



**Institut  
canadien  
des actuaires**

**Canadian  
Institute  
of Actuaries**

## **NOTE EDUCATIVE**

# **Mortalité prévue : Polices canadiennes d'assurance vie individuelle avec tarification complète**

Publication initiale : juillet 2002

Mise à jour: Le 10 octobre 2024

# Mortalité prévue : Polices canadiennes d'assurance vie individuelle avec tarification complète

## Commission des rapports financiers des compagnies d'assurance-vie

Nous tenons à remercier les membres du groupe d'étude chargé d'élaborer la version initiale de cette note éducative en 2002 : Barry Senensky, Wendy Harrison, Chris Denys, Scott McGaire, Jason Wiebe et Micheline Dionne. Nous tenons à remercier les membres de la Commission des rapports financiers des compagnies d'assurance-vie chargés de la mise à jour en 2024 : Johnny Lam, Jonathan Nadeau et Matthew Garnier.

## Document 224106

*This document is available in English*

L'actuaire devrait connaître les notes éducatives pertinentes. Les notes éducatives sont de caractère non exécutoire; elles ont plutôt pour but d'illustrer l'application des normes de pratique. Une pratique qu'une note éducative décrit dans un cas particulier n'est pas nécessairement la seule pratique reconnue dans ce cas ni nécessairement la pratique actuarielle reconnue dans une autre situation. Il incombe à l'actuaire de veiller à ce que le travail soit conforme à la pratique actuarielle reconnue. À mesure que la pratique actuarielle reconnue évolue, il se peut qu'une note éducative n'illustre plus l'application des normes.

## Table des matières

Préambule .....	4
1. Introduction .....	4
1.1 Portée .....	4
1.2 Définitions .....	5
1.3 Méthodologie générale .....	5
2. Assemblage des données .....	5
2.1 Résultats portant sur une société .....	5
2.2 Résultats intersociétés .....	6
2.3 Autres sources de données .....	6
3. Préparation des données .....	7
3.1 Résultats de la société .....	7
3.2 Résultats intersociétés .....	8
3.3 Rajustement des résultats à la date d'évaluation .....	8
3.4 Autres rajustements .....	9
4. Détermination des facteurs de différenciation .....	9
4.1 Facteurs généraux .....	9
4.2 Facteurs éventuels .....	9
5. Utilisation des données selon leur crédibilité .....	10
5.1 Aperçu .....	10
5.2 Critères associés à une bonne méthode de crédibilité .....	11
5.3 Types de théorie de crédibilité .....	11
5.4 Théorie de la crédibilité à variation limitée .....	11
5.5 Méthode normalisée - théorie de la crédibilité à variation limitée .....	14
5.6 Théorie de Buhlmann ou théorie de la crédibilité fondée sur la plus grande exactitude .....	17
5.7 Résumé .....	17
5.8 Sources d'information .....	17
6. Autres rajustements .....	18
6.1 Nouvelles techniques de tarification .....	18
6.2 Déchéance sélective .....	22
6.3 Polices d'assurance vie multiples .....	22
6.4 Autres événements significatifs .....	25
6.4.1 SIDA .....	25
6.4.2 COVID-19 .....	26
Annexe 1 – Probabilité et notions statistiques .....	27
Annexe 2 – Théorie de la crédibilité à variation limitée .....	30
Annexe 3 – Théorie de la crédibilité fondée sur la plus grande exactitude/modèle de Buhlmann .....	34

## Préambule

La présente note éducative a initialement été préparée en 2002 par la Commission des rapports financiers des compagnies d'assurance-vie (CRFCAV) pour fournir des conseils sur l'établissement d'hypothèses de mortalité pour les polices d'assurance vie individuelle aux fins de l'évaluation selon les principes comptables généralement reconnus (PCGR) canadiens.

À la suite de l'entrée en vigueur d'IFRS 17 (norme internationale d'information financière (IFRS)) pour les exercices ouverts à compter du 1<sup>er</sup> janvier 2023, le présent document a été mis à jour en 2024 afin de supprimer les mentions précises de l'évaluation en vertu d'IFRS 4. Cette mise à jour ne représente pas une actualisation complète, mais cible plutôt les changements requis en vertu d'IFRS 17.

Nous avons néanmoins profité de l'occasion pour : a) ajouter des renvois à de nouveaux documents de recherche; b) apporter des mises à jour environnementales (p. ex. ajout d'une sous-section sur la COVID-19); c) clarifier les formules de crédibilité et les exemples numériques; et d) supprimer l'annexe sur la déchéance sélective, puisqu'il est prévu d'inclure le contenu à l'intérieur du matériel d'orientation traitant de la déchéance sélective.

Des sujets tels que la modélisation prédictive et son utilisation dans la tarification accélérée ne sont pas couverts par cette note éducative.

Cette note éducative s'applique aux polices canadiennes d'assurance vie individuelle avec tarification complète. Toutefois, les actuaires trouveront que plusieurs des concepts expliqués peuvent aussi servir à l'établissement d'hypothèses de mortalité applicables à d'autres types de produits.

La présente note éducative énonce les principes généraux et les procédures applicables à l'établissement d'une hypothèse de mortalité prévue. Elle donne également une indication du mode d'application des critères de crédibilité et de pondération des données d'expérience propres à un bloc d'affaires de la société ou de l'industrie aux fins de l'établissement d'une hypothèse de mortalité prévue.

## Processus

L'élaboration de la présente note éducative respecte le protocole d'approbation de notes éducatives de la Direction des conseils en matière d'actuariat (DCA). Conformément à la *Politique sur le processus officiel d'approbation de matériel d'orientation autre que les normes de pratique et les documents de recherche*, cette note éducative a été préparée par la CRFCAV et a reçu l'approbation finale aux fins de diffusion par la DCA le 8 octobre 2024.

## Votre rétroaction

Prière d'adresser les questions ou commentaires à propos de la présente note éducative à la [présidente de la CRFCAV](#).

## 1. Introduction

### 1.1 Portée

Les conseils énoncés dans la présente note éducative se limitent aux polices canadiennes d'assurance vie individuelle avec tarification complète en lien avec les estimations des flux de trésorerie futurs selon IFRS 17. Cependant, parmi les notions expliquées, plusieurs pourront s'avérer utiles lorsque l'actuaire devra établir les hypothèses de mortalité applicables à d'autres types de polices.

## 1.2 Définitions

Lorsqu'elle est utilisée dans la présente note éducative, l'expression « table de mortalité » désigne une table (ou un ensemble de tables) qui tient compte de l'ensemble des résultats de mortalité d'une cohorte de risques définie<sup>1</sup>.

« Décès simultanés » s'entend de deux décès survenant dans les six mois l'un de l'autre à la suite du même sinistre.

« Crédible » s'entend de données fiables au plan statistique.

« Homogène » s'entend d'une structure ou d'une composition uniforme pour l'ensemble des polices.

## 1.3 Méthodologie générale

Les méthodes utilisées pour établir l'hypothèse d'évaluation de la mortalité prévue comporteraient les caractéristiques suivantes :

- a) l'hypothèse établie est pertinente dans l'ensemble pour toute la société ou pour le bloc de polices particulier;
- b) toutes les données pertinentes et importantes sont utilisées et comprennent les variables pertinentes des taux de mortalité (p. ex. le sexe, l'âge, les habitudes de tabagisme, le montant, les analyses sanguines, la durée);
- c) la méthode permet d'établir une hypothèse non biaisée;
- d) l'hypothèse obtenue repose sur des données homogènes dans chaque branche pertinente.

Lorsqu'il existe peu de résultats crédibles, veuillez consulter la sous-section 6.1.

Si les résultats sont crédibles à 100 %, les sociétés peuvent construire des tables de mortalité en se fondant sur leurs propres données<sup>2</sup>. Le reste de la présente note éducative demeurerait vraisemblablement pertinent dans ce cas.

Le reste de la présente note éducative vise plus particulièrement à aider l'actuaire à établir l'hypothèse d'évaluation de la mortalité prévue lorsque des résultats crédibles sont disponibles, mais qu'il n'est pas possible de créer une table pour la société.

## 2. Assemblage des données

Les données de mortalité pertinentes se composent des résultats des études techniques portant sur une société et de ceux d'études intersociétés. D'autres sources de données peuvent être groupées avec ces deux types d'études pour établir des hypothèses de mortalité prévue.

### 2.1 Résultats portant sur une société

Les résultats de mortalité d'une société à l'égard d'un bloc particulier de polices représentent habituellement la source de données la plus pertinente. Souvent, les études techniques d'une société présentent les ratios de mortalité à diverses périodes, selon différents blocs de polices, par rapport à une table d'industrie reconnue ou une table interne.

---

<sup>1</sup> Une table de mortalité peut être construite pour tenir compte d'autant de variables qu'il en faut. Par exemple, la table ICA2014 est constituée de tables portant sur les habitudes de tabagisme et réparties selon le sexe dans le cadre des polices de tarification standard émises par l'industrie canadienne.

<sup>2</sup> Les rouages de la construction d'une table de mortalité fondée uniquement sur les résultats de la société dépassent la portée de la présente note éducative.

Lorsqu'un bloc de polices est réassuré, le profil du plein de conservation peut être différent de celui d'un bloc de polices brutes ou directes. Par conséquent, il peut être important de tenir compte des caractéristiques des blocs acceptés et cédés lors de l'établissement de l'hypothèse d'évaluation.

## 2.2 Résultats intersociétés

Les études techniques intersociétés portent sur de grandes quantités de polices d'assurance prélevées dans l'ensemble de l'industrie. Une étude d'industrie fournit des données crédibles sur la mortalité des personnes assurées. Cette démarche comporte un inconvénient : la distribution des polices peut ne pas correspondre à celle du bloc de polices qu'évalue une société. Dans la mesure du possible, l'actuaire choisirait des études qui portent sur un ensemble de polices sensiblement semblables à celui de la société. S'il n'en existe pas, d'autres données peuvent aider l'actuaire.

L'ICA et la Society of Actuaries (SOA) publient des études techniques portant sur l'industrie. De telles études sont également diffusées sur les sites Web de l'industrie, ou dans des publications. (Par exemple, les sites Web présentent les études de la SOA au sujet de la mortalité pour des montants importants et des âges avancés, tandis que des organismes actuariels du Royaume-Uni, de l'Australie et de l'Afrique du Sud publient des études sur la mortalité locale. Parmi les publications, mentionnons le *North American Actuarial Journal* et le *Product Development News*. D'autres travaux de recherche sur la mortalité sont vendus par des entreprises du secteur privé.)

Il conviendrait rarement d'utiliser des données de mortalité non rajustées provenant d'autres pays pour établir les hypothèses canadiennes de mortalité prévue aux fins de l'évaluation. Il existe des différences entre les différents pays au chapitre de la mortalité au sein de la population, des normes de tarification, du contexte socioéconomique et de la composition des produits. L'actuaire se méfierait des données étrangères, plus particulièrement lorsque la méthodologie de calcul d'une table ou les données sous-jacentes sont incertaines.

## 2.3 Autres sources de données

D'autres sources de données (en plus des résultats de la société ou de l'industrie) peuvent être prises en compte si elles existent. Cela est d'autant plus pertinent lorsque les produits sont nouveaux ou différents ou s'il n'y a pas suffisamment de données crédibles.

Parmi les sources de données, mentionnons les études démographiques des administrations publiques ou du secteur privé, qui portent sur une grande quantité de données démographiques. Les résultats d'assurance peuvent être sensiblement différents selon que l'on envisage les effets de la tarification, la région ou le marché cible. On ferait donc preuve de prudence lorsque l'on utilise les études démographiques. Cependant, ces dernières peuvent permettre de dégager des tendances au sujet de la mortalité, de la consommation de cigares, etc. Les études démographiques peuvent servir à combler les manques en l'absence d'études de mortalité sur les personnes assurées.

Une deuxième source de données réside dans les études médicales, qui ont déjà permis d'élaborer des catégories de mortalité plus précises (p. ex. les groupes fumeurs et non-fumeurs). Ces études peuvent permettre de comprendre l'effet du niveau de tarification sur les résultats de mortalité.

D'autres études peuvent également être effectuées par des organismes privés, des réassureurs ou des organismes actuariels.

## 3. Préparation des données

### 3.1 Résultats de la société

#### Définition des données

L'actuaire examinerait les données disponibles et préciserait leur applicabilité aux polices faisant l'objet d'une évaluation. Les études seraient analysées en tenant compte des sources de données et du traitement de ces dernières, des hypothèses et de la méthodologie de traitement des données. La dernière étape de l'examen englobe l'évaluation du rajustement des données pour tenir davantage compte des polices ainsi évaluées. Ces rajustements peuvent être sous forme de facteurs de pondération différents ou prévoir l'application de certaines tendances de la mortalité (amélioration ou détérioration) afin de mettre à jour les résultats à la date d'évaluation. (Pour plus de précisions, voir la sous-section 3.3.)

