomadaires facultatives dans le cadre de la protection pour les soignants et les soins aux personnes à charge.	Oui	À utiliser pour analyser la composition de la couverture facultative
Indemnités facultatives – Indexation	Indique si le demandeur choisit d’indexer ses indemnités	Oui	À utiliser pour analyser la composition de la couverture facultative
Prestations facultatives – Autres indemnités facultatives liées à un accident	Indique si le demandeur choisit d’autres indemnités facultatives	Non	Non pertinent pour la présente étude
Rabais aux retraités	Réduction appliquée à la couverture de base	Non	Manque de données
Code de blessure 1 de la CIM-10-CA	Code de blessure pour accident survenu après janvier 2004	Non	Manque de données
Code de blessure 2 de la CIM-10-CA	Identique à l’élément précédent	Non	Manque de données

Champs de résultat	Description	Sélectionner pour la validation des données	Motif de la sélection/abandon
Code de blessure 3 de la CIM-10-CA	Identique à l'élément précédent	Non	Manque de données
Code de blessure 4 de la CIM-10-CA	Identique à l'élément précédent	Non	Manque de données
Code de blessure 5 de la CIM-10-CA	Identique à l'élément précédent	Non	Manque de données
Code de blessure 6 de la CIM-10-CA	Identique à l'élément précédent	Non	Manque de données
Codes de blessure 7 de la CIM-10-CA	Identique à l'élément précédent	Non	Manque de données
Codes de blessure 8 de la CIM-10-CA	Identique à l'élément précédent	Non	Manque de données
Codes de blessure 9 de la CIM-10-CA	Identique à l'élément précédent	Non	Manque de données
Codes de blessure 10 de la CIM-10-CA	Identique à l'élément précédent	Non	Manque de données
Indicateur de déficience invalidante	Indique si le demandeur est atteint d'une déficience invalidante ou non	Oui	La présente analyse porte sur les déficiences non invalidantes
Indicateur de compensation de source de garantie – Remplacement du revenu	Code indiquant si le montant de la perte a été réduit par une source de garantie prévoyant des prestations de remplacement du revenu.	Non	Non pertinent pour la présente étude
Indicateur de compensation de source de garantie – Soins de santé complémentaires	Code indiquant si le montant de la perte a été réduit par une source de garantie prévoyant des prestations de soins de santé complémentaires.	Non	Non pertinent pour la présente étude

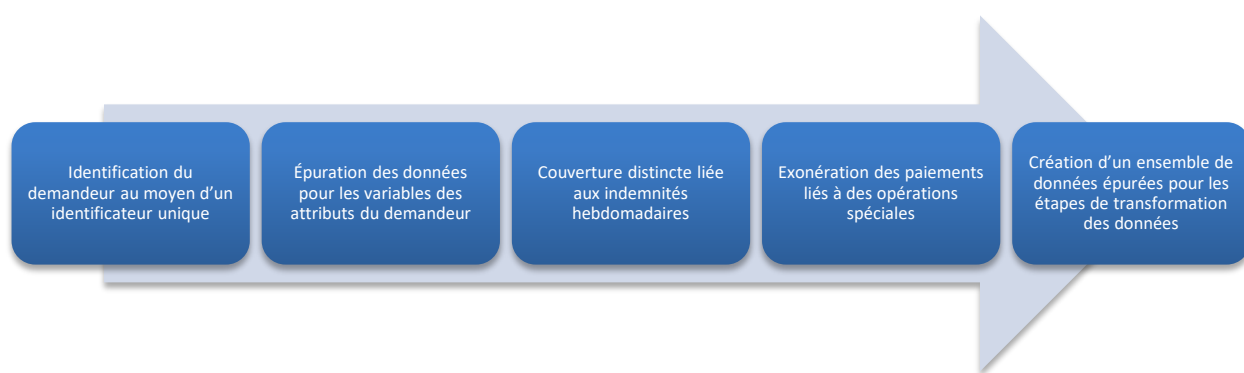
Les variables pour lesquelles des tests de validation ont été effectués sont classées dans les catégories suivantes :

- Variables d'identification – variables identifiant les assureurs, les demandes de règlement uniques et les demandeurs (p. ex., le numéro de société, l'identification des demandes de règlement et le numéro du demandeur).
- Variables transactionnelles – variables indiquant l'ordre des opérations (p. ex., date de traitement et numéro de séquence).
- Variables des attributs du demandeur – variables liées à chaque demandeur, qui devraient être cohérentes au fil du temps (p. ex., sexe, année de naissance, date de l'accident et revenu brut).
- Variables de couverture – variables indiquant la couverture pour laquelle un paiement a été effectué (p. ex., type de perte du PSA et type de perte principale du Plan statistique).
- Variables des indicateurs – variables indiquant certaines opérations spéciales (p. ex., indicateur de couverture facultative, transfert de pertes et indicateur de déficience invalidante).
- Variables numériques – variables indiquant le montant des opérations.

Le processus de validation des données a permis de découvrir des incohérences, comme un changement de sexe ou d'année de naissance, et des données manquantes, comme le type principal de perte en vertu du Plan statistique. Ainsi, un processus d'épuration des données a été exécuté pour créer un ensemble de données plus cohérent et complet pour les demandeurs dans le cadre de la présente étude.

6.3 Processus d'épuration des données

De façon générale, le processus de validation des données a permis de déterminer les variables pertinentes pour la présente étude. Les incohérences observées dans certains champs indiquent la nécessité d'appliquer une procédure d'épuration des données. Afin de mieux comprendre l'ensemble de données du Plan statistique et de le rendre utile aux fins de la présente étude, une procédure d'épuration des données a été exécutée à l'aide d'Alteryx. L'organigramme qui suit présente la justification du processus d'épuration des données :



Au cours du processus de validation des données, des hypothèses ont été formulées en raison de l'incohérence ou de la rareté des données dans certains champs. Les hypothèses clés qui suivent ont servi de base à l'épuration des données :

- Pour créer un identificateur unique du demandeur, nous avons utilisé la combinaison des champs « numéro d'entreprise », « identification de la demande » et « numéro du demandeur ». Toutefois, cette chaîne d'identification ne pouvait pas tenir compte de la situation où les assureurs réutilisent l'identification des demandes pour des demandes différentes ou lorsqu'ils modifient l'identification des demandes existantes si elles sont converties en un nouveau système d'administration des demandes. Il est difficile de repérer de telles situations.
- Le sexe du demandeur, l'année de naissance, la date de l'accident et l'emplacement du véhicule ont été considérés comme des variables d'attribut du demandeur, qui ne devraient pas changer pendant la durée de vie de la demande. Toutefois, des changements ont été observés en ce qui concerne le sexe, l'année de naissance et le lieu. Du point de vue de l'assureur, cela peut être attribuable à une correction apportée à mesure que des renseignements deviennent disponibles. Par conséquent, les renseignements concernant l'opération la plus récente ont été considérés comme les données les plus à jour sur les attributs du demandeur.
- Comme la présente étude analyse uniquement les opérations de revenu d'ILD (c.-à-d. remplacement du revenu, prestations pour soignants et prestations pour personnes sans

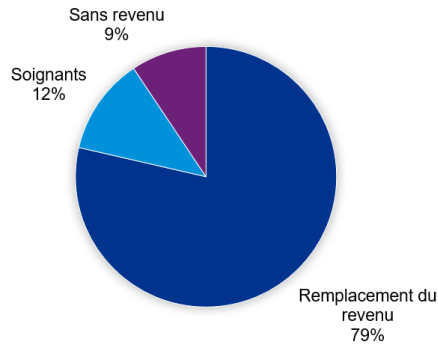
revenu d'emploi), les variables de couverture dans l'ensemble de données (décrites à la section 6.1) ont été utilisées pour identifier ces couvertures. Idéalement, le champ « Type de perte principale du Plan statistique » devrait être utilisé, car il définit la couverture de l'ILD à un niveau plus granulaire. Toutefois, environ 30 % des opérations payées ne figuraient pas dans ce champ. Le type de sinistre PSA a servi de complément à la sélection des garanties. Ainsi, les prestations de remplacement du revenu, de soignants et de personne sans revenu d'emploi ont été classées en fonction de ces deux champs. En outre, en l'absence d'un code spécifique identifiant directement les prestations des personnes sans revenu d'emploi, celles-ci ont été identifiées à l'aide d'une combinaison de champs multiples indiquant le type de code de perte pertinent pour les prestations destinées aux personnes sans revenu d'emploi, comme les prestations aux étudiants et la perte de capacité de gagner un revenu.

- Dans la présente étude, nous n'avons analysé que les opérations relatives aux déficiences non invalidantes, sans tenir compte des transferts de pertes.
- D'après l'ensemble de données du Plan statistique, moins de 1 % des demandeurs ont choisi d'acheter une protection facultative de remplacement du revenu et aucun n'a acheté l'indexation des prestations. Par conséquent, la présente étude n'a porté que sur les demandeurs qui ont choisi la protection de base sans indexation.

De façon générale, à l'intérieur de l'ensemble de données du Plan statistique, 46,6 % des opérations ont été attribuées à des changements relatifs aux réserves calculées dossier par dossier et 53,4 % ont été attribuées à des transactions de paiement. Dans une proportion de 1,7 %, les opérations de transactions de paiement ont été éliminées et 11,6 % des opérations ont été épurées. Seules les opérations de transactions de paiement ont été utilisées dans la présente analyse.

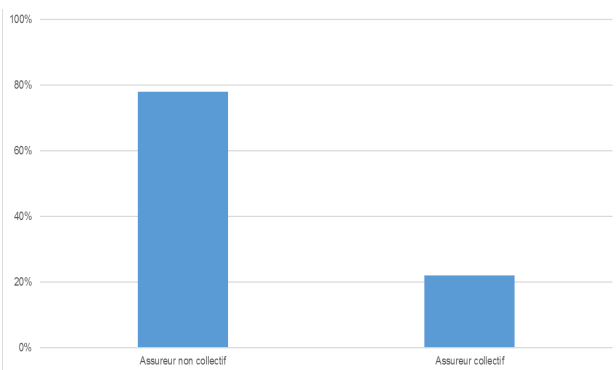
Le graphique qui suit montre la composition de chaque protection par pourcentage d'opération. Le remplacement du revenu a donné lieu au plus grand nombre d'opérations parmi trois protections. Compte tenu du volume de données, les courbes de survie résultantes pour le remplacement du revenu seraient plus stables et fiables comparativement aux soignants et aux personnes sans revenu d'emploi. À l'inverse, les données combinées sur les prestations aux soignants et aux personnes sans revenu d'emploi représentaient 21 % des opérations pour les trois protections. Par conséquent, les courbes de survie fondées exclusivement sur les prestations aux soignants ou aux personnes sans revenu d'emploi seraient plus volatiles et moins crédibles. Par conséquent, nous combinons les prestations aux soignants et nous excluons les prestations destinées aux personnes sans revenu d'emploi.

Graphique 2 : Répartition des types de prestations

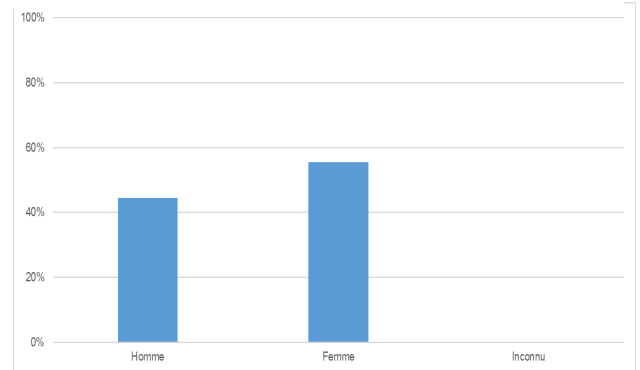


En outre, les graphiques suivants illustrent la répartition des attributs pour les trois protections combinées en fonction du type d'assureur, du sexe, de la région et du facteur Age_bin, respectivement :

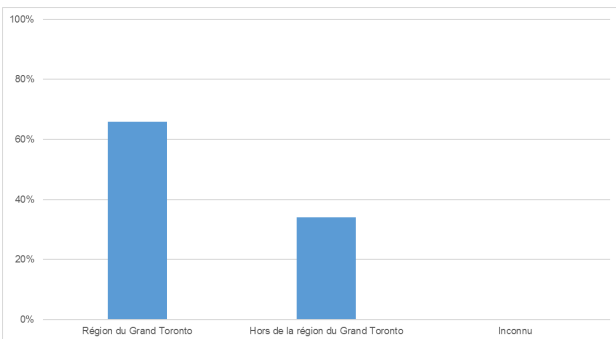
Graphique 3 : Répartition du type d'assureur



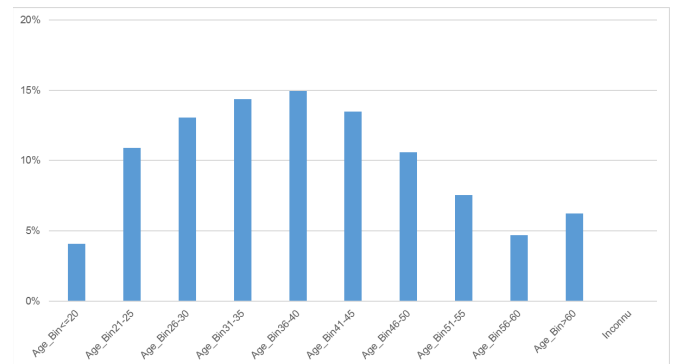
Graphique 5 : Répartition des sexes



Graphique 4 : Répartition de l'emplacement géographique



Graphique 6 : Répartition du facteur Age_bin



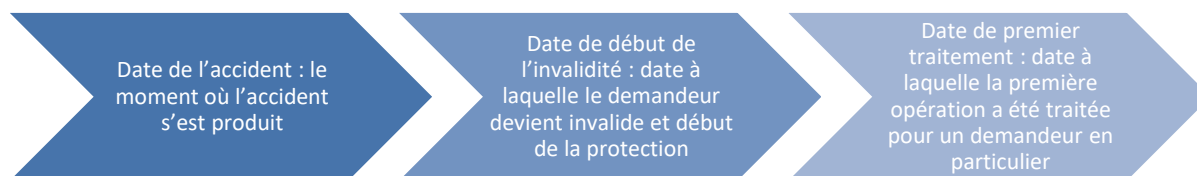
Après le processus d'épuration des données, il subsistait des idiosyncrasies de données qui ont entraîné des tendances anormales dans les courbes de survie. Le processus de transformation des données a été conçu pour traiter ces anomalies.