Au titre des autres facteurs à prendre en compte, mentionnons notamment :

- a) préciser les renseignements dans le but de définir des blocs de résultats homogènes. Si les données sont incomplètes, il peut devenir extrêmement difficile de mettre le doigt sur les causes de l'évolution des résultats. Par exemple, si des polices sujettes à une tarification plus libérale ne sont pas dissociées des polices soumises à une tarification plus rigoureuse, cela occasionnera des problèmes au chapitre de la détermination des causes de la détérioration ultérieure de la mortalité.
- b) veiller à ce que l'information pertinente soit saisie par le système d'administration. Au moment d'envisager de nouvelles conceptions de système, il convient de veiller à saisir l'information essentielle. Les systèmes plus anciens ne renferment peut-être pas toute l'information requise. Puisque les pratiques administratives ont pu avoir invalidé certains renseignements, l'actuaire vérifierait la possibilité de procédures de rechange auprès du service d'administration. L'actuaire se renseignerait sur les champs qui renferment les renseignements requis aux fins de l'étude. Idéalement, les données entrées seraient échantillonnées à des fins de confirmation. En outre, il conviendrait de faire preuve de prudence lorsque l'on procède à une conversion de système, car une telle démarche entraîne des coupures au chapitre de la continuité des données et de leur interprétation.
- c) veiller à ce que les procédures administratives utilisent le système de façon cohérente. Si le service de l'administration ne saisit pas correctement l'opération pertinente dans les circonstances, il se peut que l'information soit corrompue. Ces problèmes ne sont pas toujours détectés. Les données sur la tarification et la cause de décès sont tout particulièrement susceptibles d'être mal codées vu qu'elles ont tendance à relever davantage de l'information que des opérations.
- d) documenter les changements apportés à la méthodologie de tarification ou à la définition des catégories de risques, au fur et à mesure que ces changements sont apportés. Si les changements sont saisis par le système, mais qu'ils ne sont pas bien compris au moment de l'étude, on pourrait perdre une certaine perspective.

#### Validation des données

Examiner les paramètres de requêtes de données auprès de spécialistes en matière de systèmes.

Résumer les données et les valider en se fondant sur d'autres sources (p. ex. Les prestations de décès versées sont-elles conformes aux états financiers? Est-ce que la répartition des polices selon la taille, la catégorie de tarification, etc., est conforme aux statistiques de vente?).

Examiner le caractère raisonnable des résultats des études par rapport à celui d'études antérieures, et établir des liens entre les différents résultats obtenus (p. ex. un actuariaire s'attendrait à ce que les résultats relatifs aux non-fumeurs soient meilleurs que ceux des fumeurs).

Si des incohérences dans les données peuvent être facilement identifiées, les données seraient rajustées. Lorsque les solutions ne sont pas évidentes et que les résultats pourraient sensiblement en souffrir, les blocs de résultats en cause seraient exclus et considérés séparément de l'étude pour ne pas la fausser.

### 3.2 Résultats intersociétés

Habituellement, les utilisateurs des résultats intersociétés ne valident pas directement les données. Au moment de la validation, l'utilisateur se concentre sur la possibilité d'appliquer les résultats des études intersociétés à la société.

Pour déterminer la pertinence des données, l'actuaire examinerait la méthodologie utilisée dans l'étude et tiendrait compte du rajustement des facteurs de pondération des résultats intersociétés pour faire correspondre plus étroitement la répartition des polices de la société. La pondération selon le nombre de sinistres ou selon leur montant représente la méthode privilégiée.

### 3.3 Rajustement des résultats à la date d'évaluation

Les données issues des études techniques au niveau de l'industrie et de la société ont souvent vieilles de plusieurs années à la date d'évaluation. Les résultats des études pourraient être rajustés pour tenir compte des tendances de la mortalité en appliquant un ajustement à la table de mortalité à partir des résultats observés sur l'expérience de la mortalité jusqu'à la date d'évaluation. Dans ce type de mises à jour, l'actuaire formulerait une hypothèse au sujet de l'amélioration (ou de la détérioration) entre la date des résultats observés (habituellement au milieu de l'étude technique) et la date d'évaluation.

Si la situation de la société le permet, l'actuaire peut utiliser les tendances historiques pour extrapoler par anticipation à partir des périodes où l'effet de toute amélioration de la mortalité se manifeste jusqu'à la date d'évaluation. Cependant, il ferait preuve de prudence s'il utilisait cette méthode et s'assurerait de l'homogénéité des données qu'il a utilisées aux fins de l'analyse. L'évolution des produits offerts ou des pratiques de tarification, notamment l'évolution des montants d'assurance nécessitant des analyses de sang, pourrait donner une fausse impression d'amélioration de la mortalité alors que cette dernière ne s'améliore pas du tout. Pour cette raison, l'actuaire ferait preuve de prudence au moment d'établir la tendance des ratios de mortalité globaux des résultats récents de l'industrie canadienne.

L'actuaire veillerait à ce que les données utilisées pour établir les tendances de la mortalité soient crédibles. Il pourrait convenir de se référer aux tendances de la mortalité au sein de l'industrie ou de la population, même pour les grandes sociétés.

S'il est impossible d'avoir accès à des données homogènes sur l'industrie ou sur une société donnée, l'actuaire pourrait être en mesure d'obtenir des estimations raisonnables des tendances moyennes de la mortalité en examinant la mortalité démographique, qui a tendance à se fonder sur une tranche de la population dont la structure évolue lentement avec le temps et qui est conséquemment raisonnablement homogène par rapport aux données sur les personnes assurées. Toutefois, même les données sur la population peuvent être touchées par les effets de cohortes et les tendances sociétales à long terme, comme la réduction de la prévalence du tabagisme.

L'actuaire déterminerait si l'amélioration apparente de la mortalité peut découler d'anomalies, comme la COVID-19, ou d'incohérences par rapport à la table de mortalité repère. (Par exemple, à mesure que les personnes assurées vieillissent, et en l'absence d'amélioration de la mortalité, une table de mortalité



repère affichant une courbe excessivement prononcée produit automatiquement des ratios de mortalité qui diminuent progressivement.)

L'actuaire tiendrait compte des rajustements à l'égard des situations connues qui sont susceptibles d'influer sur les tendances de la mortalité, mais qui n'ont pas encore été intégrées aux données. À ce titre, donnons l'exemple du SIDA.

### 3.4 Autres rajustements

L'actuaire peut envisager d'autres rajustements à ses données, notamment l'élimination de la mortalité antisélective présente dans les résultats courants et un rajustement pour tenir compte du traitement potentiellement imparfait des polices conjointes dans l'étude de mortalité initiale (voir la sous-section 6.3).

## 4. Détermination des facteurs de différenciation

### 4.1 Facteurs généraux

L'actuaire choisirait des facteurs qui lui permettraient de différencier l'hypothèse de mortalité (p. ex. homme/femme, fumeur/non-fumeur). Ce processus de sélection peut être itératif, car il se peut que la différenciation ne soit pas étayée de données disponibles (p. ex. les données ne sont pas réparties selon le(s) facteur(s) souhaité(s), ou les données après répartition ne sont pas suffisamment crédibles).

Le défi de l'actuaire consiste à déterminer les facteurs prédictifs qui lui permettraient de différencier la mortalité et choisir un sous-ensemble qui assurera l'équilibre entre la crédibilité et l'exactitude. Il conviendra de prendre une décision importante quant au nombre et à la nature des facteurs à utiliser pour différencier l'hypothèse d'évaluation de mortalité.

Dans la mesure où les estimations des flux de trésorerie futurs s'en trouvent sensiblement différenciées, l'actuaire ne formulerait la même hypothèse pour deux polices que s'il prévoyait que l'expérience de ces deux polices serait semblable.

Les choix relatifs à la différenciation peuvent sensiblement modifier les estimations des flux de trésorerie futurs. Aux fins de la détermination de la différenciation, l'actuaire tiendrait compte des facteurs suivants :

- a) la crédibilité de l'information (faire preuve de prudence en matière de différenciation si les estimations des flux de trésorerie futurs sont de nature sensible, mais que la crédibilité des données à l'appui de cette différenciation est faible);
- b) l'actuaire serait en mesure d'expliquer les liens entre les facteurs et les résultats de la mortalité;
- c) l'évolution de la différenciation dans le temps (déterminer si les effets s'estompent, demeurent au même niveau ou s'intensifient);
- d) la corrélation entre les facteurs (si l'on jumelle au moins deux facteurs, la possibilité de double comptage peut engendrer de fausses conclusions, par exemple, lorsque le nombre d'éléments utilisés pour déterminer les facteurs dépasse celui pour lequel le taux brut de mortalité est disponible, il est possible que l'on ne puisse établir de corrélations entre certains facteurs).

### 4.2 Facteurs éventuels

Les tables de mortalité actuellement en usage au sein de l'industrie différencient la mortalité selon au moins quatre facteurs de base : l'âge, le sexe, les habitudes de tabagisme et la durée. Les grandes sociétés qui comptent suffisamment d'expérience pour élaborer leurs propres tables internes ont également tendance à départager leurs hypothèses de mortalité au moins selon ces quatre facteurs de base.

L'étude annuelle de l'ICA au sujet des résultats de l'industrie peut servir à évaluer la façon dont la mortalité réelle a évolué au sein de l'industrie par rapport à la table prévue. Même si les résultats de la mortalité en général peuvent s'être améliorés depuis la construction de la table, l'actuaire tiendrait compte du fait que le niveau d'amélioration peut différer selon les quatre facteurs de base.

L'actuaire tiendrait compte également de facteurs supplémentaires, entre autres le montant nominal, le type de tarification, la classification préférentielle des risques et le type de produit.

L'étude annuelle de l'ICA sur la mortalité renferme une analyse de la mortalité observée selon la fourchette de montants nominaux et constitue une bonne source d'information. L'actuaire interpréterait avec soin les résultats de l'étude afin d'apporter des ajustements pour tenir compte de l'incidence de l'inflation et de l'évolution de la tarification dans le temps. Cependant, puisque les critères de tarification dépendent en grande partie de l'âge et du montant nominal, la corrélation entre ces facteurs ne peut être négligée (pour éviter tout double comptage).

La sous-section 6.1 renferme des renseignements de base sur les questions relatives à la classification préférentielle des risques. À l'heure actuelle, il n'existe aucune étude publique canadienne exhaustive de l'industrie. Les études analysant l'impact de l'utilisation de tests plus poussés en tarification peuvent être utilisées pour déterminer les effets d'une tarification préférentielle plus rigoureuse.

L'étude d'expérience annuelle de l'ICA fournit également des ratios de mortalité répartis selon le type de produit. Il peut exister une certaine forme de différenciation si les montants nominaux moyens des types de produit sont différents. D'autres facteurs propres à un produit peuvent affecter le niveau de mortalité, notamment les taux d'antisélection des titulaires de polices, les taux de déchéance globaux et les objectifs des titulaires de polices lorsqu'ils achètent de l'assurance.

Selon les circonstances, l'actuaire peut envisager la possibilité d'effectuer une différenciation selon d'autres facteurs, notamment le mode de distribution lors de la vente et la région. Les réassureurs peuvent envisager la possibilité d'établir une différenciation selon la société cédante.

## 5. Utilisation des données selon leur crédibilité

### 5.1 Aperçu

Les données disponibles de la société et de l'industrie, qui sont produites et segmentées convenablement, peuvent désormais être pondérées, selon les principes de crédibilité. Dans la présente section, nous abordons les critères associés à une bonne méthode de crédibilité et nous résumons plusieurs de ces méthodes. Les annexes 2 et 3 renferment des conseils supplémentaires et des exemples qui facilitent la sélection d'une méthode, de même qu'une discussion des avantages et inconvénients de chaque méthode.

La théorie de la crédibilité a pour but d'encadrer l'amalgamation de données de différents ensembles d'observations. Il peut s'agir d'observations antérieures et actuelles, de taux de mortalité de l'industrie et de la société, ou autres. Aux fins de la présente section, nous examinerons les éléments suivants :

- a) des données de la société, qui ne sont peut-être pas totalement crédibles;
- b) des tables ou données de mortalité de l'industrie, qui sont réputées entièrement crédibles<sup>3</sup>.

L'actuaire choisirait une hypothèse valable pour la mortalité prévue, en tenant compte d'un échantillon de renseignements et de la distribution statistique sous-jacente.

La méthode normalisée constitue la méthode de crédibilité privilégiée et le nombre suggéré de décès requis pour garantir une crédibilité de 100 % s'élève à 3 007.

## 5.2 Critères associés à une bonne méthode de crédibilité

Voici les caractéristiques souhaitables d'une bonne méthode de crédibilité :

- facile d'application;
- la somme des sinistres prévus pour les sous-catégories à l'intérieur de la société équivaut aux sinistres prévus de l'ensemble de la société<sup>4</sup>;
- tous les renseignements pertinents sont utilisés;
- les résultats sont raisonnables dans des situations extrêmes ou limitatives;
- les ratios de mortalité réelle à prévue (R/P), pour les différentes sous-catégories, sont raisonnables par rapport aux données de la société et de l'industrie (p. ex. ils s'inscrivent dans l'étendue des ratios R/P correspondants de l'industrie et de la société).

## 5.3 Types de théorie de crédibilité

Il existe deux types principaux de théorie de crédibilité : la théorie de la crédibilité à variation limitée (TCVL) et la théorie de la crédibilité fondée sur la plus grande exactitude (TCGE).

Bien que plusieurs méthodes soient abordées ci-dessous et aux annexes 2 et 3, la méthode normalisée, qui représente un type de la TCVL est celle qui répond actuellement le mieux aux critères d'une bonne méthode de crédibilité.

## 5.4 Théorie de la crédibilité à variation limitée<sup>5</sup>

La TCVL propose un critère de pleine crédibilité fondé sur la taille du portefeuille. Par pleine crédibilité, on entend qu'il convient de n'utiliser que les résultats du portefeuille et ne pas tenir compte des données de l'ensemble de l'industrie.

En outre, la TCVL prévoit une méthodologie spéciale pour établir la crédibilité partielle, à savoir que les résultats du portefeuille et ceux de l'industrie sont pondérés.

L'hypothèse prévue pour le montant global des sinistres d'une société à l'égard d'une année peut être exprimée de la manière suivante :

---

<sup>3</sup> L'hypothèse de base qui sous-tend le recours traditionnel à la théorie de la crédibilité aux fins de l'établissement de l'hypothèse d'évaluation de la mortalité prévue veut que les tables de mortalité de l'industrie soient crédibles à 100 %. Cette hypothèse pourrait toutefois ne pas être valable si l'actuaire utilise des données de l'industrie plus détaillées (p. ex. selon le sexe, les habitudes de tabagisme et l'année ou la durée). L'actuaire devrait examiner l'expérience de l'industrie qui sous-tend les données publiées avant d'attribuer un facteur de crédibilité de 100 % aux données.

<sup>4</sup> Veuillez vous reporter au passage de la sous-section 5.4 : Application de la théorie de la crédibilité à variation limitée à des sous-catégories de polices.

<sup>5</sup> La théorie de la crédibilité à variation limitée est également désignée « crédibilité américaine ».

$$X_E = Z\bar{X} + (1 - Z)M$$

où

- $X_E$  désigne le montant global prévu pondéré selon la crédibilité des sinistres;
- $Z$  désigne le facteur de crédibilité, ou le facteur de pondération attribué à un échantillon de données;
- $\bar{X}$  représente la moyenne et est calculé à partir des résultats de la société  $\mathbf{X}=\{X_1, X_2, \dots, X_n\}$ ;
- $M$  représente le nombre ou montant prévu de sinistres-décès (ou le ratio des sinistres-décès réels aux sinistres prévus), d'après les données de l'industrie pour le même portefeuille, que l'on suppose être pleinement crédible;
- $n$  est le nombre d'observations.

En pratique, le facteur de crédibilité est habituellement appliqué au ratio R/P, plutôt qu'aux sinistres prévus.

Bien que cette formule de crédibilité moyenne pondérée comporte un attrait intuitif, la TCVL ne prévoit pas un modèle théorique sous-jacent de distribution des valeurs  $X_i$  qui soit conforme à la formule.

En vertu de la TCVL, on établit si  $\bar{X}$  est entièrement crédible en sélectionnant un paramètre d'écart  $r$  ( $r > 0$ ) et un niveau de probabilité  $p$  ( $0 < p < 1$ ), de sorte que l'écart entre les résultats observés de la société  $\bar{X}$  et sa moyenne sous-jacente réelle  $\mu$  est faible par rapport à  $\mu$ .

Le critère peut être exprimé de la manière suivante :

$$\Pr\{|\bar{X} - \mu| < r\mu\} \geq p$$

où  $r$  représente la marge d'erreur et  $p$  le niveau de confiance. Les valeurs paramétriques  $p = 90 \%$  et  $r = 3 \%$  sont interprétées comme une probabilité de 90 % des chances d'être correct à l'intérieur d'une marge d'erreur de 3 %.

### Modèle de Poisson

Bien que la distribution théorique de la mortalité soit binomiale, lorsque les probabilités de survie d'un événement (décès, représenté par la variable aléatoire  $X$  dans les formules ci-dessus) sont faibles, la distribution de Poisson offre une approximation raisonnable d'une distribution binomiale.

Dans le modèle de Poisson simple, la seule variable aléatoire est le nombre de sinistres, qui est réputée correspondre au modèle de Poisson<sup>6</sup>. Les variations quant à la taille des sinistres ne sont pas prises en compte. S'il y a dispersion importante du montant net à risque pour chaque police du bloc à l'étude, le recours au modèle de Poisson simple pourrait ne pas convenir. Le modèle de Poisson composé intègre l'effet de la variante de taille des sinistres, et il se traduirait normalement par un relèvement du seuil des sinistres requis pour atteindre le même niveau de crédibilité. Le modèle de Poisson composé est abordé aux annexes 1 et 2.

Les valeurs paramétriques  $p = 90 \%$  et  $r = 5 \%$  sont fréquemment citées comme seuil requis pour établir la pleine crédibilité; cependant, il n'existe aucun fondement théorique pour calculer ces valeurs paramétriques. Au moment d'établir l'hypothèse d'évaluation de la mortalité prévue, on pourrait vouloir utiliser un seuil plus élevé pour établir la pleine crédibilité, comme  $p = 90 \%$  et  $r = 3 \%$ . Avant la publication de la version initiale en 2002, ces paramètres ont fait l'objet de nombreuses discussions au

<sup>6</sup> Voir *Loss Models: From Data to Decisions*, exemple 5.20, ou *Introductory Credibility Theory*, exemple 3.2.2.

sein de la CRFCAV. On s'est entendu pour recommander le seuil de 3 007 décès pour un niveau de crédibilité de 100 %. On prévoit que cette question sera réexaminée périodiquement à mesure que d'autres articles et études seront publiés à ce sujet. L'actuaire justifierait l'utilisation de paramètres p et r différents de p = 90 % et r = 3 % à des fins de l'évaluation.

Pour p = 90 % et r = 3 %, le facteur de crédibilité partielle est défini par  $Z = \min \left\{ \sqrt{\frac{n}{3007}}, 1 \right\}$  où n = nombre de sinistres observés et 3 007 provient de la table normale standard.

Nombre de sinistres	30	120	271	481	752	1 083	1 473	1 924	2 436	3 007
Z	0,10	0,20	0,30	0,40	0,50	0,60	0,70	0,80	0,90	1,00

Les paramètres définis ci-dessus conviennent dans la plupart des cas. Une dispersion importante du montant net à risque dans le bloc de polices en vigueur accroîtra la volatilité et pourrait se traduire par la nécessité d'utiliser un nombre de décès plus élevé.

Le recours à la méthode de pondération énoncée à la présente section suppose qu'il existe des données pertinentes au sein de l'industrie. Si aucune table ni étude de l'industrie n'est comparable avec la composition de produits de la société, il conviendrait peut-être d'attribuer aux données de la société un facteur de crédibilité plus élevé que le facteur habituel.

Le nombre de sinistres requis pour supposer une crédibilité de 100 % en vertu d'autres valeurs p et r est indiqué dans la table normale standard de l'annexe 2.

L'application du modèle de Poisson peut être élargie pour prendre en compte les données provenant de plus d'une période ou année. Cependant, le nombre d'années serait limité de façon à ce que la composition et les caractéristiques des risques importants associés au portefeuille demeurent homogènes au fil du temps.

### **Application de la théorie de la crédibilité à variation limitée à des sous-catégories de polices**

Si l'actuaire désire tenir compte des résultats des sous-catégories (possiblement en fonction du sexe, du produit ou de la durée), mais que les résultats à l'intérieur de ces sous-catégories ne sont pas crédibles à 100 %, l'actuaire déciderait d'utiliser soit le facteur de crédibilité globale, soit le facteur de crédibilité moins élevé qui correspond le mieux aux résultats de cette sous-catégorie.

Dans certaines situations, on peut intégrer des distributions disparates aux données agrégées.

Si les proportions relatives des sous-catégories sont stables au fil du temps, l'actuaire peut utiliser le facteur de crédibilité fondé sur la distribution globale de ces distributions hétérogènes de Poisson (c'est-à-dire le facteur de crédibilité global de la société) pour chacune des sous-catégories.

L'exigence selon laquelle la composition du portefeuille doit être stable au fil des ans en ce qui touche les principales sous-catégories peut limiter l'applicabilité de ce résultat. La composition du portefeuille peut être considérée comme stable au fil du temps si les proportions des sous-catégories pertinentes sont constantes (tant pour la période à l'étude que pour la période de projection future). Si l'étude se fonde sur les polices distinctes selon les habitudes de tabagisme, mais que de nouvelles catégories de tarification préférentielle sont ajoutées au portefeuille, l'hypothèse de stabilité de la composition du portefeuille pourrait ne pas être valable.

Si les proportions relatives des sous-catégories ne sont pas stables au fil du temps, d'où l'invalidité des hypothèses, il pourrait convenir de tenir compte de la crédibilité des sous-catégories dans le cadre de

l'établissement des hypothèses de mortalité prévue. Pour déterminer si les conditions sont valables, l'actuaire doit faire preuve de jugement.

La méthode normalisée est résumée ci-après.

### 5.5 Méthode normalisée - théorie de la crédibilité à variation limitée

La méthode normalisée utilise la crédibilité et les ratios de mortalité R/P des sous-catégories. Cependant, les ratios de mortalité R/P sont rajustés pour reproduire le niveau de sinistres prévus dérivé du ratio total de mortalité R/P de la société. Le total des sinistres prévus de la société est identique à celui obtenu à l'aide de la crédibilité de la société dans son ensemble, mais les ratios de mortalité R/P des sous-catégories sont utilisés pour répartir ces décès entre les diverses sous-catégories.

La méthode normalisée comporte les avantages suivants :

- La somme des sinistres prévus pour les sous-catégories correspond au nombre total de sinistres prévus, d'après un ratio de mortalité R/P combiné, établi à l'échelle de la société (c'est-à-dire que le nombre de sous-catégories sélectionnées n'influe pas sur le résultat global.)
- Tous les renseignements sont utilisés : les ratios de mortalité R/P de l'ensemble de la société et de chacune des sous-catégories, et les facteurs de crédibilité.
- Les résultats sont raisonnables dans des cas extrêmes ou limitatifs.
- Les ratios de mortalité R/P des sous-catégories s'inscrivent dans la fourchette initiale (ou très près de cette fourchette).
- Les effets interactifs entre les sous-catégories peuvent être saisis.
- Cette méthode est facile à appliquer dans la pratique.

#### Méthode normalisée

Étape 1 : Calculer les ratios R/P et les facteurs de crédibilité pour l'ensemble de la société (ou pour un bloc de polices) et pour chacune des sous-catégories.

Étape 2 : Calculer le ratio de mortalité prévue pour l'ensemble de la société et les sinistres prévus correspondants à l'aide du facteur de crédibilité et du ratio de mortalité de l'ensemble de la société à partir de l'étape 1.

Étape 3 : Calculer le ratio de mortalité prévue de l'ensemble de la société et les sinistres prévus correspondants à l'aide des facteurs de crédibilité et des ratios R/P de chacune des sous-catégories.

Étape 4 : Rajuster ou « normaliser » les ratios R/P des sous-catégories en appliquant le ratio du total des sinistres prévus obtenu à l'étape 2 au total des sinistres prévus calculé à l'étape 3.

Bien que cette méthode ne soit pas très bien fondée au plan théorique, elle est pragmatique et satisfait aux critères associés à une bonne méthode de crédibilité.

L'exemple qui suit illustre la méthode normalisée à l'aide d'un modèle de Poisson simple pour les sinistres. Le modèle de Poisson composé pourrait également être utilisé. Une description supplémentaire des modèles de Poisson et Poisson composé est présentée aux annexes 1 et 2.

Supposons qu'un portefeuille comporte six sous-catégories différentes : hommes et femmes ainsi répartis en trois groupes (1, 2 et 3). Pour chaque sous-catégorie, la distribution du nombre de sinistres se conforme à une distribution de Poisson assortie d'un paramètre différent (à cette fin, supposons que la variable aléatoire à l'étude est le ratio R/P calculé pour chaque catégorie).