6.4 Processus de transformation des données

Le processus de transformation des données a été conçu pour lisser les paiements hebdomadaires; ainsi, les paiements uniques anormalement élevés ont été transformés en paiements hebdomadaires réguliers. Ce processus a également permis de déterminer le point de départ des paiements hebdomadaires. La présente section décrit les circonstances et la justification de la transformation des données.

6.4.1 Date du premier paiement

Les courbes de survie finales varient selon la durée, c'est-à-dire le nombre de mois écoulés depuis le début de la demande. Le point de départ d'une demande est crucial pour modéliser les taux de survie. Trois dates importantes à l'intérieur de l'échéancier du demandeur ont fait l'objet d'un suivi :



En théorie, un demandeur a géré les dates susmentionnées en ordre chronologique, sous réserve de règlements précis. La date de début et la date de premier traitement pourraient coïncider. L'inclusion d'un délai de carence pour le remplacement du revenu empêchait que la date de l'accident corresponde à la date du premier paiement et donc le point de départ réel d'une demande. Le modèle de survie n'utilisait donc pas la date de l'accident pour calculer la durée. Idéalement, la date de début serait le point de départ d'une demande, car les paiements hebdomadaires commencent après le début. Toutefois, la moitié des opérations ne comportait pas de date de début. De plus, les dossiers renfermant une date de début semblent avoir été enregistrés sept jours après la date de l'accident. Dans de nombreux cas, les demandeurs n'ont pas encore déclaré le sinistre ou la protection n'a pas encore été déclenchée. D'après les entrevues menées auprès des assureurs qui ont fourni des données aux fins de la présente étude, les demandeurs ne peuvent pas déclarer une demande de prestations d'ILD immédiatement après la blessure. Certains demandeurs peuvent retourner au travail pendant quelques mois, puis se déclarer incapables de travailler auprès des assureurs, cesser de travailler et demander des prestations de remplacement du revenu. Ainsi, la première date de traitement reflète le décalage entre la date de l'accident et la date réelle de début, soit environ deux à trois mois. Par conséquent, la date de début ne représente pas une estimation exacte de la date de début de la demande. Ainsi, la date de premier traitement a été sélectionnée pour la durée, car il semble que la date ait été un facteur réel et qu'elle ait été réputée représentative de l'estimation la plus exacte du point de départ de la demande à partir des champs disponibles.

6.4.2 Processus de rattrapage

Le champ de données « Date du début de l'invalidité aux fins de l'indemnité hebdomadaire » renfermait la date de début des prestations d'invalidité du demandeur. En théorie, cette date devrait être fortement corrélée à la date de début des paiements hebdomadaires. Selon les règlements décrits à l'Annexe A – Modifications législatives, le délai de carence est d'une semaine pour le remplacement du revenu, de 26 semaines pour les prestations aux personnes sans revenu d'emploi (avant juin 2016) et nul pour les prestations aux soignants. La date de début pourrait donc être utilisée comme approximation pour confirmer si le premier paiement a lieu à la date de début indiquée. Cependant, la moitié des opérations payées n'avaient pas de date de début, ce qui renforce la nécessité d'utiliser la date du premier paiement.

À partir de la comparaison entre la date de début théorique et la date réelle du premier paiement (c.-à-d. la date de premier traitement), nous avons observé des écarts de deux ou trois mois entre les deux dates. En raison de ces écarts, les montants des opérations avaient tendance à regrouper les paiements hebdomadaires manquants. Par exemple, un demandeur touchant des prestations de remplacement du revenu a reçu la première prestation quatre mois après la date de l'accident, au montant de 2 400 \$. Ainsi, ce demandeur a droit à des prestations de remplacement du revenu pendant dix semaines à compter de la date de l'accident, recevant un montant forfaitaire de six semaines de prestations hebdomadaires de 400 \$. Le tableau 5 illustre le processus de rattrapage.

Tableau 7 : Illustration du rattrapage

Durée depuis l'accident (en semaines)	0	[...]	10	11	12	13	14	15	16
Versement de rattrapage									2 400
Désagrégation				400	400	400	400	400	400

À partir des données observées, la durée des retards variait en grande partie de deux à six mois. Toutefois, du point de vue des flux de trésorerie, ces paiements groupés étaient censés être versés sur une base hebdomadaire. Par conséquent, un processus de « rattrapage » a été conçu pour désagréger rétrospectivement le paiement forfaitaire (c.-à-d. pour combler l'écart temporel entre la date X et la date Y en fonction du paiement hebdomadaire).

À la suite du processus de rattrapage, si le paiement de rattrapage était la première opération pour un demandeur, la date du premier paiement était modifiée. La date du premier paiement a donc été révisée après le processus de rattrapage, tel qu'indiqué.

6.4.3 Processus d'élargissement

L'ensemble de données du Plan statistique contenait également certains montants d'une seule grande opération payée comme dernière opération d'une demande. Du point de vue des assureurs, quelques motifs expliquent ces paiements :

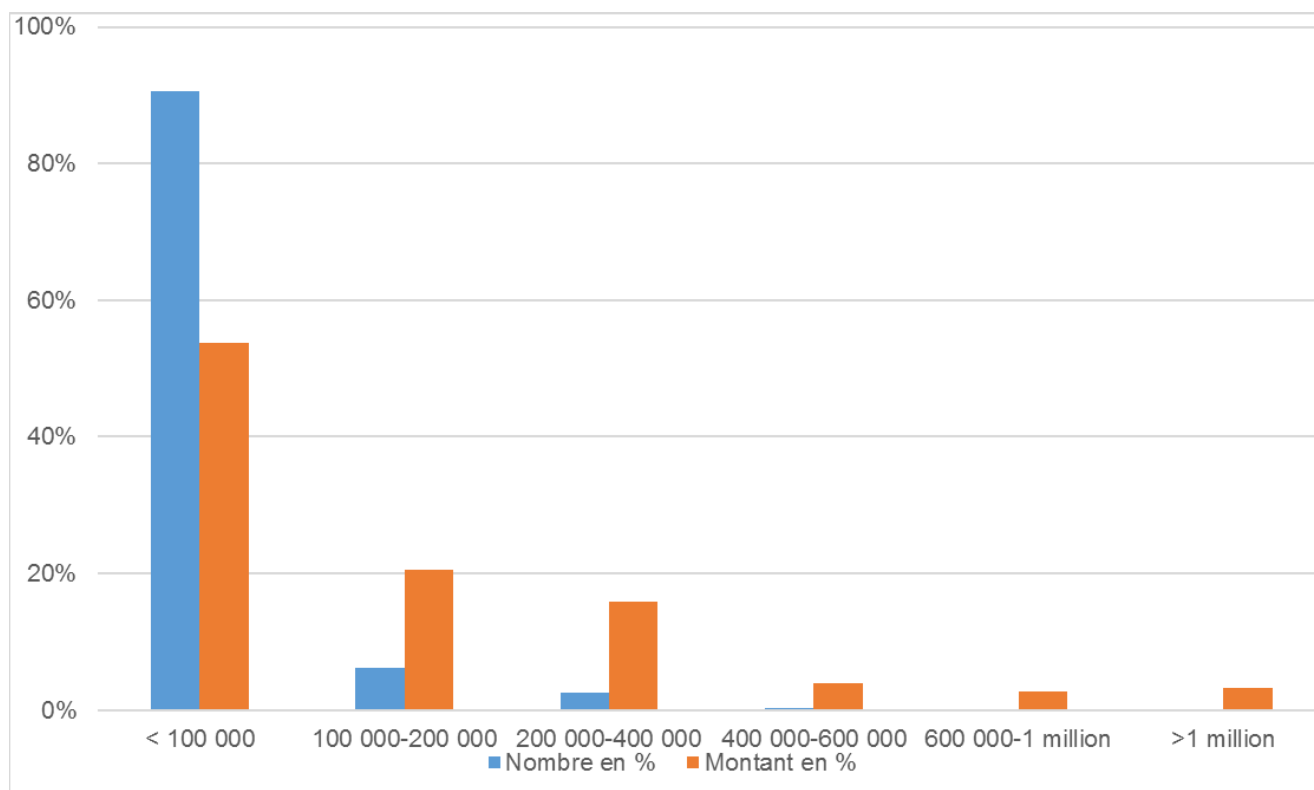
- Les assureurs ont acheté des règlements structurés pour régler les demandes;
- Les assureurs ont acheté une assurance soins de longue durée ponctuelle à un assureur-vie pour indemniser le demandeur.

Ainsi, les règlements importants réduiraient le flux complet des versements de prestations. Aux fins de la présente étude, des courbes de survie ont été créées en supposant que des indemnités hebdomadaires étaient versées plutôt que des règlements structurés.

Pour résoudre le problème des flux de trésorerie forfaitaires, un processus d'élargissement forfaitaire a été conçu pour élargir prospectivement ces règlements importants. Il convient de noter que certains règlements importants peuvent aussi inclure une indemnisation pour des protections autres que des prestations d'ILD-IAA en matière d'accident automobile, comme la réadaptation médicale. L'ensemble de données du Plan statistique comprenait un certain nombre de règlements importants qui, une fois convertis en flux de paiements hebdomadaires, se traduiraient par la survie d'un demandeur à des âges atteints déraisonnables. Puisque les paiements hebdomadaires ne pouvaient pas demeurer aussi longs, nous avons supposé que chaque demandeur puisse vivre jusqu'à 120 ans. Comme le processus d'élargissement était sensible aux taux d'actualisation présumés, le taux des obligations du gouvernement à dix ans en

vigueur à la date de règlement a été utilisé pour refléter la valeur temps de l'argent.¹² Tout montant résiduel restant après l'attribution du processus d'élargissement forfaitaire a été reporté au début de la période d'élargissement. Le graphique 7 montre la répartition des règlements importants selon leur taille. Même si la plupart des montants de règlement étaient inférieurs à 100 000 \$, ils avaient tendance à fausser la courbe de survie, plus que les chiffres correspondants, en augmentant la durée du paiement.

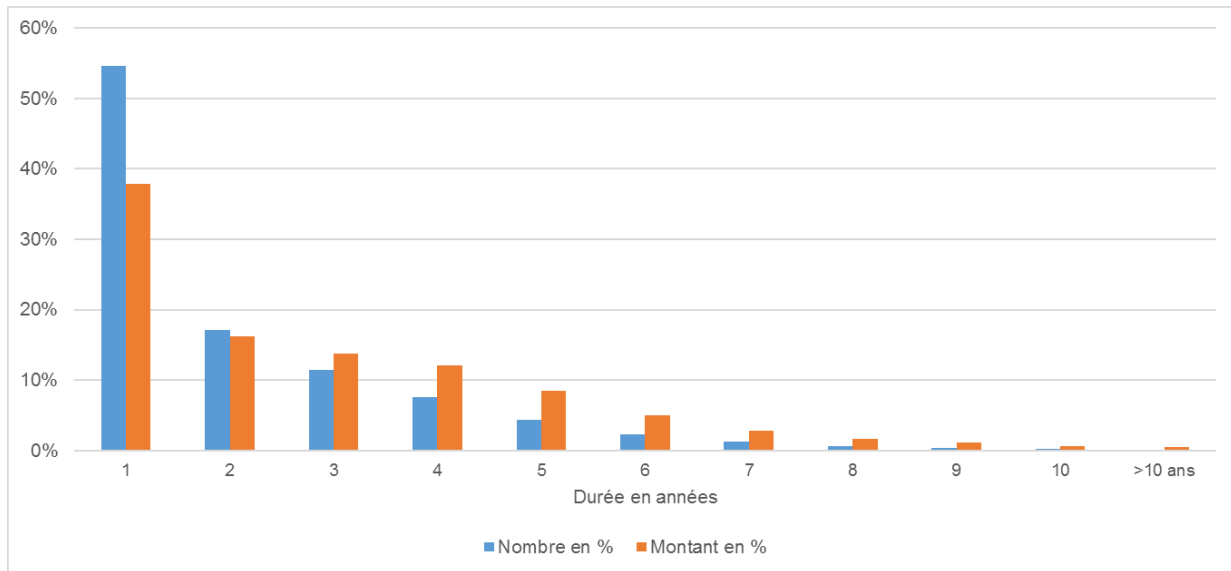
Graphique 7 : Répartition des règlements importants par taille



Le graphique 8 montre la répartition des règlements importants selon la durée en années. Les règlements importants ont été payés majoritairement au cours des sept premières années. Nous pourrions en déduire que les assureurs qui ont été mis au courant de sinistres graves avaient tendance à agir rapidement pour régler les demandes renfermant des règlements importants.

¹² « Rapport de l'ICA sur les statistiques économiques canadiennes 1924-2017 : Version finale – Tableaux ». Mai 2018. Consulté le 11 mars 2019. <https://www.cia-ica.ca/fr/publications/d%C3%A9tails-de-publication/218067t> (accessible aux membres de l'ICA seulement)

Graphique 8 : Répartition des règlements importants selon la taille



L'ensemble de données du Plan statistique présentait des cas de paiements positifs importants suivis de paiements négatifs du même montant. D'après les entrevues auprès des assureurs, cette situation était attribuable à l'annulation d'opérations incorrectes. Les deux paiements ont donc été exclus de l'analyse.

6.4.4 Paiements hebdomadaires

Pour les processus de rattrapage et d'élargissement forfaitaire, il était important de sélectionner les paiements hebdomadaires correspondants pour chaque demandeur afin de garantir une période d'élargissement pertinente.