L'étape 1 est exécutée au tableau suivant :

Résultats de la mortalité						
	Ratios de mortalité					
Données de l'industrie	Hommes	Femmes	Total			
Groupe 1	71,0 %	75,0 %	71,9 %			
Groupe 2	84,0 %	83,0 %	83,8 %			
Groupe 3	73,0 %	85,0 %	74,3 %			
<b>Total</b>	<b>74,5 %</b>	<b>78,7 %</b>	<b>75,32 %</b>			
	Ratios de mortalité			Nombre de sinistres		
Données de la société	Hommes	Femmes	Total	Hommes	Femmes	Total
Groupe 1	58,3 %	45,7 %	55,4 %	63	15	78
Groupe 2	86,4 %	93,2 %	88,1 %	44	15	59
Groupe 3	75,0 %	105,9 %	78,3 %	54	9	63
<b>Total</b>	<b>69,7 %</b>	<b>67,9 %</b>	<b>69,3 %</b>	<b>161</b>	<b>39</b>	<b>200</b>
	Sinistres prévus de la société en supposant un ratio de mortalité de 100 % dans l'industrie			Facteurs de crédibilité p = 90 % et r = 3 %		
Données de la société	Hommes	Femmes	Total	Hommes	Femmes	Total
Groupe 1	108,1	32,8	140,9	0,14	0,07	0,16
Groupe 2	50,9	16,1	67,0	0,12	0,07	0,14
Groupe 3	72,0	8,5	80,5	0,13	0,05	0,14
<b>Total</b>	<b>231,0</b>	<b>57,4</b>	<b>288,4</b>	<b>0,23</b>	<b>0,11</b>	<b>0,26</b>

Le facteur de crédibilité pour l'ensemble de la société est 0,26 (il représente  $\min\left\{\sqrt{\frac{200}{3007}}, 1\right\}$ ), où 200 correspond au nombre total de sinistres pour la société et 3 007 est le facteur obtenu à partir de la table normale, où p = 0,9 et r = 0,03.

Étape 2 : Calculer le ratio de mortalité prévue de l'ensemble de la société et les sinistres prévus correspondants à l'aide du facteur de crédibilité et du ratio de mortalité de l'ensemble de la société à partir de la table ci-dessus. Le ratio de mortalité prévue s'élève à 73,8 % (c'est-à-dire  $0,26 \times 69,3 + 0,74 \times 75,32$  %). Les sinistres prévus correspondants s'élèvent à 212,8 (c'est-à-dire un ratio de mortalité de 73,8 % x 288,4 sinistres prévus pour l'ensemble de la société lorsque la mortalité est ramenée au niveau de l'expérience globale de l'industrie (facteur de 100 %)).

Étape 3 : Calculer le nombre prévu de sinistres pour l'ensemble de la société, à l'aide des sinistres et du facteur de crédibilité de chacune des sous-catégories.

	Ratios de mortalité prévue – Crédibilité par sous-catégorie			Nombre prévu de sinistres		
	Hommes	Femmes	Total	Hommes	Femmes	Total
<b>Groupe 1</b>	69,2 %	72,9 %	70,0 %	74,8	23,9	98,7
<b>Groupe 2</b>	84,3 %	83,7 %	84,2 %	42,9	13,5	56,4
<b>Groupe 3</b>	73,3 %	86,1 %	74,6 %	52,8	7,3	60,1
<b>Total</b>	<b>73,8 %</b>	<b>77,9 %</b>	<b>74,6 %</b>	<b>170,4</b>	<b>44,7</b>	<b>215,1</b>

Dans ce cas, le ratio pour chaque sous-catégorie correspond à la moyenne pondérée des ratios de la société et de l'industrie; par exemple, le ratio prévu pour les hommes du groupe 1 =  $0,14 \times 58,3 \% + (1 - 0,14) \times 71,0 \% = 69,2 \%$ . De plus, le ratio global pour le groupe 1 s'élève à 70,0 % et est calculé de la façon suivante. D'abord, le nombre de sinistres prévus est calculé pour chaque sous-catégorie; par exemple, pour les hommes du groupe 1 =  $69,2 \% \times 108,1 = 74,8$ . Ensuite, le nombre total de sinistres applicable au groupe 1 est la somme des sinistres prévus pour la rangée =  $74,8 + 23,9 = 98,7$ . Enfin, le ratio total pour le groupe 1 =  $98,7 / 140,9 = 70,0 \%$ , où 140,9 correspond au nombre prévu de sinistres du groupe 1 applicable à l'ensemble de l'industrie.

À l'étape 3 (c.-à-d. avant la normalisation), le niveau global de sinistres prévus en vertu de cette méthode dépend du choix des sous-catégories. Plus on crée de sous-catégories, plus on diminue la crédibilité de chaque cellule, rapprochant les résultats finaux à ceux de l'industrie. Par conséquent, le choix des sous-catégories affectera considérablement l'hypothèse de mortalité finale des sous-catégories.

Étape 4 : Rajuster ou « normaliser » les ratios R/P de l'étape 3 en les multipliant par le ratio du nombre total de sinistres prévus obtenu à l'étape 2 au nombre total de sinistres prévus calculé à l'étape 3.

Les ratios R/P et le nombre prévu correspondant de sinistres selon la sous-catégorie en vertu de la méthode normalisée sont énoncés au tableau suivant :

	Ratios de mortalité prévue – Méthode normalisée			Nombre prévu de sinistres		
	Hommes	Femmes	Total	Hommes	Femmes	Total
<b>Groupe 1</b>	68,4 %	72,1 %	69,3 %	73,9	23,7	97,6
<b>Groupe 2</b>	83,4 %	82,8 %	83,2 %	42,4	13,3	55,8
<b>Groupe 3</b>	72,5 %	85,2 %	73,8 %	52,2	7,2	59,4
<b>Total</b>	<b>73,0 %</b>	<b>77,0 %</b>	<b>73,8 %</b>	<b>168,5</b>	<b>44,2</b>	<b>212,8</b>

Dans ce cas, le ratio de mortalité prévue du groupe 1 s'élève 68,4 % pour les hommes, ce qui correspond au ratio de mortalité obtenu à l'étape 3, multiplié par le ratio des sinistres prévus à l'étape 2 à celui calculé à l'étape 3 (c'est-à-dire  $69,2 \% \times 212,8 / 215,1 = 68,4 \%$ ).

La méthode normalisée permet le calcul de facteurs de crédibilité selon la sous-catégorie, mais produit par la suite le même nombre de sinistres prévus pour l'ensemble de la société que s'il n'existait qu'une seule catégorie.

L'utilisation de la méthode énoncée dans la présente section suppose qu'il existe une base de données pertinente au sein de l'industrie. S'il n'existe pas, au niveau de l'industrie, de table ou d'étude qui



correspond à la composition des produits offerts par la société, il pourrait convenir d'attribuer un facteur de crédibilité plus élevé que prévu aux données de la société.

## 5.6 Théorie de Buhlmann ou théorie de la crédibilité fondée sur la plus grande exactitude

La TCGE ou « crédibilité européenne » repose sur les travaux de Buhlmann. La TCGE est mieux fondée sur le plan théorique que la TCVL et elle fait en sorte que les résultats sont « équilibrés », ce qui permet d'éviter de les normaliser. La TCGE permet d'établir une estimation des sources de variation à l'intérieur et entre les sous-catégories.

Sur le plan théorique, la TCGE est complète et satisfait aux critères d'une bonne méthode de crédibilité mais elle comporte une lacune en ce qu'elle exige des renseignements supplémentaires au sujet des résultats de l'industrie (au-delà des données habituellement recueillies et diffusées). Abstraction faite de ces difficultés d'ordre pratique, la TCGE serait probablement la méthode de crédibilité privilégiée à utiliser pour établir l'hypothèse d'évaluation de la mortalité prévue.

Il existe plusieurs versions de la TCGE. Le modèle plus simple de Buhlmann et le modèle quelque peu plus complexe de Buhlmann-Straub sont énoncés à l'annexe 3.

## 5.7 Résumé

Du point de vue théorique, la TCGE est préférable, car elle est complète. Cependant, les données actuelles de l'industrie ne sont pas suffisamment détaillées pour permettre l'utilisation de cette théorie.

La méthode normalisée, une variante de la TCVL, devient donc la méthode privilégiée. Malgré des lacunes théoriques, la méthode normalisée satisfait à tous les critères associés à une bonne méthode de crédibilité.

Il est recommandé d'appliquer 3 007 décès pour assurer une pleine crédibilité. La dispersion du montant net à risque et l'absence de données crédibles de l'industrie représentent deux facteurs importants qui seraient pris en compte au moment de calculer le nombre de décès requis pour obtenir une pleine crédibilité.

## 5.8 Sources d'information

Pour une explication plus détaillée de la théorie de la crédibilité, veuillez vous reporter aux annexes 1, 2 et 3, de même qu'aux sources énoncées ci-après :

- *Loss Models: From Data to Decisions*, par Klugman, Willmot et Panjer, publié par John Wiley and Sons
- *Introductory Credibility Theory*, par Gordon E. Willmot, publié par l'IIPR.
- *A Credibility Approach to Mortality Risk*, par Mary R. Hardy et Harry H. Panjer, publié par l'IIPR
- *Introduction to Credibility Theory*, par Thomas N. Herzog
- Document de la SOA, « [Credibility Methods Applied to Life, Health, and Pensions](#) » par David B. Atkinson, 2019.
- Document de recherche de l'ICA-SOA : [L'application de la théorie de la crédibilité dans l'industrie canadienne de l'assurance-vie](#)

## 6. Autres rajustements

L'application des étapes énoncées aux sections 2 à 5 permet de construire une table de mortalité de base. D'autres rajustements peuvent être effectués pour tenir compte des facteurs susceptibles d'influer sur la mortalité. Certains rajustements énoncés ci-après ne s'appliquent qu'à un segment de polices particulier.

### 6.1 Nouvelles techniques de tarification

#### Aperçu

Les techniques et les niveaux d'exigences de tarification ne cessent d'évoluer. Jusqu'à ce que s'accumulent des données suffisantes et crédibles, l'actuaire établirait une estimation de l'incidence de cette évolution sur les résultats de la mortalité.

L'actuaire utilise ses connaissances au sujet des niveaux de mortalité générés par l'ancienne approche de tarification et y ajoute les répercussions anticipées des changements apportés au nouveau groupe de personnes assurées, pour obtenir la nouvelle table de mortalité. L'une des méthodes utilisées pour tenir compte des améliorations au chapitre de la tarification comprend la formule suivante :

$$Q(\text{NOUVEAU}) = Q(\text{ANCIEN}) \times (1 - A - B - C \times (A + B)) / (1 - A - B)$$

où  $Q(\text{NOUVEAU})$ ,  $Q(\text{ANCIEN})$ ,  $A$ ,  $B$  et  $C$  sont définis comme suit :

**Q(NOUEAU)** : Le nouveau taux de mortalité anticipé en raison de l'évolution de la tarification.

**Q(ANCIEN)** : L'ancien taux de mortalité (taux actuel) d'après l'ancienne méthode de tarification. Si la mortalité de l'industrie a été utilisée pour calculer ces taux, l'actuaire effectuerait un rajustement pour tenir compte des écarts existants entre la tarification de la société et celle de l'industrie pour éviter tout double comptage.

- A** : La fréquence des troubles médicaux, c'est-à-dire la fréquence à laquelle la technique de tarification permettra de déceler des troubles médicaux par ailleurs indétectables. Les laboratoires médicaux peuvent souvent fournir une estimation de la fréquence à laquelle leurs analyses peuvent dépister les troubles. Dans la mesure du possible, l'actuaire examinerait les données des blocs de polices de la société déjà sujets à ces normes de tarification.
- B** : La fréquence dite sentinelle, c'est-à-dire la fréquence à laquelle les personnes atteintes de ces troubles éviteront la société en raison de la nouvelle méthode de tarification. Il est difficile d'établir une estimation de cette fréquence, car par définition, elle représente un groupe de personnes assurées pour lesquelles la société n'effectue pas de suivi. Le risque est susceptible de se matérialiser lorsque la personne assurée en question est au courant d'un trouble important, notamment la consommation de cocaïne, et peut compter sur la disponibilité d'autres sources d'assurance sans devoir se soumettre à un examen d'admissibilité. La nature et la complexité du système de distribution influent aussi sensiblement sur ce facteur.
- C** : La mortalité additionnelle, c'est-à-dire l'accroissement moyen de la mortalité, à laquelle on peut s'attendre au sein du groupe à problème défini par les facteurs  $A$  et  $B$ . On peut souvent dégager des estimations en discutant avec les responsables de la tarification et/ou le directeur ou la directrice des services médicaux. L'actuaire examinerait avec soin les éléments de preuve qui sous-tendent cette hypothèse.