Pour la garantie de remplacement du revenu, les paiements hebdomadaires se situaient entre 185 \$ et 400 \$ pour les accidents survenus entre 1996 et 2012. Ainsi, les paiements hebdomadaires ont été sélectionnés en fonction d'une moyenne de chaque opération et du temps écoulé entre les opérations pour chaque demandeur.

Dans le cas des prestations aux soignants, le paiement hebdomadaire minimum était toujours de 250 \$, avec augmentation de 50 \$ par personne additionnelle ayant besoin de soins. En théorie, la réglementation ne précise pas de limite supérieure. Dans le cadre de la présente étude, le paiement hebdomadaire maximal a été plafonné à 1 000 \$, ce qui signifie que le soignant avait 15 personnes ayant besoin de soins. Ce plafond devrait être suffisant pour couvrir la plupart des cas. Ainsi, les paiements hebdomadaires ont été sélectionnés en fonction d'une moyenne de chaque opération et du temps écoulé entre les opérations pour chaque demandeur.

Dans le cas des prestations pour personnes sans revenu d'emploi, les prestations régulières devraient toujours être de 185 \$, tandis que les prestations pour étudiants pourraient passer à 320 \$ après deux ans. Compte tenu du fait que le « type de perte primaire du Plan statistique » ne prévoyait pas de code particulier pour les prestations destinées aux personnes sans revenu d'emploi et que le type de perte sélectionné pourrait inclure les prestations de remplacement du revenu, la même logique est appliquée.

6.5 Contraintes de durée

Puisque les données du Plan statistique comprenaient 18 années de données au total (1995-2012), elles contenaient des demandes de règlement de diverses durées. Par exemple, une demande reçue en 2012 pourrait ne comporter que quelques mois d'opérations, tandis qu'une autre demande ouverte en 2000 pourrait comporter 12 années d'opérations. Par conséquent, si toutes les données étaient analysées au même moment, les demandes incomplètes de courte durée augmenteraient le nombre de demandes de prestations de courte durée encore actives lorsque le Plan statistique a pris fin, ce qui censurerait la queue des paiements selon la durée. Pour éviter cette distorsion, les données utilisées pour la modélisation ne comprenaient que les demandes de règlement d'une durée d'au moins 14 mois, mais d'au plus 180 mois (15 ans). Ainsi, l'impact des demandes récentes a diminué et la courbe de survie a maintenu une queue décroissante monotone à partir d'une durée de 15 ans. Comme nous l'avons mentionné précédemment, la plupart des paiements au titre des règlements structurés ont été effectués au cours des sept premières années, et l'incidence des règlements structurés et du processus d'élargissement du montant forfaitaire a également été prise en compte.

Le tableau qui suit illustre de façon graphique la structure des données du Plan statistique. Par exemple, une demande soumise en 2012 ne peut avoir une durée maximale que depuis le premier paiement de 12 mois. Les données utilisées pour la modélisation ne comprenaient donc que les opérations relatives aux demandes soumises avant le 31 octobre 2011. Par ailleurs, les données utilisées aux fins de la présente étude ont une durée maximale de 180 mois (15 ans) pour éviter les fluctuations à la queue en raison d'opérations inhabituelles. Par conséquent, les cellules surlignées en vert représentent les données utilisées pour la modélisation, et les cellules surlignées en gris sont des données exclues.

Tableau 8 : Données incluses en fonction des contraintes de durée

Durée en mois	Année civile							
	1995	1996	1997	...	2010	10/31/2011	11/1/2011	2012
1*								
2*								
...								
13*								
14								
15								
...								
179								
180								
181								
...								

* Les durées de 1 à 13 mois ont été incluses seulement lorsque les demandes sont demeurées actives plus de 14 mois.

En outre, les données utilisées pour la modélisation comprennent trois types de demandes :

- Les demandes réglées à l'intérieur des 15 premières années;
- Les demandes dont les paiements ont été portés à 15 ans;
- Les demandes encore actives à la 15^e année.

Pour les deux premiers types de demandes, nous supposons que la courbe du taux de survie après 15 ans demeure la même. Dans le modèle de survie, le troisième type de demande n'a pas modifié les taux de survie, mais il a plutôt supposé le modèle de survie historique d'autres types de demandes à la même échéance appliquée aux demandes actives. Les assureurs doivent faire preuve de prudence lorsqu'ils utilisent le modèle décrit dans le présent document s'il y a un nombre important de demandes actives pendant au moins 15 ans.

Un MLG suppose une relation linéaire entre la variable explicative et la variable réponse. La durée (une variable explicative) tend à être plus asymétrique à droite que le taux de survie (la variable réponse), ce qui suppose une relation non linéaire. Pour améliorer l'ajustement du modèle, la durée a parfois été transformée au moyen de la fonction logarithmique. Pour plus de détails, consultez la section 7.4.

7 Annexe C – Spécification et validation du modèle

7.1 Examen de la documentation pertinente

Avant de modéliser les courbes de survie, la documentation pertinente a été examinée. La présente section résume les points importants des principaux documents de recherche.

Christie (1992) ainsi que Machtinger et Brown (1994) ont aidé les actuaires à évaluer les réserves calculées dossier par dossier pour les demandes de règlement en assurance ILD-IAA à la suite de l'instauration du RPAO en 1990 et de l'adoption du projet de loi 164 en 1993. Les deux documents de recherche comprenaient des tables de taux de terminaison et de facteurs de rente qui étaient utiles aux actuaires, aux experts en sinistres et à d'autres employés de sociétés d'assurances IARD.

Christie a présenté des tables de taux de terminaison fondées sur l'âge, le sexe et la durée depuis la préparation de la demande. En outre, un facteur hypothétique de taux d'intérêt et de provision pour écarts défavorables à la terminaison a été pris en compte pour construire la table de rentes correspondante. Toutefois, en raison du manque de données représentant les résultats de l'invalidité dans le cadre de la couverture des indemnités d'accident au Canada, Christie a utilisé les taux de terminaison calculés dans le « Report of the Committee to Recommend New Disability Tables for Valuation » de la publication Transactions of the Society of Actuaries (TSA (1985)), qui ont été modifiés pour tenir compte des exigences réglementaires en Ontario. Le document de Christie s'appuyait sur les résultats des assureurs-vie, mais il traitait également des préoccupations découlant de l'utilisation des données de TSA (1985) pour modéliser la couverture du revenu d'invalidité en Ontario.

Machtinger et Brown a fait progresser les taux de terminaison établis dans Christie (1992). Ce document comportait également des inconvénients en raison du manque de données accessibles au public et de taux de terminaison prudents par rapport aux résultats réels des assureurs. Par ailleurs, les auteurs ont produit les taux de terminaison et des facteurs de rente à l'aide des demandes d'ILD en vertu du RPAO, d'après les données des années de survenance 1990 à 1993. L'ensemble de données représentait 10 % du marché de l'automobile de l'Ontario, car la plupart des assureurs ne saisissaient pas leurs données sur les demandeurs. Machtinger et Brown (1994) ont modélisé les taux de terminaison à l'aide de distributions statistiques, en plus de mesurer un pic de trois ans représentant les résultats du projet de loi 164 en raison d'un changement au chapitre de la définition de l'invalidité. Compte tenu du manque de données à plus long terme, Machtinger et Brown ont proposé d'utiliser Christie (1992) pour les facteurs de rente de plus de trois ans.

En 2012, l'Individual Disability Experience Committee (IDEC) de la Society of Actuaries (SOA) a publié « Development of the 2012 IDEC Claim Termination Rate Table », qui reposait sur les données de l'industrie de 1990 à 2007 pour mettre à jour la table de terminaison élaborée dans TSA (1985). L'analyse est fondée sur une méthode réelle par rapport à une méthode prévue au moyen de la technique de lissage de Whitaker-Henderson de type B. Cette technique utilise des polynômes à degrés multiples pour modéliser les taux de terminaison dans le but d'équilibrer le lissage et l'ajustement de la courbe de terminaison.

Le tableau 7 résume les variables explicatives et les principaux éléments du modèle présentés dans ces documents de recherche. Ces points ont éclairé les modèles sélectionnés dans le présent document de recherche.

Tableau 9 : Résumé de la documentation antérieure

TSA 1985, vol. 37 : Report of the Committee to Recommend New Disability Tables for Valuation (Longueur : 154 pages)	Accident Benefits Long-Term Disability Losses (1992) de J.K. Christie (Longueur : 29 pages)	Ontario Automobile LTD Losses : OMPP Cliff et Bill 164 (1994) de J.K. Machtinger et R.L. Brown (Longueur : 19 pages)	Development of the 2012 IDEC Claim Termination Rate Table (Longueur : 17 pages)
<p>Couverture : Revenu d'invalidité</p> <p>Analyse par nombre de demandes de règlement</p> <p>Utilisation des données de TSA des assureurs-vie</p>	<p>Couverture : Revenu d'invalidité</p> <p>Analyse par nombre de demandes de règlement</p> <p>Utilisation du taux de cessation de TSA (1985)</p>	<p>Couverture : Revenu d'invalidité</p> <p>Analyse par nombre de demandes de règlement</p> <p>Utilisation des données du RPAO sur trois ans</p>	<p>Couverture : Revenu d'invalidité</p> <p>Analyse à la fois réelle et prévue</p> <p>Utilisation des données de l'industrie de 1990 à 2007</p>
<p>Variables explicatives : sexe, âge, cause, délai de carence, catégorie</p>	<p>Variables explicatives : sexe, âge</p>	<p>Variables explicatives : aucune; introduit le facteur de pic</p> <p>Modèle de taux de terminaison de trois ans à l'aide d'un modèle statistique</p>	<p>Variables explicatives : Comme pour TSA (1985)</p>
<p>Durée du taux de terminaison : 1-13 par semaine, 4-24 par mois, 3-10 par année et plus de 10 ans</p>	<p>Durée du taux de terminaison : Comme pour TSA (1985)</p>	<p>Durée du taux de terminaison : 37 premiers intervalles de 30 jours, après application du facteur de Christie (1992)</p>	<p>Durée du taux de terminaison : 1-13 par semaine, 4-60 par mois, 6-10 par année et plus de 10 ans</p>

7.2 Considérations qui sous-tendent la sélection du MLG

Lors de la sélection de la famille de modèles linéaires généralisés, les points suivants ont été examinés :

- Prise en compte des interdépendances entre les variables explicatives;
- Prise en compte des biais de distribution dans les variables explicatives;
- Réduction des distorsions dues aux données aberrantes;
- Estimation des taux de survie pour des combinaisons de variables explicatives avec peu ou pas de données;
- Estimation des taux de survie pour les durées de queue;
- Optimisation de la qualité de l'ajustement;
- Réduction des complications.

Plusieurs modèles ont été testés à l'échelle des demandeurs en fonction du nombre de demandeurs (fréquence) et des paiements liés aux opérations (gravité). Plusieurs séries de modélisation ont été exécutées pour différentes combinaisons de variables explicatives. Finalement, les modèles définitifs ont été sélectionnés à partir de la famille de MLG en supposant une loi de Poisson avec une fonction de lien logarithmique et des points de charnière, car ils répondaient bien aux critères susmentionnés.

7.3 Sélection des indicateurs de modèle et des variables explicatives

Divers critères ont été pris en compte pour déterminer s'il fallait conserver les ensembles de modèles et les variables explicatives, notamment :

- Des considérations d'ordre pratique, dont l'utilisation historique des variables explicatives, l'exactitude des données saisies, le coût de la collecte des données;
- Le critère de différenciation;
- L'équilibre entre les critères d'homogénéité et de crédibilité.

Le critère de différenciation est respecté lorsque la valeur d'une variable explicative donnée démontre une différence statistique importante dans la réponse du taux de survie. Des tests statistiques comme celui de Kolmogorov-Smirnov¹³ et des graphiques ont été utilisés pour évaluer le critère de différenciation. En ce qui concerne la crédibilité, une norme de 481 a été choisie pour le nombre de demandeurs à la combinaison la plus granulaire de variables explicatives. Cette crédibilité est représentée pour $P = 90\%$ et $k = 7,5\%$, c'est-à-dire qu'elle a 90 % de chances de se situer à $\pm 7,5\%$ de la moyenne en supposant l'application de l'approximation normale.

¹³ Le test de Kolmogorov-Smirnov (test K-S ou test KS) est un test de la qualité de l'ajustement non paramétrique continues qui peut être utilisé pour comparer deux échantillons (test K-S à deux échantillons) ou un échantillon de distribution continue (test K-S à un échantillon).

Selon ces critères,

- Les données relatives aux sinistres d'assurance non collective et collective sont suffisamment crédibles et montrent des taux de survie réels sensiblement différents, ce qui justifie la séparation des types d'assureurs;
- Les données pour la RGT et hors RGT sont suffisamment crédibles et montrent des taux réels de survie sensiblement différents, ce qui justifie la séparation de la région;
- Les données pour les régions urbaines hors RGT et rurales ne sont pas suffisamment crédibles pour justifier une telle séparation;
- Le sexe et les groupes d'âge ont été reportés de Christie (1992); les données ont confirmé une différenciation et une crédibilité suffisantes;
- Les données sur les prestations de remplacement du revenu et les prestations pour soignants ne montrent pas de taux réels de survie sensiblement différents pour justifier la séparation;
- Les particularités de la couverture pour les prestations destinées aux personnes sans revenu d'emploi sont très différentes des prestations de remplacement du revenu et des prestations pour soignants, et elles justifient la séparation. La courbe de survie empirique pour la couverture des personnes sans revenu d'emploi ne reflète pas le comportement réel des demandeurs en vertu du nouveau règlement de 2016 sur l'AIAL en raison des changements apportés aux prestations. La courbe de survie des prestations destinées aux personnes sans revenu d'emploi est extrapolée à partir du modèle de survie pour le remplacement du revenu et les soignants combinés en plafonnant la durée des paiements à deux ans.

Les résultats de la première version du test de MLG montrent des ajustements plus faibles pour les demandeurs de plus de 50 ans. La répartition des variables explicatives a été revue pour la deuxième version, et un modèle distinct a été élaboré pour les demandeurs de plus de 50 ans, tous assureurs confondus.