Avant d'appliquer cette formule, on tiendrait compte des éléments suivants :

- **Variation selon l'âge** : On peut s'attendre que la mortalité  $Q$ , la fréquence du trouble médical, et la mortalité excédentaire moyenne représentées par le trouble médical varient selon l'âge à l'émission. Le calcul serait divisé en plusieurs groupes d'âge, puis interpolé.
- **Variation selon la période écoulée depuis l'émission** : À défaut de résultats fiables, l'actuaire pourrait raisonnablement supposer que les écarts de mortalité disparaîtront au fil du temps, mais qu'un certain écart pourrait subsister.
- **Changements multiples apportés aux techniques de tarification** : Si l'actuaire analyse plus d'un changement de technique de tarification à la fois, l'actuaire ferait preuve de prudence si les troubles décelés à l'aide des techniques ne sont pas indépendants. Les corrélations seraient prises en compte dans l'établissement des facteurs.
- **Utilisation d'hypothèses** : Il est difficile d'établir avec confiance une estimation pour plusieurs hypothèses clés de cette formule. L'actuaire tiendrait compte du caractère raisonnable de ces hypothèses, plus particulièrement si elles ont un effet important sur les estimations des flux de trésorerie futurs.

Les changements apportés à la tarification n'améliorent pas toujours la mortalité. Dans certains cas, les sociétés peuvent supprimer certaines exigences pour simplifier le processus de tarification, ou réduire les coûts. Cette formule peut être utilisée à l'inverse pour tenir compte de ces situations.

### **Tarification préférentielle/modification des catégories de tarification**

Le principal défi lors de l'établissement d'hypothèses de mortalité pour les nouvelles catégories de tarification, notamment la tarification préférentielle, se situe au niveau de la période requise pour obtenir des résultats crédibles. Il se peut qu'il n'existe pas d'études techniques à l'échelle de l'industrie, et même si elles existent, les écarts au chapitre des critères d'établissement des classes de risques des différentes sociétés peuvent compromettre l'applicabilité des résultats à quelque société que ce soit.

Le manque de données homogènes crédibles ne réduit pas l'importance d'étudier les résultats de l'industrie avant d'évaluer les résultats de mortalité préférentielle de la société.

Même s'il existe des résultats crédibles par catégorie au cours des premières durées, l'actuaire pourrait tout de même devoir établir une estimation de l'incidence des nouvelles catégories de tarification sur la mortalité au fil du temps. Il est raisonnable de supposer que les taux de mortalité pour les risques préférentiels et non-préférentiels rejoindraient, avec le temps, les taux de mortalité globaux standard.

À défaut de résultats fiables et pertinents, l'actuaire tiendrait compte de la longueur de la période au cours de laquelle les effets de la tarification préférentielle se feront sentir. En pareils cas, il serait raisonnable de supposer que ces effets s'atténueront au cours de la période sélecte, qu'ils s'élimineront de façon linéaire entre la dernière période pour laquelle l'assureur possède des résultats fiables et la durée au cours de laquelle les effets devraient disparaître complètement.

À défaut de données crédibles et pertinentes sur la mortalité pour la catégorie préférentielle, l'actuaire peut utiliser des méthodes semblables à celles énoncées pour les nouvelles techniques de tarification. L'actuaire peut calculer le taux de mortalité de la catégorie préférentielle comme s'il établissait des exigences de tarification plus rigoureuses ou de nouvelles techniques de tarification. Ces deux calculs requièrent une estimation de l'incidence du retrait d'un groupe de personnes assurées sur la mortalité du reste du groupe. Dans la formule ci-dessous, le facteur « B » peut être exprimé selon la formule suivante  $[Q(\text{ANCIEN}) - Q(\text{NOUVEAU})]/Q(\text{ANCIEN})$ .

Une formule de partage d'une catégorie (disons NS standard) en deux catégories (NS préférentiel, NS résiduel) en appliquant des normes de tarification plus rigoureuses (p. ex. l'hypertension) s'exprime de la manière suivante :

$$Q(\text{NS préférentiel}) = Q(\text{NS standard}) \times (1 - B)$$

$$Q(\text{NS résiduel}) = Q(\text{NS standard}) \times (1 - A + B \times A)/(1 - A)$$

où  $Q(\text{NS préférentiel})$ ,  $Q(\text{NS standard})$ ,  $A$  et  $B$  sont définis comme suit :

**Q(NS préférentiel) :** taux de mortalité préférentiel, ou taux de mortalité anticipé pour les proposants admissibles en vertu de la norme de tarification plus rigoureuse.

**Q(NS standard) :** taux de mortalité standard, ou taux de mortalité actuel pour la catégorie standard globale, sans égard aux nouveaux critères de tarification.

**A :** fréquence à laquelle un client ordinaire sera accepté aux fins de classification préférentielle en vertu des exigences plus rigoureuses. Il peut s'agir d'une tâche difficile, car la plupart des sociétés ne conservent habituellement pas les résultats de test de laboratoire aux fins d'analyses futures. Les directeurs médicaux, les sociétés d'analyse en laboratoire et les réassureurs peuvent constituer de précieuses ressources pour établir ces estimations. S'il peut y avoir accès, l'actuaire examinerait les données de la société.

**B :** l'écart de mortalité pour la catégorie préférentielle par rapport à l'ancienne catégorie standard. Les estimations relatives à ce chiffre peuvent souvent être obtenues dans le cadre de discussions avec le directeur chargé de la tarification ou la directrice chargée de la tarification, et/ou le directeur ou la directrice des services médicaux. L'actuaire examinerait avec soin les éléments de preuve à l'appui de cette hypothèse. La catégorie de tarification préférentielle est habituellement définie au moyen de plusieurs critères de tarification. Les estimations se rapportant aux valeurs  $A$  et  $B$  peuvent être obtenues en tenant compte des répercussions globales des divers critères. L'actuaire tiendrait compte de toute corrélation entre les critères de sélection lors de l'établissement de telles hypothèses. Si les critères de tarification sont indépendants, les pourcentages d'admissibilité et les ratios de mortalité peuvent être obtenus de façon indépendante pour chaque critère, puis être multipliés pour obtenir le résultat final. Un examen approfondi des dossiers de tarification peut faciliter la mise au point de telles hypothèses.

Lorsqu'il existe plusieurs catégories de tarification, il convient de reprendre cette procédure aussi souvent qu'il est nécessaire, en commençant par la catégorie dont les critères de tarification sont les plus rigoureux, puis en raffinant successivement chacune des catégories à chaque étape suivante.

Si une nouvelle technique de tarification est ajoutée au moment où de nouvelles catégories sont créées, l'évolution de la mortalité globale attribuable à la nouvelle technique de tarification serait d'abord quantifiée, avant que l'on procède à l'examen du rapport entre la mortalité préférentielle et la mortalité standard.

Il convient de tenir compte de divers facteurs aux fins de l'application pratique de cette formule :

- **Variations selon l'âge :** On peut s'attendre à ce que la mortalité additionnelle et les pourcentages d'admissibilité varient selon l'âge à l'émission. Le calcul serait alors effectué pour plusieurs groupes d'âges, puis interpolé.
- **Variations selon la durée :** Il est raisonnable de supposer que les effets de la tarification préférentielle s'atténuent pendant la période sélecte.
- **« Effet de sentinelle inversé » :** Les critères appliqués par les concurrents aux catégories préférentielles peuvent différer, de sorte qu'une société peut perdre les meilleurs risques de

chacune de ses catégories au profit de ses concurrents, et une autre peut y gagner. Il peut en découler une concentration des moins bons risques dans chacune de ces catégories, mais il est difficile d'en établir une estimation. L'examen de l'expérience de mortalité réelle par rapport à la mortalité prévue à mesure qu'évoluent les résultats crédibles devient encore plus important si des catégories de tarification d'une société diffèrent sensiblement de celles de l'industrie.

- **Utilisation des hypothèses** : Il est difficile d'établir avec confiance une estimation des principales hypothèses. L'actuaire déterminerait son niveau de confiance à l'égard des hypothèses, plus particulièrement si elles ont un effet important sur les estimations des flux de trésorerie futurs. S'il n'a pas confiance aux hypothèses, l'actuaire pourrait regrouper toutes les nouvelles catégories de risques associées à la catégorie standard initiale et utiliser une hypothèse de mortalité globale et envisager un ajustement au titre du risque non financier plus élevé.
- **Réassurance** : On utiliserait avec soin les taux préférentiels du réassureur à titre de valeur approximative pour l'hypothèse d'évaluation de la mortalité prévue. Malgré le fait que l'assureur remplace un taux fixe de base par son coût de mortalité, il doit quand même procéder à une évaluation indépendante de la mortalité sous-jacente. Les taux du réassureur représentent habituellement des multiples simples d'une table standard de l'industrie utilisée pour faciliter la vente et la comparaison. Les résultats réels à l'égard des nouvelles catégories de risque varieront vraisemblablement selon l'âge et la durée.

**Exemple** : Supposons qu'une société applique simultanément des exigences de tarification plus rigoureuses et divise en deux les catégories standard non-fumeurs, d'après un ensemble de critères de tarification. Supposons par ailleurs ce qui suit :

- Le problème de santé identifié au moyen des nouveaux tests de tarification touche en moyenne 2 % des proposants.
- La société accuse du retard sur l'industrie pour ce qui est d'ajouter ce test à ses exigences.
- Selon les estimations, 1 % de proposants additionnels ayant cette maladie obtiennent de l'assurance en profitant de la faiblesse de la tarification de la société.
- Les résultats de mortalité utilisés comme base tiennent compte des coûts de mortalité supplémentaires associés à cette discontinuité.
- La mortalité de ces proposants représente 500 % de la mortalité standard (la mortalité supplémentaire est donc de 400 %).
- Le taux de mortalité de durée 1 présumé pour une non-fumeuse de 60 ans s'élève actuellement à 1 \$/1 000.

Pour déterminer le nouveau taux de mortalité global une fois le test appliqué :

$$\begin{aligned} Q_{\text{nouveau}} &= 1 \text{ \$/1 000} \times (1 - 0,02 - 0,01 - (0,02 + 0,01) \times 400 \%) / (1 - 0,02 - 0,01) \\ &= 1 \text{ \$/1 000} \times 0,85/0,97 = 0,88 \text{ \$/1 000} \end{aligned}$$

Maintenant, supposons que la société divise la nouvelle catégorie de non-fumeurs en deux, d'après un ensemble de critères d'admissibilité qui, à son avis, partagera les risques en deux : les meilleurs risques, 40 % et les risques résiduels, 60 %. Les risques préférentiels sont présumés présenter une mortalité de 15 % moins élevée que celle prévue dans la catégorie globale. Dans ce cas, la mortalité préférentielle et résiduelle peut être calculée de la manière suivante :

$$Q_{\text{nouveau}} (\text{préférentielle}) = 0,88 \text{ \$/1 000} \times (1 - 0,15) = 0,748 \text{ \$/1 000}$$

$Q_{\text{nouveau}} (\text{résiduelle}) = 0,88 \text{ \$/1 000} \times (1 - 0,4 + 0,15 \times 0,4) / (1 - 0,4) = 0,968 \text{ \$/1 000}$

Pour vérifier les résultats, l'actuaire peut procéder à un essai qui révélera si les nouvelles hypothèses produisent le même taux de mortalité global que les anciennes hypothèses.

$[Q_{\text{nouveau}} (\text{préférentielle})] \times 0,4 + [Q_{\text{nouveau}} (\text{résiduelle})] \times (1 - 0,4) = 0,748/1 000 \times 0,4 + 0,968/1 000 \times 0,6 = 0,88 \text{ \$/1 000}$

## 6.2 Déchéance sélective

Par définition, les déchéances sélectives sont des déchéances dont la mortalité serait identique à celle des personnes assurées nouvellement sélectionnées.

L'actuaire tiendrait compte des effets de la déchéance sélective lors de l'établissement de l'hypothèse de mortalité prévue même s'il est difficile d'observer la déchéance sélective (car la santé des titulaires de polices frappés de déchéance est inconnue). L'effet de la déchéance sélective est habituellement modélisé à l'aide d'un rajustement explicite à la mortalité de base prévue. Pour de plus amples détails, veuillez consulter le supplément de note éducative : [\*Déchéance sélective pour les produits d'assurance temporaire renouvelable\*](#).