7.4 Variable de réponse

La fréquence et l'ampleur des paiements ont été considérées comme des candidats potentiels pour une variable de réponse. La version finale du modèle reposait uniquement sur la fréquence, ce qui a permis d'évaluer la probabilité que les demandeurs demeurent invalides (c'est-à-dire le taux de survie). La fréquence correspond au ratio du nombre de demandeurs ayant reçu un paiement d'une durée donnée (le nombre de demandes) au nombre total de demandeurs à la date du premier paiement (les expositions). Pour utiliser un MLG, l'ensemble de données du Plan statistique doit refléter les expositions. Puisque l'ensemble de données ne contenait que des opérations avec paiements, des valeurs fictives 0 ont été ajoutées à l'ensemble de données pour tenir compte des expositions.

Comme nous l'avons mentionné précédemment, les données du Plan statistique utilisées pour la modélisation visent trois types de demandes de règlement :

- Les demandes réglées à l'intérieur des 15 premières années;
- Les demandes dont les paiements ont été portés à 15 ans;
- Les demandes encore actives à la 15^e année.

Pour les deux premiers types de demandes, nous supposons que la courbe du taux de survie après 15 ans demeure la même. Dans le modèle final choisi, le troisième type de demande ne modifie pas le taux de survie, mais il suppose plutôt le modèle de survie historique d'autres types de demandes de même échéance appliqué aux demandes actives. Le Tableau 8 illustre les trois types de demandes. Pour calculer les probabilités de survie, le nombre de demandes comprend seulement 1, tandis que le nombre d'expositions comprend 1 et 0, mais il exclut les valeurs dites « Nul ».

Tableau 10 : Nombre de demandes de règlement et d'expositions

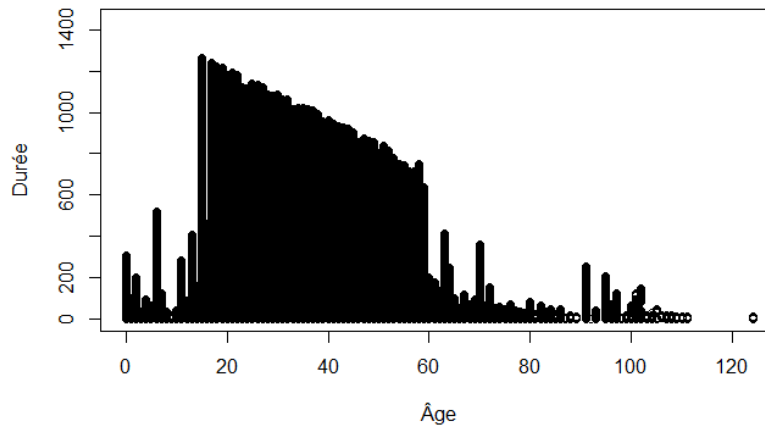
	2011	2012	2013	2014	2015
Élargissement	1	1	1	1	1
Inactives	1	1	0	0	0
Actives	1	1	Nul	Nul	Nul

Pour modéliser la gravité, la répartition des paiements hebdomadaires des demandeurs existants a été analysée. L'ensemble de données du Plan statistique montre que la majorité des paiements hebdomadaires atteignent le plafond de 400 \$ et que plus de 40 % du total des paiements comprend des règlements structurés. Par conséquent, la gravité n'a pas fourni de renseignements supplémentaires sur le comportement des demandeurs qui n'étaient pas déjà saisis par la fréquence. Si les réformes législatives futures ont pour effet de majorer le plafond de 400 \$, un modèle de gravité devrait être envisagé.

7.5 Interactions

Pour déterminer le meilleur MLG, nous avons examiné les interactions entre les variables. Intuitivement, l'âge du demandeur interagit avec la durée en ce qui concerne la durée des paiements futurs. Par exemple, on ne s'attend pas à ce qu'une personne blessée de 20 ans reçoive un paiement pour une même durée qu'une personne blessée de 60 ans. L'interaction de l'âge du demandeur et de la durée peut être accrue par des règlements structurés importants. Le graphique 9 montre la relation entre l'âge et la durée après l'élargissement forfaitaire des règlements structurés importants, en supposant un âge atteignable maximal de 120 ans.

Graphique 9 : Durée par rapport à l'âge



Dans le graphique ci-dessus, les demandeurs plus jeunes ont tendance à recevoir des indemnités plus longtemps que les demandeurs plus âgés. Par conséquent, ce terme d'interaction a été pris en compte dans le modèle.

7.6 Points de charnière

Lors de l'examen de la courbe du taux de survie, une courbure différente a été observée avant et après 14 mois. Ce comportement n'a pu être modélisé efficacement au moyen d'une seule équation de variables explicatives. Deux approches ont été testées pour résoudre le problème :

- Modèle en deux parties (c.-à-d. utilisation de deux MLG pour une courbe);
- Fonction de charnière.

Le modèle en deux parties est énoncé en détail à la section 8.1. Il n'a finalement pas été retenu, car il a introduit un point de discontinuité entre les durées 14 et 15. Le taux de survie ajusté à la durée 14 était inférieur au taux de survie ajusté à la durée 15, ce qui sous-entend un taux de terminaison négatif. En plus d'être théoriquement incorrect, il a faussé l'accumulation et l'amortissement des facteurs de rente.

Au lieu du modèle en deux parties, les modèles définitifs sélectionnés intègrent une fonction de charnière. En créant un point charnière, le MLG a pu ajuster deux courbes distinctes aux données, avant et après le point charnière, tout en obtenant une courbe de taux de survie globale continue et monotone décroissante. En outre, la fonction de charnière a permis la transformation des variables explicatives, ce qui a amélioré l'ajustement pour la queue.

7.7 Critères de sélection et de validation des modèles

Pour sélectionner le modèle final, des tests statistiques et des examens graphiques ont été effectués.

7.7.1 Tests statistiques

Afin de valider si les variables explicatives devraient être conservées dans le modèle, les valeurs p ont été examinées. Une valeur p inférieure à 5 % a été réputée avoir un pouvoir prédictif. La présente section décrit en détail la valeur p résultante pour les variables explicatives conservées.

7.7.1.1 Assurance non collective et collective, RGT, âge du demandeur <= 50

Variable β s	Assurance non collective	Assurance collective
Terme constant	2,00E-16	2,00E-16
Age_Bin<=20	2,00E-16	2,00E-16
Age_Bin21-25	2,00E-16	2,00E-16
Age_Bin26-30	2,00E-16	0,000002
Age_Bin31-35	0,000001	0,000109
Age_Bin36-40 [base]		
Age_Bin41-45	2,00E-16	0,001896
Age_Bin46-50	2,00E-16	2,00E-16
max(0,14 – durée)	2,00E-16	2,00E-16
max(0,ln(durée)-ln(14))	2,00E-16	2,00E-16
Homme [base]		
Femme	2,00E-16	8,90E-03
Age_Bin<=20*max(0,14 –durée)	2,00E-16	1,59E-09
Age_Bin21-25*max(0,14 –durée)	2,00E-16	2,68E-13
Age_Bin26-30*max(0,14 –durée)	1,89E-10	4,16E-02
Age_Bin31-35*max(0,14 –durée)	0,000014	0,097281
Age_Bin36-40*max(0,14 –durée) [base]		
Age_Bin41-45*max(0,14 –durée)	2,62E-11	1,15E-02
Age_Bin46-50*max(0,14 –durée)	2,00E-16	2,00E-16
Age_Bin<=20*max(0,ln(durée)-ln(14))	2,00E-16	7,96E-12
Age_Bin21-25*max(0,ln(durée)-ln(14))	2,00E-16	2,00E-16
Age_Bin26-30*max(0,ln(durée)-ln(14))	2,00E-16	2,00E-16
Age_Bin31-35*max(0,ln(durée)-ln(14))	2,00E-16	2,00E-16
Age_Bin36-40*max(0,ln(durée)-ln(14)) [base]		
Age_Bin41-45*max(0,ln(durée)-ln(14))	0,000347	0,532135
Age_Bin46-50*max(0,ln(durée)-ln(14))	2,00E-16	8,73E-01

7.7.1.2 Assurance non collective et collective, hors RGT, âge du demandeur <= 50

Variable β_s	Assurance non collective	Assurance collective
Terme constant	2,00E-16	0,000054
Age_Bin<=20	0,049800	0,801000
Age_Bin21-25	0,978825	0,671782
Age_Bin26-30	0,409062	0,911630
Age_Bin31-35	0,429492	0,445781
Age_Bin36-40 [base]		
Age_Bin41-45	0,316328	0,854641
Age_Bin46-50	0,174723	0,850271
ln(durée)	2,00E-16	2,00E-16
max(0,ln(durée)-ln(14))	2,00E-16	2,00E-16
Homme [base]		
Femme	2,00E-16	0,000028
Age_Bin<=20*ln(durée)	2,00E-16	2,00E-16
Age_Bin21-25*ln(durée)	2,00E-16	6,18E-10
Age_Bin26-30*ln(durée)	2,31E-14	1,84E-05
Age_Bin31-35*ln(durée)	0,000275	0,027804
Age_Bin36-40*ln(durée) [base]		
Age_Bin41-45*ln(durée)	4,02E-05	0,131000
Age_Bin46-50*ln(durée)	4,09E-11	0,113000
Age_Bin<=20*max(0,ln(durée)-ln(14))	6,49E-16	2,00E-16
Age_Bin21-25*max(0,ln(durée)-ln(14))	0,967000	0,003190

Age_Bin26-30*max(0,ln(durée)-ln(14))	2,00E-16	1,45E-06
Age_Bin31-35*max(0,ln(durée)-ln(14))	1,98E-07	0,694000
Age_Bin36-40*max(0,ln(durée)-ln(14)) [base]		
Age_Bin41-45*max(0,ln(durée)-ln(14))	0,007235	3,98E-08
Age_Bin46-50*max(0,ln(durée)-ln(14))	0,049900	0,029900

7.7.1.3 Tous assureurs et toutes régions confondus, âge du demandeur > 50

Variable β s	Assurance non collective et collective combinées	
Terme constant		7,90E-15
Age_Bin51-55 [base]		
Age_Bin56-60		0,187000
Age_Bin>60		3,30E-07
ln(durée)		2,00E-16
max(0,ln(durée)-ln(14))		2,00E-16
max(0, ln(durée) – log (60))		2,00E-16
RGT [base]		
Hors RGT		2,00E-16
Age_Bin51-55*ln(durée) [base]		
Age_Bin56-40*ln(durée)		0,001340
Age_Bin>60*ln(durée)		2,00E-16
Age_Bin51-55*max(0,ln(durée)-ln(14)) [base]		
Age_Bin56-60*max(0,ln(durée)-ln(14))		0,146000
Age_Bin>60*max(0,ln(durée)-ln(14))		2,00E-16

7.7.2 Statistiques mondiales

Pour comparer la signification globale entre les versions du MLG, des statistiques comme le critère d'information d'Akaike (CIA) et la déviance ont été examinées. Des tests similaires ont été utilisés pour évaluer le rendement du modèle dans les ensembles de données de formation et de conservation. Un CIA et une déviance faibles ont été préférés.

Modèles	Ensemble de données de formation	
	CIA	Déviance
Assurance non collective, RGT, Âge <=50	2 853 215	1 810 861
Assurance non collective, hors RGT, Âge <=50	2 704 998	1 761 984
Assurance collective, RGT, Âge <=50	1 121 503	709 577
Assurance collective, hors RGT, Âge <=50	516 827	336 015
Tous assureurs, toutes régions, âge >50 ans	1 641 130	1 029 342

Le tableau ci-dessus résume le CIA et la déviance pour tous les modèles sélectionnés. Puisqu'il s'agit des plus petites valeurs parmi tous les modèles mis à l'essai, elles pointent vers les meilleurs ajustements. Davantage de statistiques concernant d'autres modèles sont énoncées à la section 8.2.

7.7.3 Graphiques de courbe d'élévation simple

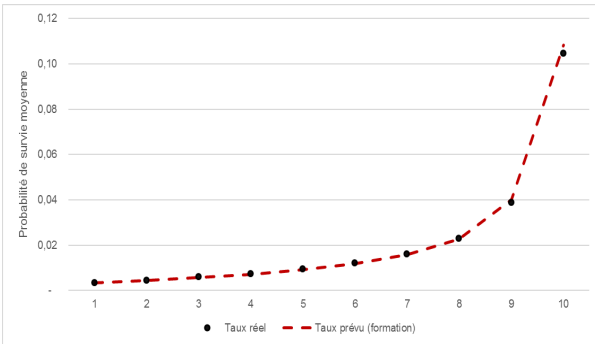
Le graphique de courbe d'élévation simple est un bon indicateur pour évaluer l'adéquation entre les données de formation et le modèle choisi. Il indique également si le modèle choisi convient aux données réservées. Il convient de noter que pour chaque modèle, les données de formation contiennent 70 % des opérations, tandis que les données réservées comprennent les 30 % restants. Les graphiques suivants montrent les courbes d'élévation simple pour les données de formation et les données réservées.

Le graphique de formation montre les taux de survie estimatifs moyens à partir des données de formation et des coefficients du modèle choisi. La ligne rouge pointillée représente le modèle de survie choisi, et les taux de survie moyens réels (bruts) fondés sur les données de formation sont représentés par des points noirs.

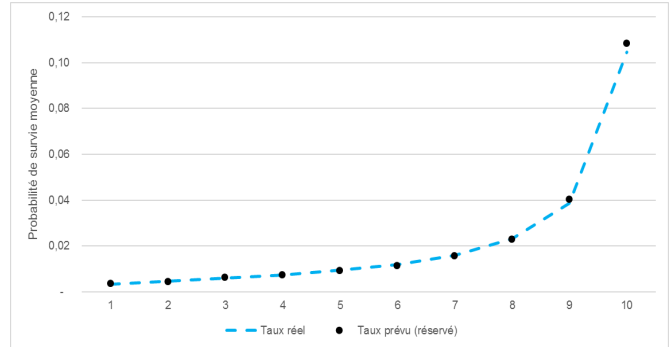
Le graphique réservé montre les taux de survie estimatifs moyens à partir des données réservées et des coefficients du modèle choisi. La ligne bleue pointillée représente le modèle de survie choisi, et les taux de survie moyens réels (bruts) fondés sur les données réservées sont représentés par des points noirs.