## 6.3 Polices d'assurance vie multiples

L'actuaire calculerait, dans la mesure du possible, la mortalité prévue en fonction des multiples éventualités de survie et de décès, en se fondant sur des renseignements exacts concernant l'âge, le sexe, le statut de tabagisme et la surprime. Toutefois, il peut ne pas être possible d'établir l'hypothèse de mortalité pour les polices couvrant plusieurs personnes assurées dans toutes les situations. Par exemple, les données requises pour chaque personne assurée peuvent ne pas être disponibles, en particulier pour les anciennes affaires. Pour ces raisons, l'actuaire peut envisager de recourir à des approximations.

### Méthodes d'approximation

L'âge équivalent unique (AEU) et l'âge conjoint équivalent (ACE) sont deux méthodes d'approximation utilisées dans les situations où il n'est pas possible d'employer la méthode exacte. Malheureusement, ces deux méthodes produisent une courbe de mortalité sensiblement différente de celle de la mortalité conjointe réelle calculée à partir des principes de base. Au mieux, ces approximations ne seraient valables que pour une courte période et divergent du résultat exact au fil du temps. Les approximations peuvent également entraîner des différences d'une période à l'autre entre la mortalité réelle et attendue, ce qui rend l'expérience émergente plus difficile à analyser.

### Âge équivalent unique

En vertu de la méthode de l'AEU, la mortalité conjointe est obtenue par approximation au moyen de la mortalité d'un âge unique qui présenterait environ la même valeur actualisée pour les prestations de décès. Il existe un ensemble de règles pour passer des âges réels des assurés conjoints à l'AEU.

La mortalité pour une vie unique présente une courbe très différente de la mortalité conjointe. Pour les assurances vie au dernier décès (AVDD), les taux de mortalité en vertu de la méthode d'AEU sont sensiblement plus élevés aux premières durées que la mortalité exacte mise au point à l'aide des principes de base. Aux durées ultérieures, la relation est inversée et la mortalité conjointe au dernier décès est plus élevée que celle établie à l'aide de l'AEU. Un AEU établi à la date d'émission sous-estime les estimations des flux de trésorerie futurs au-delà de la première durée.

L'actuaire pourrait améliorer l'approximation en recalculant l'AEU à chaque date d'évaluation, mais cela exigerait une connaissance complète du dossier de chaque personne assurée qui compose l'AEU, ce qui pourrait ne pas être pratique. En revanche, l'actuaire pourrait estimer un ensemble de facteurs pour

chaque date d'évaluation future à appliquer aux estimations des flux de trésorerie futurs en vertu de l'AEU pour produire des estimations des flux de trésorerie futurs plus exactes pour les polices conjointes en examinant d'abord les ratios des estimations conjointes aux estimations selon l'AEU pour divers âges, sexes et habitudes de tabagisme.

L'exemple qui suit aide à visualiser l'ampleur de cet écart :

Type de police :	AVDD
Assuré 1 :	Homme non fumeur de 45 ans
Assuré 2 :	Femme non fumeuse de 40 ans
Mortalité :	86,5 %, table de l'ICA 1986-1992, âge à l'anniversaire le plus proche
Taux d'intérêt :	6 %
AEU :	Homme non fumeur de 30 ans

Durée	Valeur actualisée des prestations de décès futures		
	Conjoint	AEU	Écart
0	0,0671	0,0676	0,0005
20	0,2130	0,1881	-0,0249
40	0,5620	0,4573	-0,1047

La relation opposée se produit dans le cas de la mortalité applicable à l'assurance sur deux têtes payable au premier décès. Les taux de mortalité d'AEU aux premières durées sont inférieurs aux taux réels de mortalité établis à partir des principes de base, tandis que les taux de mortalité de durées ultérieures sont plus élevés.

### Âge conjoint équivalent

Selon la méthode de l'ACE, les taux de mortalité sont établis par approximation à l'aide des facteurs de mortalité conjointe pour un même nombre de personnes assurées ayant le même âge et faisant partie de la même catégorie de tarification. L'ACE est utilisé pour établir une approximation de la même valeur actualisée des prestations de décès. Des règles sont définies pour convertir les âges réels en un âge conjoint équivalent.

La méthode de l'ACE est supérieure à celle de l'AEU, car la courbe de mortalité correspond mieux à celle dérivée d'une méthode fondée sur l'âge exact. Cependant, l'actuaire veillerait à ce que la valeur actualisée de la mortalité future en vertu de l'approximation demeure appropriée.

### Études de mortalité portant sur les couvertures conjointes

Les études de mortalité sur les couvertures conjointes sont rarement crédibles. L'actuaire veillerait à ce que ce type d'étude soit effectué et interprété correctement. On tiendrait compte des facteurs suivants :

- **Déclaration du premier décès** : La méthode la plus précise pour étudier la mortalité applicable aux polices sur plus d'une tête consiste à comparer les décès pour chacune d'elles. Il s'agit d'une tâche relativement facile pour les polices d'assurance sur deux têtes payables au premier décès, car la déclaration des décès est la même que pour les polices sur une seule tête. Cependant, il peut s'avérer impossible d'appliquer cette méthode aux polices d'assurance vie au dernier décès si un nombre important de premiers décès n'est pas déclaré.
- **Choix de la mortalité prévue** : Le choix de la mortalité prévue pour l'étude des polices sur plus d'une tête présente des défis uniques. L'absence d'étude traitant des polices sur plus d'une tête au sein de l'industrie exige le recours à des tables de mortalité d'assurance sur une seule tête.

L'actuaire s'assurerait de choisir la table qui convient le mieux. Par exemple, l'actuaire pourrait choisir la mortalité prévue pour les polices d'assurance sur une seule tête qui correspond le mieux aux caractéristiques de tarification moyenne pour les polices sur plus d'une tête, car ces polices peuvent en moyenne être de plus grande taille.

- **Incidence des polices d'assurance vie à risques aggravés** : Puisqu'un nombre important de polices d'assurance vie au dernier décès comportent un risque aggravé, ces polices ont une incidence plus élevée de risques aggravés qu'un portefeuille de polices d'assurance sur une seule tête. Certaines sociétés rajustent les AEU plutôt que d'appliquer une surprime, ce qui pourrait compliquer le suivi des résultats des polices à risques aggravés.
- **Crédibilité** : Il est plus difficile de raffiner les données en sous-groupes crédibles pour les polices d'assurance vie au dernier décès que pour les polices d'assurance sur une seule tête. La crédibilité aux premières durées pour les polices d'assurance vie au dernier décès est sensiblement inférieure à des blocs de même taille de polices d'assurance sur une seule tête en raison de la faible probabilité de sinistres. Ainsi, des blocs plus imposants de polices en vigueur sont nécessaires par rapport aux polices d'assurance vie sur une seule tête. En outre, le nombre de combinaisons de polices augmente de façon exponentielle.
- **Utilisation d'approximations** : L'actuaire ferait preuve de prudence lorsqu'il utilise une expérience prévue construite à l'aide de la méthode de l'AEU ou de l'âge conjoint équivalent. Par exemple, la base prévue du bloc de polices d'assurance vie au dernier décès calculée à l'aide de la méthode de l'AEU affichera des résultats de sinistres prévus très favorables aux premières durées. Cependant, ces résultats de sinistres prévus se détérioreront aux durées suivantes.
- **Application de l'amélioration de la mortalité** : L'actuaire ferait preuve de prudence au moment d'appliquer des facteurs d'amélioration de la mortalité pour les polices d'assurance sur une seule tête aux résultats de sinistres des polices d'assurance vie au dernier décès.

### Décès simultanés dans le cadre de polices d'assurance vie au dernier décès

Pour deux personnes assurées qui ne partagent aucun lien et qui n'ont aucun rapport dans la vie courante, la probabilité de décès simultané est faible. Par contre, les personnes qui achètent une police d'assurance vie au dernier décès entretiennent souvent des liens réguliers, ce qui accroît le risque de décès simultanés. Si ce risque n'est pas pris en compte, l'hypothèse de mortalité est susceptible d'être sous-estimée.

### Lectures suggérées

Voici une liste d'articles publiés par la SOA au sujet de la mortalité en assurance vie sur plus d'une tête<sup>7</sup> :

- Jack Bragg, Jack Luff et Bob Vose, *The Actuary*, janvier 1994;
- Reynolds, Craig W. *Last Survivor Insurance Antiselection*, dans SOA Product Development News, février 1994;
- Panjer, Harry H., *Second-to-Die with Possibility of Simultaneous Death*. dans SOA Product Development News, juin 1994.

---

<sup>7</sup> Cette liste n'a pas été mise à jour depuis la publication initiale de la note éducative en 2002.



## 6.4 Autres événements significatifs

D'autres événements significatifs peuvent faire en sorte que la mortalité future attendue soit matériellement différente de l'expérience historique et nécessite des ajustements spéciaux. Lorsque l'événement se produit pour la première fois, il est probable que des approches théoriques seront utilisées pour développer de tels ajustements, faute d'expérience disponible.

À mesure que l'expérience émerge, il devient important d'estimer dans quelle mesure les impacts attendus sur la mortalité sont déjà reflétés dans l'expérience et quels ajustements sont nécessaires avant d'utiliser cette expérience pour estimer les taux de mortalité futurs. Les ajustements peuvent consister à augmenter ou à diminuer les taux de mortalité, selon que les taux de mortalité futurs devraient être supérieurs ou inférieurs à l'expérience historique observée.

Des ajustements peuvent être nécessaires autant au niveau de la mortalité de base qu'aux tendances de la mortalité.

Deux exemples d'autres événements significatifs sont le SIDA et la COVID-19.

### 6.4.1 SIDA

Lorsque l'épidémie du SIDA s'est déclarée, il n'existait aucune donnée sur l'effet de cette maladie sur la mortalité des détenteurs de polices d'assurance vie. L'ICA a promulgué une méthode théorique générale pour tenir compte du niveau de mortalité attribuable au SIDA dans les provisions techniques pour l'assurance grande branche. Cette méthode générale reposait sur le modèle du SIDA fondé sur la mortalité de la population.

La mortalité de la population devait être rajustée pour représenter la mortalité des personnes assurées à l'aide d'un certain nombre de facteurs. Ceux-ci sont énoncés dans les paragraphes qui suivent.

À mesure que l'expérience émergeait, il devenait important de reconnaître dans quelle mesure la mortalité attribuable au SIDA était déjà prise en compte dans les données d'expérience. Une provision explicite pour le SIDA n'était plus requise si l'actuaire juge que les sinistres découlant du SIDA sont entièrement intégrés aux données d'expérience. Lorsqu'il détermine dans quelle mesure le SIDA est pris en compte dans les données d'expérience, l'actuaire tiendrait compte des éléments suivants :

- les sinistres attribuables au SIDA en pourcentage du total des sinistres de la société par rapport aux résultats comparables pour l'industrie ou la population en général;
- la mesure dans laquelle les décès attribuables au SIDA sont pris en compte dans les données d'expérience peut varier selon la date d'émission et l'âge à l'émission;
- les marchés cibles;
- les normes historiques de tarification et les exigences de sélection selon l'âge et le montant.

En outre, l'actuaire tiendrait compte des changements médicaux dans le traitement du SIDA et des répercussions que ces changements exerceraient vraisemblablement sur l'expérience future de mortalité.

Dans la mesure où l'actuaire estime que le SIDA n'est pas entièrement pris en compte dans l'expérience connue, l'actuaire rajusterait la mortalité prévue en tenant compte des facteurs suivants :

- **Population assurée** : Une proportion plus faible du groupe à risque que l'ensemble de la population détient une police d'assurance vie individuelle. Le pourcentage minimal présumé recommandé à l'égard de la mortalité hors SIDA avant 1984 s'élevait à 40 %. Ce pourcentage serait mis à jour à la date d'évaluation en supposant des déchéances sélectives.

- **Paramètres de l'épidémie du SIDA** : Par exemple, l'évolution des infections futures, la période d'incubation, le développement du SIDA clinique jusqu'au décès, et la répartition des cas de SIDA au sein de la population, selon l'âge.
- **Effet des tests de dépistage du VIH** : De nombreuses sociétés d'assurance vie ont commencé à appliquer des tests précis pour dépister le VIH à la fin des années 80 ou au début des années 90. Pour certaines d'entre elles, le seuil des tests a été abaissé à une date ultérieure. Le niveau auquel ces tests sont effectués influencent les résultats de la société et devrait être pris en considération.
- **Effet de la déchéance sélective** : Il est raisonnable de supposer que les personnes porteuses du SIDA seront peu susceptibles de racheter leurs polices. Cette hypothèse peut également s'appliquer aux séropositifs et, dans une moindre mesure, aux personnes qui font partie d'un groupe à risque élevé. La méthodologie de la déchéance sélective énoncée dans la présente note pourrait être appliquée.
- **Différences régionales** : L'incidence du SIDA peut varier d'un territoire à l'autre et, à l'intérieur des territoires, selon la région.
- **Caractéristiques de la société** : Des sociétés différentes peuvent avoir une expérience différente en matière de SIDA, selon le marché cible (urbain ou rural), la répartition selon l'âge et le sexe, et les critères de tarification.

#### 6.4.2 COVID-19

En mars 2020, l'Organisation mondiale de la santé (OMS) a déclaré que l'écllosion de COVID-19 était une pandémie. En mai 2023, l'OMS a annoncé que, bien que la COVID-19 reste une menace sanitaire mondiale, la pandémie ne constitue plus une urgence de portée internationale. Néanmoins, les défis auxquels font face les actuaires dans l'établissement des hypothèses continuent d'évoluer.

L'un des domaines d'intérêt et d'importance pour plusieurs actuaires est l'incidence de la COVID-19. Depuis octobre 2020, l'ICA et des représentants et représentantes de plusieurs sociétés canadiennes d'assurance vie ont publié six rapports de recherche évaluant l'incidence de la COVID-19 sur l'industrie. Le [rapport d'octobre 2022](#) fut le dernier de la série.

L'un des principaux défis concerne les études d'expérience. L'actuaire pourrait devoir évaluer la meilleure façon d'intégrer les années d'exposition 2020 à 2022 à l'intérieur des études d'expérience et de l'établissement des hypothèses, y compris l'amélioration historique de la mortalité. Cette décision peut être fondée, au moins en partie, sur son appréciation de l'incidence à long terme de la pandémie de COVID-19. Les effets à long terme de la COVID-19 sont encore largement inconnus, mais pourraient influencer sur l'expérience future de la mortalité.

# Annexe 1 – Probabilité et notions statistiques

## Probabilités

### Distribution de Poisson

Le nombre de sinistres d'un portefeuille de polices peut être décrit en utilisant un modèle de Poisson.

Si  $X$  et  $Y$  sont des variables aléatoires indépendantes de Poisson jumelées respectivement aux paramètres  $a$  et  $b$  de Poisson, alors :

$$E[X] = \text{Var}[X] = a,$$

$$E[Y] = \text{Var}[Y] = b \text{ et}$$

$$W = X + Y \text{ est également une variable de Poisson à paramètre } c = a + b \text{ (and } E[W] = \text{Var}[W] = c = a + b).$$

Nous désignerons cette distribution sous le vocable « distribution globale de Poisson ».

En outre, si nous savons que  $W$  est une variable aléatoire de Poisson à paramètre  $c$ , nous savons donc que  $W$  peut être décomposé en au moins deux variables aléatoires de Poisson avec les paramètres respectifs de Poisson dont le total équivaut à  $c$ .

Il s'agit là des propriétés d'addition et de décomposition du modèle de Poisson.

Même si la distribution théorique de la mortalité est binomiale, lorsque les probabilités de l'occurrence (décès) sont faibles, le modèle de Poisson constitue une approximation raisonnable de la binomiale.

### Distribution composée de Poisson

Le montant total de sinistres à l'intérieur d'un portefeuille de polices peut être décrit en utilisant un modèle composé de Poisson, qui témoigne du nombre et du montant des sinistres. Lorsqu'on y ajoute la variabilité de la taille des sinistres, le seuil de pleine crédibilité est majoré par rapport au modèle de Poisson.

Supposons que  $N$  est une variable aléatoire représentant le nombre de sinistres d'un assureur et que la moyenne et la variance de cette valeur en vertu de la distribution de Poisson sont  $\lambda$ . Le nombre observé de sinistres est  $n$ .

Pour  $k = 1, 2, 3, \dots, n$ , supposons que  $Y_k$  est la variable aléatoire qui représente le montant du  $k$ -ième sinistre<sup>8</sup>.

Supposons que les valeurs  $Y_k$  sont indépendantes et ont une distribution à moyenne  $\mu_y$  et à variance  $\sigma_y^2$ .

Supposons que le nombre de sinistres  $N$  est indépendant du montant des sinistres  $Y_k$ .

Le montant total de sinistres  $X = Y_1 + Y_2 + Y_3 + \dots + Y_N$  suit une distribution composée de Poisson.

---

<sup>8</sup> La taille :aléatoire » des sinistres est obtenue de la façon suivante : vu qu'un sinistre survient à l'intérieur d'un portefeuille, quelles sont les probabilités quant aux divers montants possibles de ce sinistre? Voici la réponse : pour tout montant, il s'agit de la somme des taux de mortalité applicables à toutes les polices rattachées à ce montant, tous divisés par la somme des taux de mortalité pour toutes les polices du portefeuille. La moyenne et la variance de cette distribution peuvent être facilement calculées pour un portefeuille à partir des montants et des taux de mortalité applicables aux polices du portefeuille.

À l'aide de l'espérance conditionnelle de  $N$ , on peut démontrer que

$$E[X] = \mu = \lambda \mu_y, \text{ et}$$

$$\text{Var}[X] = \sigma^2 = \lambda(\mu_y^2 + \sigma_y^2)$$

En résumé, la valeur  $X_i$  suit une distribution composée de Poisson avec paramètre de Poisson  $\lambda$  et une distribution du montant des sinistres ayant une moyenne  $\mu$  et une variance  $\sigma^2$ .

### Estimateurs

Supposons un portefeuille de  $n$  polices d'assurance vie numérotées 1, 2, 3, ...,  $n$  comportant des taux de mortalité d'un an  $q_1, q_2, q_3, \dots, q_n$  et des montants nets à risque correspondants de  $b_1, b_2, b_3, \dots, b_n$ .

Pour une période d'un an, la moyenne et l'écart-type du nombre de décès et de la somme des sinistres-décès est le suivant :

	Nombre de décès	Somme des sinistres-décès
Prévu	$\lambda = \sum_{i=1}^n q_i$	$\mu = \sum_{i=1}^n q_i b_i$

Écart-type	$\sqrt{\sum_{i=1}^n q_i(1 - q_i)}$	$\sqrt{\sum_{i=1}^n q_i(1 - q_i)b_i^2}$
------------	------------------------------------	---

Pour les valeurs élevées de  $n$ , le nombre de décès ainsi que la somme des sinistres-décès sont approximativement distribués de façon normale à l'aide des moyennes et des écarts-types susmentionnés.

La distribution de Poisson avec une moyenne  $\lambda$  peut également être utilisée à titre d'approximation du nombre de décès. L'écart-type de la distribution de Poisson est  $\sqrt{\lambda}$ , ce qui est légèrement plus élevé que l'écart-type véritable susmentionné.

La distribution composée de Poisson correspondante peut être utilisée pour établir une approximation de la distribution de la somme des sinistres-décès. Sa moyenne est  $\mu$  et son écart-type est  $\sqrt{\sum_{i=1}^n q_i b_i^2}$ , c'est-à-dire un peu plus élevé que l'écart-type véritable indiqué ci-dessus.

### Notions statistiques

#### Statistiques sommaires

Définissons le montant moyen des sinistres-décès annuels, c'est-à-dire

$$\bar{X} = \frac{\sum_{i=1}^m X_i}{m}$$

où  $m$  représente le nombre d'années d'expérience pour la société.

Alors<sup>9</sup>

$$E[\bar{X}] = \mu = \lambda \mu_y, \text{ et } \text{Var}[\bar{X}] = \sigma^2 = \lambda(\mu_y^2 + \sigma_y^2)/m$$

<sup>9</sup> Voir *Introductory Credibility Theory*, exemple 2.2.3.

### **Théorème de la limite centrale**

Selon le théorème de la limite centrale, si l'expérience est « vaste », la variable aléatoire

$$\frac{(\bar{X} - x)}{\sqrt{\text{Var}(\bar{X})}}$$

se conforme approximativement à une distribution normale avec une moyenne égale à zéro et un écart-type égal à un ( $x$  est la valeur véritable de  $X$ ).

## Annexe 2 – Théorie de la crédibilité à variation limitée<sup>10</sup>

La TCVL propose un critère de pleine crédibilité fondé sur la taille du portefeuille. La pleine crédibilité signifie qu'il peut convenir de n'utiliser que les résultats du portefeuille et de ne pas tenir compte des données de l'industrie.

De plus, la TCVL suggère une méthodologie spéciale qui permet de calculer la crédibilité partielle, lorsqu'un facteur de pondération est appliqué aux résultats du portefeuille et à ceux de l'industrie.

L'hypothèse prévue de la somme des sinistres d'une société pour une année peut être exprimée de la façon suivante :

$$X_E = Z\bar{X} + (1 - Z)M$$

où

- $X_E$  désigne le montant prévu de la somme des sinistres pondéré selon la crédibilité;
- $Z$  désigne le facteur de crédibilité ou le facteur de pondération appliqué aux données d'expérience;
- $\bar{X}$  est la moyenne observée et est obtenue à partir des données d'expérience  $\mathbf{X}=\{X_1, X_2, \dots, X_n\}$ ;
- $M$  est le nombre ou le montant prévu de sinistres, d'après les données de l'industrie pour le même portefeuille, que l'on suppose pleinement crédible; et
- $n$  est le nombre d'observations.

Bien que cette formule de crédibilité moyenne pondérée soit attrayante sur le plan intuitif, la TCVL ne prévoit pas un modèle théorique sous-jacent pour la distribution de  $X_i$  qui soit conforme à la formule.

En vertu de la TCVL, on détermine si  $\bar{X}$  est pleinement crédible en choisissant un paramètre d'écart  $r$  ( $r > 0$ ) et un niveau de probabilité  $p$  ( $0 < p < 1$ ), de sorte que l'écart entre  $\bar{X}$  et sa moyenne  $\mu$  (c.-à-d. les résultats observés de la société par rapport à sa moyenne sous-jacente réelle) est faible par rapport à sa moyenne sous-jacente réelle.

Le critère peut être exprimé sous la forme

$$\Pr\{|\bar{X} - \mu| < r\mu\} \geq p$$

où  $r$  représente la marge d'erreur, un « petit » nombre, et  $p$  constitue l'intervalle de confiance, un « grand » nombre.

Les valeurs paramétriques  $p = 90 \%$  et  $r = 5 \%$  sont fréquemment citées comme les seuils requis pour la pleine crédibilité; cependant, la détermination de ces valeurs paramétriques n'est pas fondée au plan théorique. Lorsque l'on détermine l'hypothèse d'évaluation de la mortalité prévue, on pourrait vouloir utiliser un seuil plus élevé pour établir une pleine crédibilité, notamment  $p = 90 \%$  et  $r = 3 \%$ .

Dans bien des cas, il est raisonnable d'établir la distribution de  $\bar{X}$  comme étant une distribution normale.

Il existe divers modèles appliqués à la distribution sous-jacente des sinistres. Le modèle de Poisson et le modèle de Poisson composé sont abordés ci-dessous.

---

<sup>10</sup> Crédibilité américaine

## Modèle de Poisson

Bien que la distribution théorique de la mortalité soit binomiale, lorsque les probabilités de survenance (décès) sont faibles, la distribution de Poisson fournit une approximation raisonnable d'une distribution binomiale.

Dans le modèle de Poisson, la seule variable aléatoire est le nombre de sinistres, qui est réputé suivre la distribution de Poisson<sup>11</sup>. Les variations de taille des sinistres ne sont pas prises en compte. Le tableau suivant énonce le nombre de sinistres requis pour obtenir une pleine crédibilité selon diverses valeurs de p et r.

Table normale standard – Paramètres d'écart et de probabilité					
Nombre de sinistres requis pour obtenir une pleine crédibilité					
Paramètre de probabilité p	Paramètre de fourchette r				
	5 %	4 %	3 %	2 %	1 %
90 %	1 082	1 691	3 007	6 765	27 060
95 %	1 537	2 401	4 268	9 604	38 416
99 %	2 654	4 147	7 373	16 589	66 538
99,9 %	4 331	6 767	12 030	27 068	108 274

Pour p = 90 % et r = 3 %, le facteur de crédibilité partielle est défini par  $Z = \min\left\{\sqrt{\frac{n}{3,007}}, 1\right\}$  où n = le nombre de sinistres dans les données d'expérience.

Nombre de sinistres	30	120	271	481	752	1083	1473	1924	2436	3007
Z	0,10	0,20	0,30	0,40	0,50	0,60	0,70	0,80	0,90	1,00

En d'autres termes, pour p = 90 % et r = 3 %, on obtient une pleine crédibilité si le nombre de sinistres au cours de la période d'exposition n'est pas inférieur à 3 007. La formule de crédibilité peut être perçue comme la racine carrée du ratio du nombre de sinistres à l'intérieur des données au nombre de sinistres requis pour obtenir la pleine crédibilité. Cette valeur est obtenue en exigeant que la variance de  $X_E$  soit suffisamment faible.