Comme l'indique l'axe des x dans les graphiques suivants, les ensembles de données respectifs sont divisés en dix tranches en utilisant l'ordre croissant des taux de survie ajustés. L'axe des y indique les taux de survie moyens dans chaque tranche.

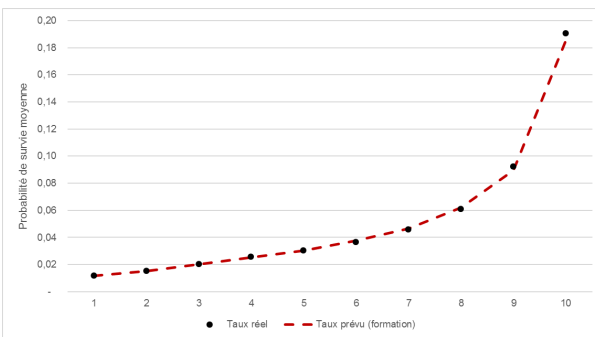
Graphique 10 : Données sur la formation, assurance non collective, RGT, âge du demandeur <=50



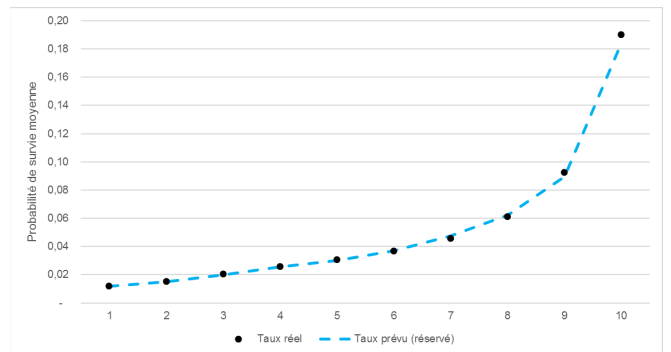
Graphique 11 : Données réservées, assurance non collective, RGT, âge du demandeur <=50



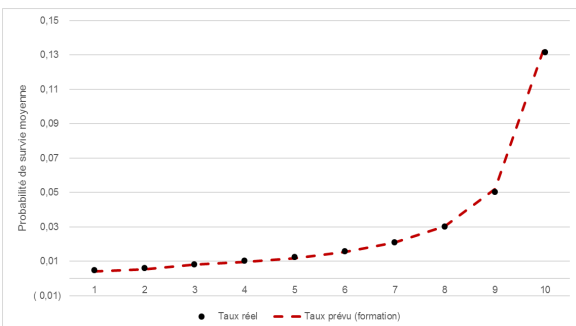
Graphique 12 : Données sur la formation, assurance non collective, hors RGT, âge du demandeur <=50



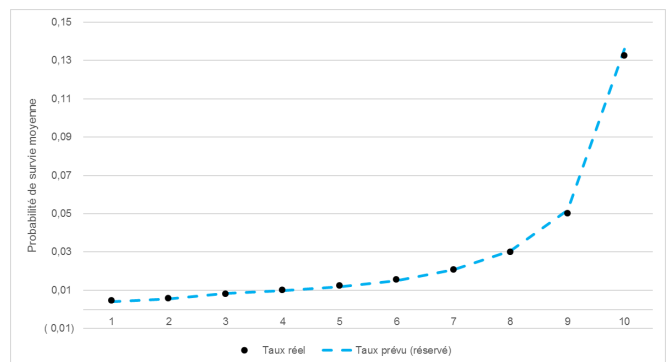
Graphique 13 : Données réservées, assurance non collective, hors RGT, âge du demandeur <=50



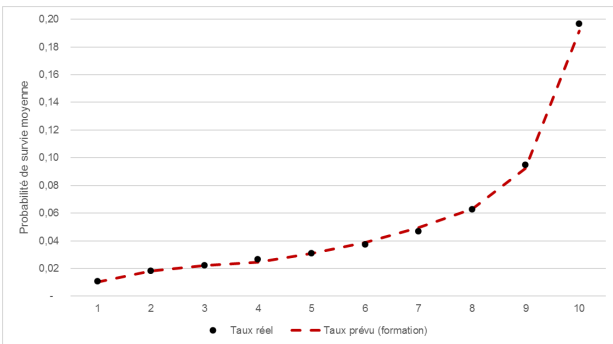
Graphique 14 : Données sur la formation, assurance collective, RGT, âge du demandeur <=50



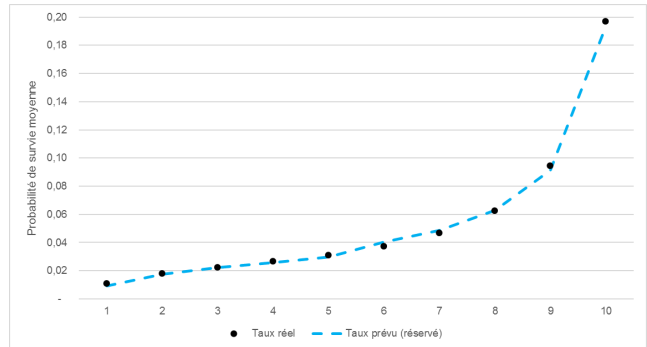
Graphique 15 : Données réservées, assurance collective, RGT, âge du demandeur <=50



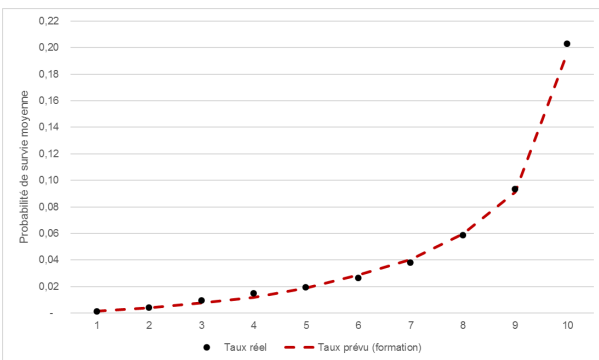
Graphique 16 : Données sur la formation, assurance collective, hors RGT, âge du demandeur <=50



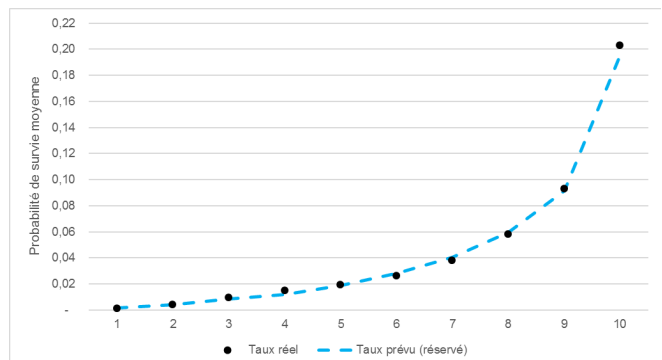
Graphique 17 : Données réservées, assurance collective, hors RGT, âge du demandeur <=50



Graphique 18 : Données sur la formation, tous les assureurs, toutes les régions, âge du demandeur >50 ans



Graphique 19 : Données réservées, tous les assureurs, toutes les régions, âge du demandeur >50 ans



Comme le montrent les graphiques ci-dessus, les courbes de survie prévues imitent le comportement des taux de survie réels pour les ensembles de données de formation et de réserve. On peut y voir que le modèle choisi est pertinent pour chaque ensemble de données, compte tenu du type d'assureur, de la région et de l'âge.

7.7.4 Cartes thermiques

Afin d'équilibrer la crédibilité et l'homogénéité, plusieurs cartes thermiques ont été créées pour analyser la distribution des variables explicatives utilisées pour décider de la granularité du modèle et des variables à regrouper. Le graphique qui suit donne un exemple de carte thermique utilisée pour déterminer le modèle final :

Graphique 20 : Distribution des cartes thermiques

Age_Bins	Société d'assurance non collective				Société d'assurance collective			
	RGT-H	Hors RGT-H	RGT-F	Hors RGT-F	RGT-H	Hors RGT-H	RGT-F	Hors RGT-F
Age_Bin<=20	0,85%	0,67%	0,80%	0,80%	0,31%	0,14%	0,34%	0,18%
Age_Bin21-25	2,68%	1,36%	2,78%	1,86%	0,76%	0,23%	0,88%	0,37%
Age_Bin26-30	2,96%	1,46%	3,54%	2,19%	0,93%	0,25%	1,29%	0,43%
Age_Bin31-35	3,17%	1,52%	3,93%	2,21%	1,11%	0,27%	1,65%	0,53%
Age_Bin36-40	3,30%	1,57%	4,11%	2,48%	1,14%	0,24%	1,61%	0,50%
Age_Bin41-45	3,06%	1,47%	3,70%	2,21%	1,04%	0,25%	1,31%	0,45%
Age_Bin46-50	2,52%	1,25%	2,82%	1,82%	0,74%	0,21%	0,91%	0,34%
Age_Bin51-55	1,84%	0,93%	1,89%	1,40%	0,48%	0,17%	0,60%	0,24%
Age_Bin56-60	1,17%	0,66%	1,08%	0,87%	0,31%	0,10%	0,35%	0,16%
Age_Bin>60	1,71%	0,99%	1,29%	0,99%	0,46%	0,16%	0,44%	0,19%

Dans le graphique ci-dessus, chaque probabilité représente le pourcentage du nombre total de demandeurs dans une catégorie particulière. La palette de couleurs est de rouge foncé à vert foncé, ce qui représente un pourcentage faible à élevé. Cette carte thermique montre que les demandeurs d'assureurs souscrivant à des polices d'assurance non collectives sont presque trois fois plus nombreux que les demandeurs détenant des polices d'assurance collective. Cette carte indique que les modèles qui s'appuient sur les données d'assurance non collective sont plus crédibles que celles de l'assurance collective. En outre, les deux types d'assurance comptaient plus de demandeurs dans la RGT qu'à l'extérieur de la RGT. De plus, les données étaient rares pour les deux types d'assureurs de personnes de plus de 50 ans, hors RGT. Par conséquent, le modèle final choisi combinait tous les types d'assureurs et toutes les régions pour modéliser les demandeurs âgés.

En outre, des cartes thermiques ont été utilisées pour déterminer la surestimation et la sous-estimation des facteurs de rente dérivés des données brutes (c.-à-d. les facteurs de rente bruts). Le graphique 21 montre les facteurs de rente attendus sur la base des données brutes du Plan statistique à la durée de 60 mois depuis le premier paiement. Cette carte thermique montre que la sous-estimation est légèrement plus probable chez les jeunes femmes de la RGT, pour les assureurs en assurance non collective. Inversement, les facteurs de rente semblent légèrement surestimés pour les demandeurs de sexe masculin âgés de 51 à 60 ans à l'extérieur de la RGT, pour les assureurs en assurance collective. Puisque l'estimation des facteurs de rente correspond bien à l'ensemble global de données de formation, un assureur particulier doit accorder une attention particulière à l'utilisation des facteurs de rente dérivés dans la présente étude si son portefeuille de polices diffère sensiblement des données du Plan statistique. En d'autres termes, si un assureur souscrit des polices à une plus grande proportion de jeunes personnes, il est probable que la réserve calculée dossier par dossier à l'aide des facteurs de rente de la présente étude sera sous-estimée et qu'elle exigera proportionnellement plus de SSND qu'un assureur dont la distribution par âge est plus uniforme.

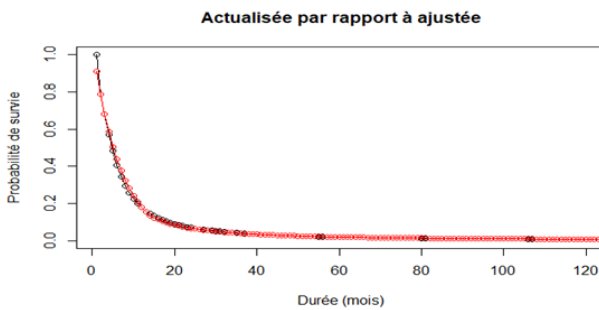
Graphique 21 : Facteurs de rente prévue et facteurs de rente brute à durée de 60 mois

Age Bins	Société d'assurance non collective				Société d'assurance collective			
	RGT-H	Hors RGT-H	RGT-F	Hors RGT-F	RGT-H	Hors RGT-H	RGT-F	Hors RGT-F
Age_Bin<=20	1,062	0,976	0,652	0,747	0,792	0,554	1,595	1,390
Age_Bin21-25	0,733	0,759	0,536	1,257	1,016	0,795	1,181	0,691
Age_Bin26-30	1,256	0,894	0,688	1,513	0,835	1,314	1,183	1,278
Age_Bin31-35	0,792	1,034	1,208	1,156	0,933	1,140	0,981	1,738
Age_Bin36-40	0,990	1,375	1,203	1,328	0,790	1,098	0,742	1,830
Age_Bin41-45	1,082	1,436	1,201	1,639	1,312	0,956	1,299	1,303
Age_Bin46-50	1,137	1,623	1,531	1,889	1,685	1,696	1,824	1,550
Age_Bin51-55	1,564	1,699	2,087	1,523	1,862	2,644	1,727	2,231
Age_Bin56-60	2,031	1,849	1,661	2,730	2,686	3,340	1,969	2,392
Age_Bin>60	1,044	0,797	0,962	0,755	1,759	0,496	0,632	1,216

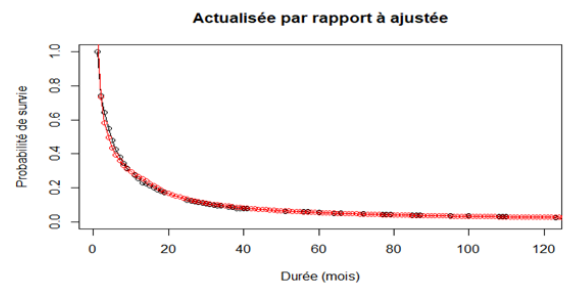
7.7.5 Graphiques de survie

Une inspection visuelle des courbes de taux de survie a été effectuée pour éclairer la sélection des modèles définitifs. Cette section compare les courbes des taux de survie réels et ajustés.

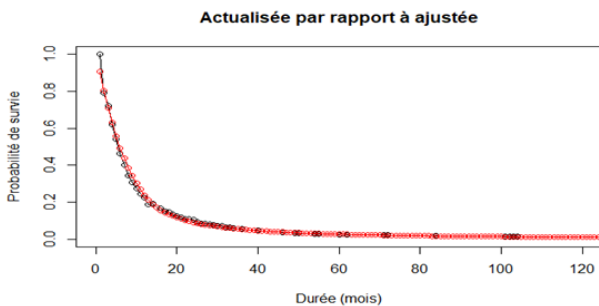
Graphique 22 : Assurance non collective, RGT



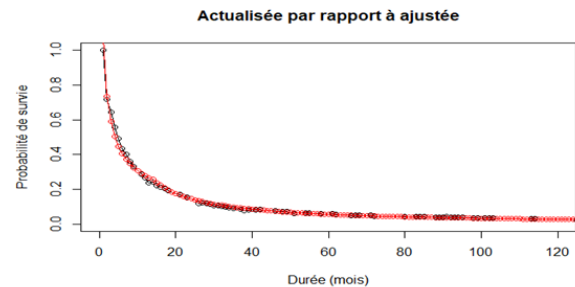
Graphique 23 : Assurance non collective, hors RGT



Graphique 24 : Assurance collective, RGT



Graphique 25 : Assurance collective, hors RGT

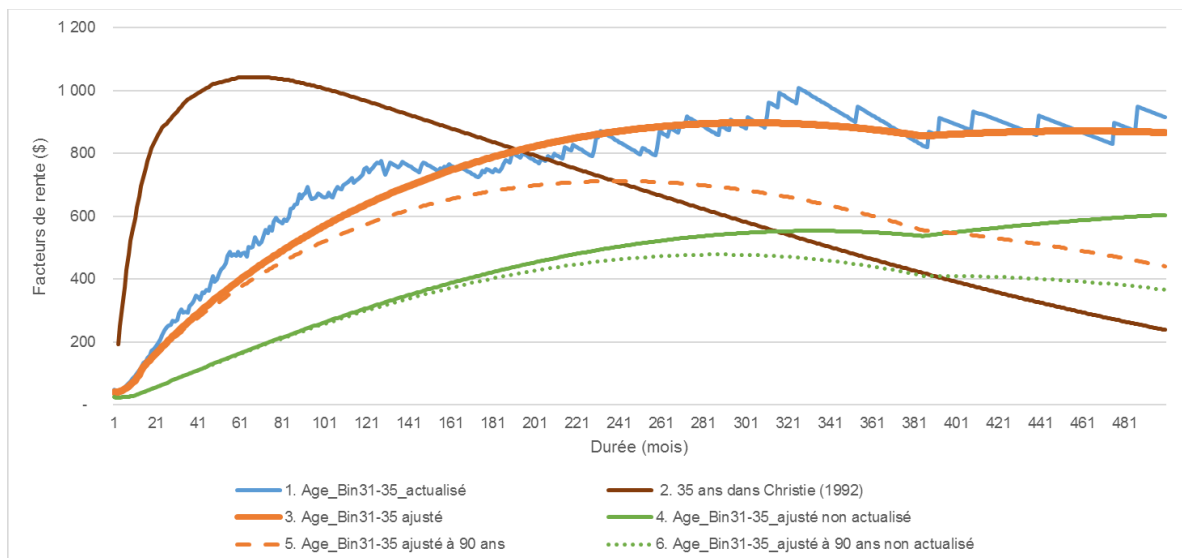


Le modèle sélectionné dans le graphique 22 est le meilleur ajustement parmi tous les modèles qui ont été testés et il saisit la courbure du modèle de survie global. Bien qu'il y ait une certaine surestimation et sous-estimation pour chaque variable explicative (comme le sexe et Age_Bin), le modèle choisi fournit une estimation relativement exacte du portefeuille global. Des conclusions semblables peuvent être tirées pour les graphiques 23, 24 et 25.

7.7.6 Courbes des facteurs de rente

Les courbes des facteurs de rente peuvent être calculées à partir des taux de survie ajustés. Les facteurs de rente représentent des flux de trésorerie hebdomadaires futurs actualisés de 1 \$ en supposant que le demandeur a survécu à la période précédente. La courbe des facteurs de rente est principalement alimentée par les paiements dans la queue. L'espérance de vie des demandeurs joue un rôle central dans l'ampleur des facteurs de rente. En outre, l'inclusion d'importants règlements structurés influe sensiblement sur la courbe des facteurs de rente. Le graphique 26 illustre une courbe de facteurs de rente en assurance non collective, RGT, hommes, Age_Bin31-35.

Graphique 26 : Facteurs de rente en assurance non collective, RGT, Hommes, Age_Bin31-35



La courbe bleue 1 représente les facteurs de rente non actualisés à l'aide de la courbe du taux de survie brut, qui présente de nombreuses bosses en raison du taux de survie brut qui réagit immédiatement aux opérations inhabituelles. Il convient de noter que la courbe brute du taux de survie n'est pas une courbe décroissante monotone. La courbe brune 2 montre les facteurs de rente non actualisés de Christie (1992) jusqu'à l'ultime pour les hommes. La courbe orange 3 représente le facteur de rente non actualisé dérivé de la courbe du taux de survie ajusté en supposant un âge maximal atteint de 120 ans. La courbe orange pointillée 5 suppose un âge maximal atteint de 90 ans. La courbe verte 4 représente les facteurs de rente ajustés non actualisés après suppression de tous les demandeurs ayant des règlements structurés importants et en supposant un âge maximal atteint de 120 ans. La courbe verte pointillée 6 comporte les mêmes paramètres du modèle, mais suppose un âge maximal atteint de 90 ans. À partir du graphique ci-dessus, on peut conclure que la courbe de l'ILD fondée sur les données du Plan statistique n'est pas comparable aux données utilisées dans Christie (1992), et que l'hypothèse du processus

d'élargissement forfaitaire a un poids important. En désagrégeant les règlements structurés importants, l'ensemble de données du Plan statistique montre une queue de rente beaucoup plus lourde et plus longue. En outre, chaque courbe ajustée comportait un point d'inflexion (c.-à-d. les courbes 3, 4, 5 et 6) en raison des ajustements des indemnités appliqués à un demandeur qui a atteint l'âge de 65 ans ou qui s'est blessé après 65 ans.

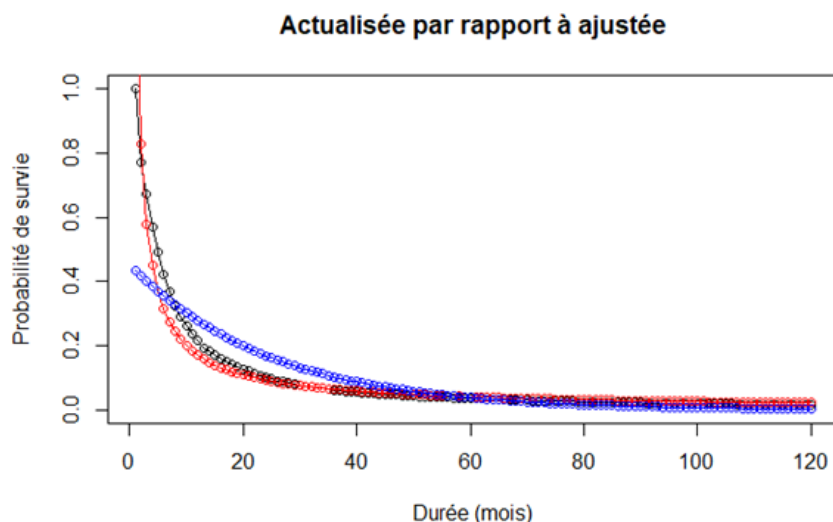
8 Annexe D – Autres modèles

De nombreux modèles ont été considérés pour le présent document de recherche. La présente section met en lumière d'autres modèles qui ont fait l'objet d'une étude, mais qui n'ont finalement pas été retenus.

8.1 Modèle de survie à deux parties

L'utilisation d'un MLG pour modéliser les taux de survie offre l'avantage d'ajuster une courbe de taux de survie complète à l'aide d'une seule équation. Toutefois, selon l'inspection des courbes réelles et ajustées, la courbe avant la durée de 14 mois présentait une courbure sensiblement différente de la courbe après 14 mois. Par conséquent, l'ensemble de la courbe de survie n'a pu être saisi correctement au moyen d'une seule équation. Le graphique 27 montre la courbe réelle par rapport à la courbe ajustée pour le modèle de survie unique.

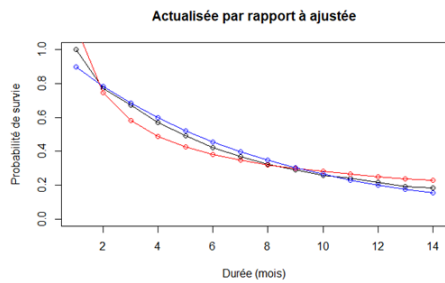
Graphique 27 : Modèle de survie unique



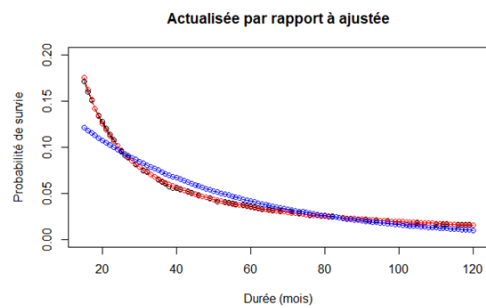
À partir du graphique ci-dessus, l'axe des x présente la durée en mois et l'axe des y, la probabilité que les demandeurs continuent de recevoir des indemnités (c.-à-d. le taux de survie). La courbe noire représente le taux de survie réel, la courbe bleue est un MLG dans lequel la durée est une variable explicative, tandis que la courbe rouge est un modèle présentant $\ln(\text{durée})$ comme une variable explicative. D'une part, la courbe utilisant la durée comme variable ne saisit pas la forme réelle aux premières durées. Par ailleurs, bien que l'utilisation de $\ln(\text{durée})$ fournisse un meilleur ajustement de la courbe des taux de survie réels aux premières durées, elle tend à sous-estimer les taux de survie au cours des 14 premiers mois.

Afin d'éliminer ce biais de sous-estimation, un MLG avec une fonction de lien de Poisson a été élaboré pour ajuster deux courbes distinctes, l'une pour la durée 1-14 mois et l'autre pour la durée 15-120 mois, respectivement.

Graphique 28 : Modèle de survie – Durée 1 à 14 mois



Graphique 29 : Modèle de survie – Durée 15 à 120 mois



Variable temporelle	Durée	ln(durée)	Durée	ln(durée)
CIA	2 169 108	2 175 439	3 944 907	3 930 599
Déviance résiduelle	889 816	896 147	2 897 989	2 883 681

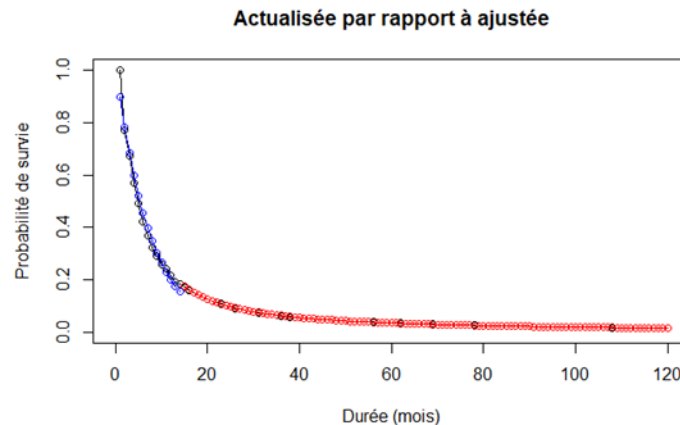
Dans les graphiques 28 et 29, l'axe des x représente la durée en mois et l'axe des y, le taux de survie. La courbe bleue est la courbe ajustée dont la durée est une variable explicative, et la courbe rouge est la courbe ajustée $\ln(\text{durée})$ dont la durée est une variable explicative.

Dans le graphique 28, la transformation logarithmique pour la durée entraîne une diminution des taux de survie à un taux croissant. Toutefois, elle sous-estime quand même quelques points de données du mois 2 au mois 8. Par conséquent, le modèle avec transformation logarithmique n'était pas optimal pour la durée 1 à 14 mois. Par contre, le modèle sans transformation logarithmique illustre mieux la courbe réelle. Le modèle dont la durée constitue une variable affiche un CIA et une déviance résiduelle plus faibles, comme il est indiqué ci-dessus, ce qui corrobore l'interprétation visuelle.

Dans le graphique 29, la courbe rouge avec $\ln(\text{durée})$ comme variable semble mieux correspondre à la courbe réelle. L'amélioration de l'ajustement par rapport à l'utilisation de la transformation logarithmique est également illustrée dans les tests de CIA et de déviance résiduelle.

Dans le modèle à deux parties, la courbe ajustée avec durée comme variable explicative a été utilisée pour la durée 1 à 14 mois, et la courbe ajustée avec $\ln(\text{durée})$ comme variable a été utilisée pour la durée 15 mois et plus. Le graphique 30 montre les courbes réelle et ajustée de la courbe des taux de survie combinés.

Graphique 30 : Modèle de survie à deux parties



Dans le graphique ci-dessus, la courbe noire représente la courbe du taux de survie réel, et la courbe bleue utilise la durée comme variable explicative, adjacente à la courbe rouge avec $\ln(\text{durée})$ comme variable explicative après la durée 14 mois. On peut constater que la courbe à deux parties correspond assez bien à la courbe réelle. Toutefois, le point de discontinuité à la durée 14 mois était une conséquence inévitable, car ni l'une ni l'autre courbe ne tient compte de l'autre ensemble de données. Le taux de survie de 15 mois plus élevé que le taux de 14 mois génère un taux de terminaison négatif. Cette discontinuité a été résolue en utilisant plutôt une fonction de charnière.

8.2 Fonction de charnière avec un nombre différent d'interactions

La fonction de charnière dans un MLG est habituellement une fonction qui ajoute des points de rupture au modèle sous-jacent. Un MLG avec fonction de charnière saisit le changement de pente avant et après ce point de rupture, pour tenir compte des interactions entre les variables. Comme la fonction de charnière est une équation unique, elle règle le problème de discontinuité introduit dans le modèle à deux parties. Étant donné que les courbes de taux de survie suivent une courbure différente avant et après la durée 14 mois, la fonction de charnière est une solution convenable.

Lors de l'ajout de fonctions de charnière, plusieurs modèles ayant des interactions et des points de rupture différents ont été testés, notamment :

- Une interaction ($\text{Age_Bin} * \ln(\text{durée})$) et un point de rupture pour $\ln(\text{durée})$ à $\ln(14)$
- Deux interactions ($\text{Age_Bin} * \ln(\text{durée})$ et $\text{Age_Bin} * \max(0, \ln(\text{durée}) - \ln(14))$) et un point de rupture pour $\ln(\text{durée})$ à $\ln(14)$
- Deux interactions ($\text{Age_Bin} * \max(0, 14 - \text{durée})$ et $\text{Age_Bin} * \max(0, \ln(\text{durée}) - \ln(14))$) et deux points de rupture pour la durée à 14 et $\ln(\text{durée})$ à $\ln(14)$

Les trois modèles ont été mis à l'essai auprès d'assureurs offrant des polices d'assurance non collective et collective, dans la RGT et hors RGT. Le tableau 9 indique le CIA et la déviance résiduelle pour chaque modèle de rechange.

Tableau 11 : Modèles de rechange avec charnières et interactions

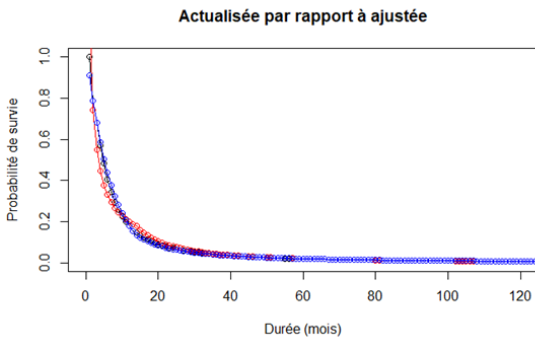
Type d'assureur et région	Numéro du modèle	Variable temporelle	Interactions	CIA	Déviante
Assurance non collective RGT Âge <= 50	M1	ln(durée)	1 avec 1 point de rupture	2 864 500	1 822 158
	M2	ln(durée)	2 avec 1 point de rupture	2 863 934	1 821 580
	M3	ln(durée) et durée	2 avec 2 points de rupture	2 853 215	1 810 861
Assurance non collective Hors RGT Âge <= 50	M1	ln(durée)	1 avec 1 point de rupture	2 705 274	1 762 272
	M2	ln(durée)	2 avec 1 point de rupture	2 704 998	1 761 984
	M3	ln(durée) et durée	2 avec 2 points de rupture	2 706 918	1 763 904
Assurance collective RGT Âge <= 50	M1	ln(durée)	1 avec 1 point de rupture	1 123 960	712 046
	M2	ln(durée)	2 avec 1 point de rupture	1 123 715	711 789
	M3	ln(durée) et durée	2 avec 2 points de rupture	1 121 503	709 577
Assurance collective Hors RGT Âge <= 50	M1	ln(durée)	1 avec 1 point de rupture	516 979	336 179
	M2	ln(durée)	2 avec 1 point de rupture	516 827	336 015
	M3	ln(durée) et durée	2 avec 2 points de rupture	517 221	336 409
Tous les assureurs Toutes les régions	M1	ln(durée)	1 avec 1 point de rupture	1 650 251	1 038 473

Âge >= 50	M2	ln(durée)	2 avec 1 point de rupture	1 645 265	1 033 483
	M3	ln(durée) et durée	2 avec 2 points de rupture aux durées 14 et 60	1 641 130	1 029 342

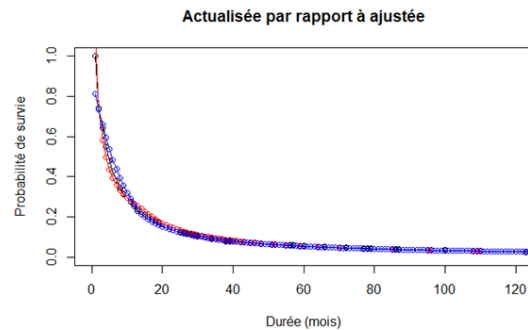
D'après le tableau ci-dessus, pour chaque type d'assureur et chaque région, le modèle comportant le CIA le plus faible a été choisi comme modèle final, tandis que les autres modèles ont été considérés comme des modèles de rechange. Il convient de souligner que les modèles sélectionnés ont été reconnus comme les plus pertinents pour les données disponibles dans le Plan statistique seulement. D'autres modèles pourraient être plus efficaces avec d'autres ensembles de données.

Pour tous les types d'assureurs et toutes les régions, la courbe des taux de survie ajustés pour les modèles 1 et 2 était semblable, tandis que le modèle 3 comportait une courbe des taux de survie ajustés avec des différences visibles par rapport aux autres courbes des taux de survie. Les graphiques suivants illustrent les courbes des taux de survie réels et ajustés pour le modèle 1 (M1) comparativement au modèle 3 (M3).

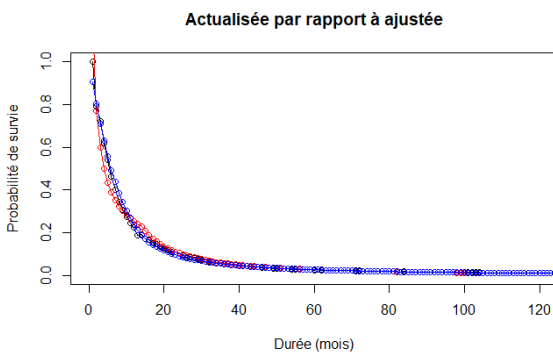
Graphique 31 : Assurance non collective, RGT



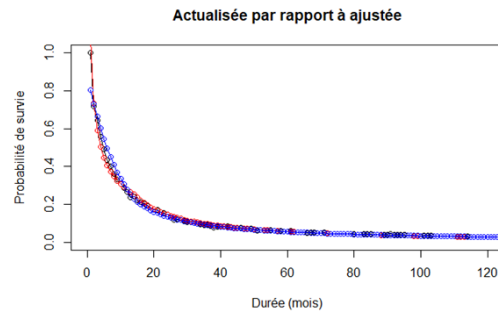
Graphique 32 : Assurance non collective, hors RGT



Graphique 33 : Assurance collective, RGT



Graphique 34 : Assurance collective, hors RGT

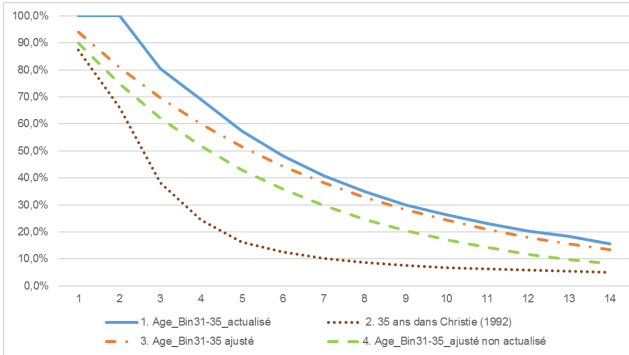


La courbe noire est la courbe des données réelles, et la courbe rouge est M1, tandis que la courbe bleue est M3. L'axe des x représente la durée par mois et l'axe des y, la probabilité moyenne de survie pour chaque mois. Comme le montrent les graphiques ci-dessus, M3 a obtenu de bons résultats pour la RGT, tandis que M1 a obtenu des résultats relativement meilleurs hors RGT.

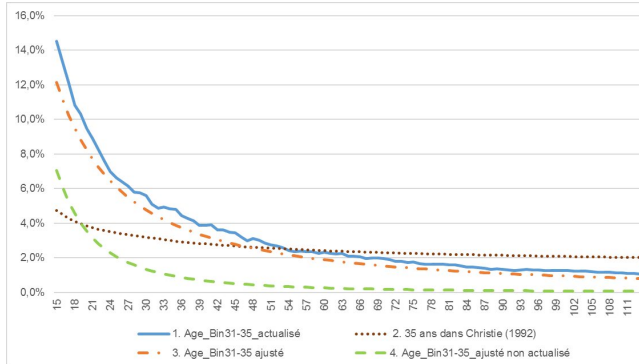
8.3 Exclusion des demandeurs bénéficiant d'un règlement structuré

Les règlements structurés ont une incidence importante sur les courbes des taux de survie. Un autre modèle a été testé en excluant les demandeurs recevant un montant de règlement structuré. Par conséquent, la courbe de recharge pour le taux de survie était beaucoup plus courte que la courbe du taux de survie, y compris les règlements structurés après une augmentation du montant forfaitaire. Ainsi, la courbe de taux de survie ajustés raccourcit tout autant. À titre d'illustration, les graphiques 35, 36 et 37 comparent les courbes de taux de survie avec et sans règlements structurés pour un homme dans Age_Bin 31-35 dans la RGT, assurance non collective.

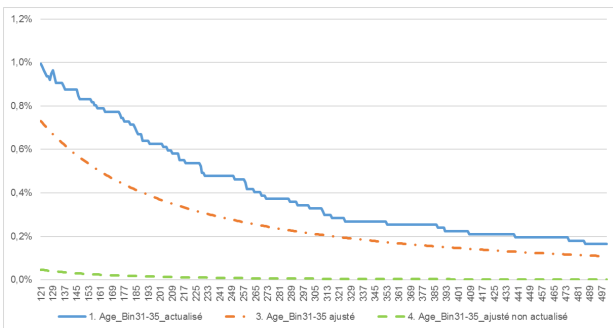
Graphique 35 : Avec et sans règlements structurés, durée 1 à 14 mois



Graphique 36 : Avec et sans règlements structurés, durée 15 à 120 mois



Graphique 37 : Avec et sans règlements structurés, durée 121 à 500 mois



La courbe bleue 1 représente la courbe du taux de survie brut avec règlements structurés après un élargissement, tandis que la courbe brune pointillée 2 est la courbe de Christie (1992). La courbe orange pointillée 3 présente le modèle ajusté choisi pour l'assurance non collective, dans la RGT, et la courbe verte pointillée 4 affiche la courbe ajustée à l'aide de l'ensemble de données du Plan statistique qui supprime tous les demandeurs ayant des règlements structurés.

Le graphique 36 montre que la courbe 4 commence à s'écarter de la courbe 3 après un an et qu'elle est beaucoup plus faible que la courbe 3, en raison de la suppression des paiements structurés. Comme le MLG repose sur la fréquence, la suppression des demandeurs affichant des durées plus longues limite prématurément la courbe des taux de survie aux durées ultérieures.

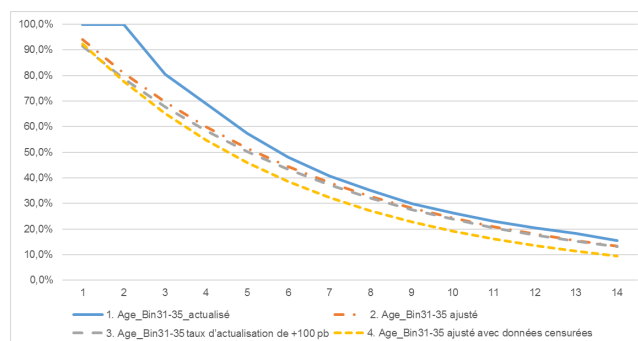
8.4 Tests de sensibilité – Données avec ou sans élargissement forfaitaire et taux d’actualisation de +100 points de base (pb)

Deux autres modèles ont été construits pour fournir des tests de sensibilité au sujet des modèles définitifs sélectionnés. Le premier modèle a testé l’incidence du processus d’élargissement forfaitaire pour les règlements structurés en modélisant une courbe de taux de survie sans élargissement forfaitaire. Cet ensemble de données comprenait tous les règlements structurés, quel qu’en soit le montant. Par conséquent, cet ensemble de données pourrait être considéré comme un ensemble de données censuré à droite.

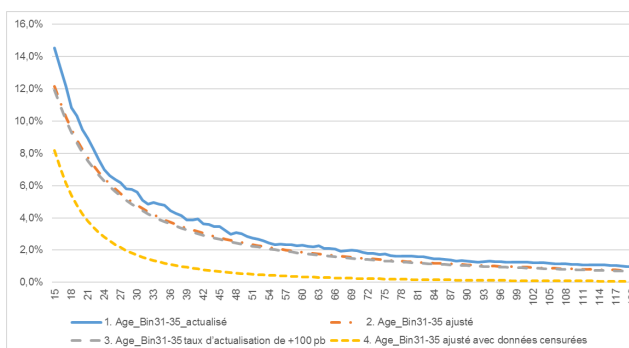
Le deuxième modèle a testé l’effet des taux d’actualisation de +100 pb appliqués pendant le processus d’élargissement forfaitaire. Les taux d’actualisation qui sous-tendent les règlements structurés contenus dans l’ensemble de données du Plan statistique étaient inconnus. Le présent document de recherche suppose un taux d’actualisation fondé sur le taux des obligations à dix ans du gouvernement du Canada en vigueur au moment du règlement. Grâce au processus d’élargissement forfaitaire, un taux d’actualisation plus élevé prolongerait la courbe du taux de survie. Inversement, un taux d’actualisation plus faible réduirait la courbe du taux de survie. Pour les tests de sensibilité, une autre courbe du taux de survie a été calculée en supposant le taux d’actualisation de base +100 pb.

Les graphiques 38, 39 et 40 illustrent la sensibilité des taux de survie aux hypothèses d’élargissement forfaitaire et de taux d’actualisation pour l’assurance non collective, homme, Age_Bin31-35 et RGT.

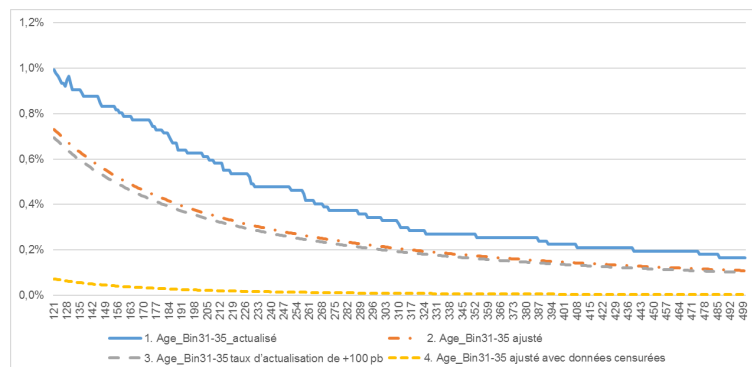
Graphique 38 : Taux de survie non censurés/censurés, durée 1 à 14 mois



Graphique 39 : Taux de survie non censurés/censurés, durée 15 à 120 mois



Graphique 40 : Taux de survie non censurés/censurés, durée 121 à 500 mois

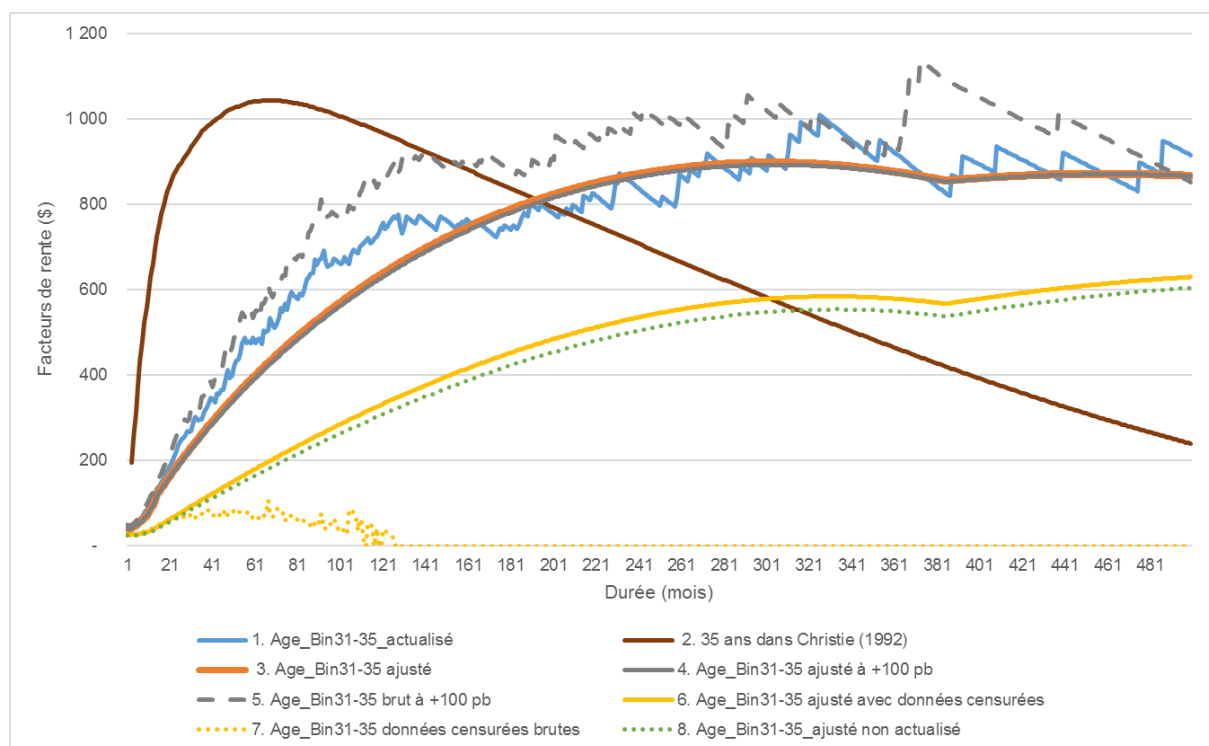


Dans les graphiques ci-dessus, la courbe bleue 1 représente le taux de survie brut, la courbe orange pointillée 2, la courbe de survie ajustée dérivée du modèle choisi, la courbe grise pointillée 3, la courbe du taux de survie dérivée du modèle de recharge avec taux d'actualisation de +100 pb, et la courbe jaune pointillée 4, le modèle ajusté avec données censurées (c.-à-d. en tenant compte du règlement structuré, quel qu'en soit le montant). Tous les graphiques montrent que les courbes 2 et 3 se chevauchent avec des différences visibles minimales. En revanche, la courbe 4 est beaucoup plus faible que les autres courbes, ce qui reflète le traitement différent des règlements structurés.

Le graphique 41 ci-dessous montre les facteurs de rente dérivés des modèles sélectionnés en supposant un âge maximal atteint de 120 ans. Toutes les courbes brutes utilisent les opérations originales pour déterminer l'âge atteint, dans la mesure où elles ont pris fin. Ce graphique contient les courbes suivantes :

- La courbe 1 est la courbe brute des facteurs de rente non actualisés;
- La courbe 2 est la courbe des facteurs de rente utilisant les taux de survie de Christie (1992) prolongés en appliquant les facteurs de rente ultimes non actualisés;
- La courbe 3 est la courbe finale sélectionnée des facteurs de rente non actualisés;
- La courbe 4 est la courbe ajustée des facteurs de rente non actualisés avec taux d'actualisation pour l'élargissement forfaitaire de +100 pb;
- La courbe 5 est la courbe brute des facteurs de rente non actualisés avec taux d'actualisation pour l'élargissement forfaitaire de +100 pb;
- La courbe 6 est la courbe des facteurs de rente non actualisés calculée à partir de données censurées;
- La courbe 7 est la courbe brute des facteurs de rente non actualisés calculée à partir de données censurées;
- La courbe 8 est la courbe ajustée des facteurs de rente non actualisés qui supprime tous les demandeurs recevant des montants de règlement structuré.

Graphique 41 : Facteurs de rente – Non censurés/censurés – Sensibilité du taux d’actualisation



Comme on peut le constater, le taux d’actualisation ajusté +100 pb de la courbe 4 n’a pas d’incidence importante sur le modèle final sélectionné (courbe 3). Les facteurs de rente non actualisés bruts et ajustés avec taux d’actualisation de +100 pb (courbes 4 et 5) ont affiché une pente plus abrupte aux premières durées, car un taux d’actualisation plus élevé prolonge la durée moyenne. En outre, la courbe censurée ajustée (courbe 6) était légèrement supérieure à la courbe ajustée, à l’exclusion des règlements structurés (courbe 8), ce qui est dans les limites des résultats espérés. La courbe censurée brute des facteurs de rente (courbe 7) se trouve dans le coin inférieur gauche, ce qui reflète la réduction de la durée. Il convient de souligner que l’utilisation de données censurées tend à sous-estimer les taux de survie réels. Comme le facteur de rente est une fonction fortement dictée par la queue de la courbe des taux de survie, la suppression des règlements structurés diminue le facteur de rente, comme le montre la courbe 8.

En conclusion, puisque l’ensemble de données réelles ne contenait que 18 ans de données, nous avons supposé que toutes les demandes de règlement deviendraient inactives à 18 ans. Toutefois, dans la réalité, les paiements peuvent se poursuivre au-delà de 18 ans, il a donc été nécessaire d’utiliser les données avec le processus d’élargissement forfaitaires pour la modélisation. En outre, les deux tests de sensibilité ont montré que les modèles choisis ont estimé de façon convenable et suffisante la courbe des facteurs de rente au chapitre de l’augmentation de la rente forfaitaire et de l’espérance de vie.

8.5 Modèle de survie conditionnelle

Comme il est mentionné à la section 7.4, les données du Plan statistique comprenaient trois types de demandes de règlement :

- Les demandes réglées à l'intérieur des 15 premières années;
- Les demandes dont les paiements ont été portés à 15 ans;
- Les demandes encore actives à la 15^e année.

Les données pour les deux premiers types de demandes de règlement comprenaient le flux complet des opérations et elles pourraient être utilisées pour modéliser des incidents semblables. Il convenait de déterminer la façon de prévoir la durée des paiements pour le troisième type de demandes au cours des 15 dernières années (puisque les données n'étaient pas disponibles). Dans le modèle définitif choisi, le flux des opérations n'a pas été modifié pour le troisième type de demandes de règlement. Il a plutôt supposé que le modèle de survie historique des demandes de règlement de même échéance s'appliquait aux demandes actives. Par exemple, nous avons supposé qu'une demande de règlement de deux ans qui était toujours active à la fin des données, le 31 décembre 2012, présentait le même comportement que les demandes de règlement antérieures de deux ans.

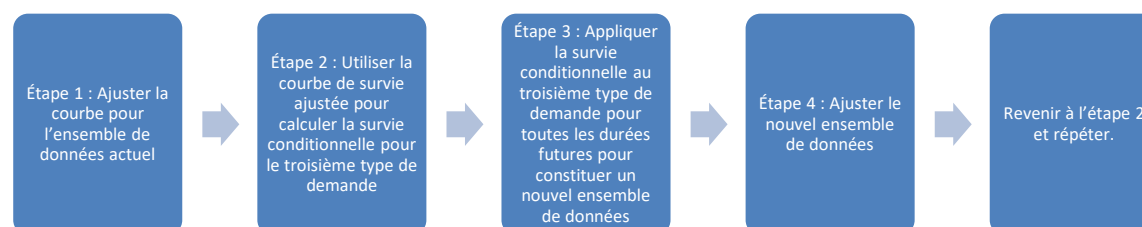
Un modèle de rechange futur pourrait être construit en supposant une survie conditionnelle pour le troisième type de demandes de règlement. Les taux de survie conditionnelle pourraient reposer sur les modèles sélectionnés proposés à la section 3.

Tableau 12 : Nombre de demandes de règlement et d'expositions – Taux de survie conditionnelle

	2011	2012	2013	2014	2015
Élargissement	1	1	1	1	1
Inactives	1	1	0	0	0
Actives	1	1	S_3 / S_2	S_4 / S_2	S_5 / S_2

Les données ajustées ont été utilisées comme données d'entrée pour rajuster les courbes de survie jusqu'à ce qu'elles convergent vers des courbes stables. Le tableau qui suit illustre le processus :

Graphique 42 : Processus d'ajustement des courbes de survie



Ce processus comporte un inconvénient : de nombreuses itérations peuvent être nécessaires pour garantir la convergence du modèle. La façon dont ce processus itératif influencerait sur la fréquence des demandes de règlement et la composition des expositions ne sont pas claires. Par conséquent, nous ne pouvons prédire le mouvement des courbes de taux de survie de la première à la dernière itération. En raison du nombre d'itérations possibles, ce modèle n'a donc pas été retenu pour le modèle final, mais son utilisation pourrait faire l'objet d'une étude future.

9 Acronymes courants

Les acronymes qui suivent sont utilisés dans le présent rapport de recherche et par les organismes de réglementation des assurances et les organisations actuarielles de partout dans le monde.

AIAL	Annexe sur les indemnités d'accident légales
BSIF	Bureau du surintendant des institutions financières Canada
CIA	Critère d'information d'Akaike
DDP	Demande de propositions
FMS	Facteurs de matérialisation des sinistres
IA	Indemnités d'accident
IARD	Assurances IARD
ICA	Institut canadien des actuaires
IDEC	Comité sur l'expérience de l'invalidité individuelle
ILD	Invalidité de longue durée
Plan statistique	Plan statistique des indemnités d'accident légales de l'Ontario
PSA	Plan statistique automobile
RGT	Région du Grand Toronto
RI	Revenu d'invalidité
RPAO	Régime de protection des automobilistes de l'Ontario
SOA	Society of Actuaries
TSA	Transactions de la Society of Actuaries

10 Remerciements

Nous devons la réussite de ce projet à notre personnel et à nos bénévoles qui, pendant plus de cinq ans, ont consacré énormément de temps et d'efforts à la recherche et à la collaboration pour préparer ce document de recherche. Merci à tous ceux qui ont participé à ce projet de recherche depuis 2014 :

Sarah Bhanji

Yves Boissonnault-Francoeur

Houston Cheng

Maja Dos Santos

Marc-Olivier Faulkner

Candice Hung

Anne Marie Klein-Lee

Toomas Maripuu

Nathalie Ouellet

Pierre Parenteau

Adam Peleshok

Michael Promislow

Erika Schurr

Simon Séguin

Nicolas Steinbach

Maxime St-Onge Amoretti

Mariane Takahashi

Bill Zhao

11 Bibliographie

Christie, James K., « Pertes en prestation d'accident dans l'invalidité longue durée », *Commission des rapports financiers des compagnies d'assurances IARD*, document de recherche, 1992.

Goldburd, Mark, Khare, Anand et Dan Tevet. « Generalized Linear Models for Insurance Rating », *CAS Monograph Series Number 5*, 2016.

Machtinger, Jason K. et Robert L. Brown, « Ontario Automobile LTD Losses: The OMPP Cliff and Bill 164 », *Institute of Insurance and Pension Research*, 1994.

Society of Actuaries. « Development of the 2012 IDEC Claim Termination Rate Table (Version 1.0) », Individual Disability Experience Committee, 2012.

Society of Actuaries. « Report of the Society of Actuaries Committee to recommend New Disability Tables for Valuation », *Transactions, Society of Actuaries, volume XXXVII*, 1985, pp. 449 à 601.