Voici un exemple de l'application du modèle de Poisson.

Exemple 1	Données de l'industrie	Données de la société
Source de données	À partir de l'étude de mortalité de l'industrie	À partir de l'étude de la société pour la même période
Ratio de mortalité	75,3 %	69,4 %
Nombre observé de sinistres	Non requis	200
Facteur de crédibilité	1,00	$(200/3007)^5 = 0,26$
Ratio mixte de sinistres R/P		$0,26 \times 69,4 \% + 0,74 \times 75,3 \% = 73,8 \%$

<sup>11</sup> Voir *Loss Models : From Data to Decisions*, exemple 5.20 ou *Introductory Credibility Theory*, exemple 3.2.2. Ou, *Loss Models: From Data to Decisions 3rd Edition*, sous-section 20.2.2.

Le modèle de Poisson peut être élargi pour tenir compte des données de plus d'une période ou année. Cependant, le nombre d'années serait limité de sorte que la composition et les caractéristiques de risque importantes du portefeuille soient homogènes au fil du temps.

### Modèle de Poisson composé

À l'aide du modèle de Poisson composé assorti des valeurs paramétriques  $r = 3 \%$  et  $p = 90 \%$ , on peut constater<sup>12</sup> que le nombre de décès requis pour une pleine crédibilité est obtenu par la formule

$$C = \left\{ 3007 \times \frac{(\sum_{i=1}^n q_b b_i^2) (\sum_{i=1}^n q_i)}{(\sum_{i=1}^n q_i b_i)^2} \right\}$$

où  $b_i$  = montant net à risque pour la police  $i$

$q_i$  = taux de mortalité d'un an pour la police  $i$

$i = 1, 2, 3, \dots, n$

Pour établir la valeur de  $Z$  à l'égard du modèle de Poisson composé, il convient de calculer la moyenne  $\mu_y$  et l'écart-type  $\sigma_y$  de la distribution du montant des sinistres. Ces valeurs peuvent être calculées à partir du risque total ou faire l'objet d'une estimation à l'aide des sinistres réels.

Pour que la crédibilité soit totale, le nombre de décès figurant dans les résultats du portefeuille doit dépasser le nombre  $C$ .

Si le critère de pleine crédibilité n'est pas respecté, on peut appliquer une crédibilité partielle. Pour les valeurs  $p = 90 \%$  et  $r = 3 \%$ , l'application de la règle de la racine carrée se traduit par un facteur de crédibilité  $Z$  calculé ainsi :

$$Z = \min \left\{ \sqrt{\frac{X}{C}}, 1 \right\}$$

où  $C$  représente le critère de pleine crédibilité et  $X$  le nombre de décès observés dans le portefeuille. Si l'on ne tient compte que du nombre de décès,  $C = 3\,007$ .

L'exemple de modèle de Poisson composé peut être élargi pour tenir compte des données portant sur plus d'une période ou année, où

$N_j$  est une variable aléatoire représentant le nombre de sinistres au cours de la période  $j$ ,  
 $j = 1, 2, 3, \dots, m$ .

$Y_{j,k}$  est la variable aléatoire représentant le montant du  $k$ -ième sinistre au cours de la période  $j$ .

$X_j$  est la variable aléatoire qui représente le montant global des sinistres pour la société au cours de la période  $j$  et est définie par l'équation  $X_j = Y_{j,1} + Y_{j,2} + \dots + Y_{j,n}$ .

Cependant, le nombre d'années serait limité pour assurer l'homogénéité du portefeuille au fil des ans.

Les détails des calculs de toutes les formules figurent dans le document intitulé *Loss Models : from Data to Decisions*, de Klugman, Panjer et Willmot, publié en 1998 par John Wiley and Sons.

Voici un exemple de l'application du modèle de Poisson composé.

<sup>12</sup> Annexe 1, Estimateurs



Exemple 2	Données de l'industrie	Données de la société
Source de données	À partir de l'étude de mortalité échelonnée sur un an et effectuée par l'industrie	À partir de l'étude de la société pour la même période
Ratio de mortalité	75,3 %	69,4 %
Nombre de sinistres N	Non requis	200
Taux de sinistres $q_i$		0,001
Taille des sinistres $b_i$		50 à 50 000 50 à 100 000 50 à 150 000 50 à 200 000
Facteur de crédibilité	1,00	0,24
Ratio mixte de sinistres R/P		$0,24 \times 69,4 \% + 0,76 \times 75,3 \% = 73,9 \%$

Les principales hypothèses qui sous-tendent le modèle de Poisson composé aux fins de la crédibilité sont les suivantes :

- Les distributions des montants des sinistres  $Y_k$  sont indépendantes et chacune a une distribution avec une moyenne égale à  $\mu_y$  et une variance égale à  $\sigma_y^2$ .
- Le nombre de sinistres N est indépendant du montant des sinistres  $Y_k$ .
- Le théorème de la limite centrale est utilisé pour établir que  $((X_i - x)/\sigma_x)$  se conforme approximativement à une distribution normale avec une moyenne égale à zéro et un écart-type égal à un<sup>13</sup>.

<sup>13</sup> Voir Hogg and Craig, 1978, p. 193

## Annexe 3 – Théorie de la crédibilité fondée sur la plus grande exactitude/modèle de Buhlmann<sup>14</sup>

### Aperçu

La TCGE permet d'établir une estimation des sources de variation des sous-catégories, à l'intérieur de chacune d'elles ainsi qu'entre elles.

Sur le plan théorique, la TCGE est complète et satisfait aux critères d'une méthode de crédibilité. Cependant, elle comporte une lacune, c'est-à-dire le besoin pour des renseignements supplémentaires au sujet des résultats de l'industrie (au-delà des données habituellement recueillies et diffusées). Abstraction faite de ces difficultés d'ordre pratique, la TCGE serait probablement la méthode de crédibilité privilégiée pour établir l'hypothèse d'évaluation de la mortalité prévue.

Il existe plusieurs versions de la TCGE. L'une des plus simples, le modèle de Buhlmann, est abordée ici-bas. Un modèle plus complexe, le modèle Buhlmann-Straub, est énoncé aux sections suivantes de la présente annexe.

### Modèle de Buhlmann<sup>15</sup>

Supposons que pour un titulaire de police particulier ou une catégorie de risque précise, nous connaissions les résultats en matière de sinistres  $X=\{X_1, X_2, \dots, X_n\}$  et que ces résultats soient distribués avec la même moyenne et variance, sous réserve d'un paramètre  $\theta$ . À cette fin, supposons que  $X$  représente les résultats d'une société particulière. Les données de l'industrie se composent des résultats de bon nombre de sociétés.

Le titulaire a été classé selon les caractéristiques de la tarification et nous avons en main un taux « manuel »  $\mu$  qui tient compte de ces caractéristiques. La catégorie de risque est réputée homogène en ce qui touche les caractéristiques de tarification, mais même à l'intérieur de cette catégorie, il existe une certaine hétérogénéité (bons et mauvais risques), car aucun système de classification ne peut être suffisamment détaillé pour saisir toute l'information.

Supposons que cette variation résiduelle au niveau du risque de chaque titulaire du portefeuille puisse être classée au moyen d'un paramètre  $\theta$  (peut-être un vecteur), mais que  $\theta$  pour un titulaire donné ne puisse être connu.

Supposons ensuite que la fonction de distribution cumulative  $B(\theta) = \Pr\{\theta \leq \theta\}$  est connue.  $B(\theta)$  représente la probabilité qu'un titulaire choisi au hasard à partir d'une catégorie de risque soit assortie d'un paramètre de risque non supérieur à  $\theta$ .

Supposons que les résultats de l'expérience de sinistre d'un titulaire puissent s'exprimer selon la distribution conditionnelle suivante.<sup>16</sup>

$$f_x | \theta(x_j | \theta), j = 1, 2, \dots, n, n + 1$$

Supposons que les résultats à l'égard des sinistres antérieurs  $\mathbf{X}=\{X_1, X_2, \dots, X_n\}$  sont distribués avec les mêmes moyenne et variance, sous réserve d'un paramètre de risque qui n'est pas connu pour un titulaire de police en particulier.

<sup>14</sup> Crédibilité européenne

<sup>15</sup> *Loss Models: From Data to Decisions*, sous-section 5.4.3 ou *Introductory Credibility Theory*, section 4.3

<sup>16</sup> *Loss Models: From Data to Decisions*, section 5.4 et également le chapitre 4, *Introductory Credibility Theory*

Définissons :

$$u(\theta) = E(X_j | \theta = \theta) \text{ (moyenne hypothétique)}$$

$$v(\theta) = \text{Var}(X_j | \theta = \theta) \text{ (variance hypothétique)}$$

$$u = E\{u(\theta)\} \text{ (prime pure)}$$

$$v = E\{v(\theta)\} \text{ (valeur prévue de la variance du processus [ou variabilité au sein de la société])}$$

$$a = \text{Var}\{u(\theta)\} \text{ (variance de la moyenne hypothétique [ou variabilité entre les sociétés])}$$

On constate que le facteur de crédibilité prend la forme suivante :

$$Z = \frac{n}{n+k}$$

où

$$k = \frac{\text{valeur prévue de la variance des processus}}{\text{variance de la moyenne hypothétique}} = \frac{v}{a}$$

À mesure que  $a$  (la variance des moyennes de chacune des sociétés) diminue,  $k$  augmente, et le facteur de crédibilité  $Z$  diminue (s'il existe une faible différence entre les sociétés, on attribuerait un facteur de pondération plus élevé aux résultats de l'industrie, qui seront moins assujettis à une fluctuation aléatoire).

À mesure que  $v$  (la valeur prévue de la variabilité au sein de la société) diminue,  $k$  en fait autant et  $Z$  augmente (s'il y a peu de fluctuations au sein de la société, ses résultats sont davantage représentatifs des résultats futurs prévus).

Par exemple, si  $\{X_j | \theta; j = 1, 2, 3, \dots, n\}$  représente de façon indépendante et identique le modèle de Poisson avec une moyenne donnée  $\theta$ , et  $\theta$  est Gamma avec les paramètres  $a$  et  $b$ , alors

$$Z = \frac{n}{n+1/b}.^{17}$$

Les montants  $v$  et  $a$  peuvent faire l'objet d'estimations à l'aide d'estimateurs non paramétriques prenant la forme suivante<sup>18</sup> :

$$\hat{v}_i = \frac{1}{n-1} \sum_{j=1}^n (X_{ij} - \bar{X}_i)^2 \quad \hat{v} = \frac{\sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^n (X_{ij} - \bar{X}_i)^2}{r(n-1)} \quad \hat{a} = \frac{1}{(r-1)} \sum_{i=1}^r (\bar{X}_i - \bar{X})^2 - \frac{\hat{v}}{n}$$

L'exemple 3 se fonde sur les estimateurs paramétriques décrits de façon plus détaillée à l'annexe 2.

<sup>17</sup> *Loss Models: From Data to Decisions*, exemple 5.36 et *Introductory Credibility Theory*, exemple 4.3.2

<sup>18</sup> *Loss Models: From Data to Decisions*, section 5.1.1 ainsi que *Introductory Credibility Theory*, chapitre 5.

### Exemple 3 – Buhlmann

Ratios R/P selon l'année			
Année de l'étude	Société 1	Société 2	Total
1	70,0 %	70,0 %	
2	75,0 %	85,0 %	
3	80,0 %	100,0 %	
Moyenne $\bar{X}_i$ et $\bar{X}$	75,0	85,0	80,0
Valeur prévue de la variance des processus $v_i$	0,0025	0,0225	
Variance de la moyenne hypothétique $a$			0,00417
$K_i = v_i/a$	$0,0025/0,00417 = 0,60$	$0,0225/0,00417 = 5,40$	
$Z_i = n/(n+k)$	$3/(3+0,60) = 83,33 \%$	$3/(3+5,4) = 35,7 \%$	
$X_{Ei} = Z_i\bar{X} + (1 - Z_i)\mu$	75,7 %	81,8 %	

Il convient de noter que la société 1, dont les ratios R/P varient beaucoup moins au cours de la période à l'étude, présente une valeur prévue de variance des processus moins élevée, donc une plus grande crédibilité.

L'approche de la TCGE vise à dégager les éléments de variance fondés sur les facteurs liés au modèle (qui nécessitent des renseignements semblables à ceux de la TCVL) ou des données historiques (à partir desquelles des éléments de variance peuvent être établis sans hypothèse au sujet des modèles).

Cette démarche pose un problème : les données disponibles pour l'industrie. Bien que les sociétés puissent suivre l'évolution de leurs propres ratios R/P sur une certaine période pour chacune de leurs sous-catégories, le problème lié à l'estimation de la variation « intersociétés » subsiste (aucune société n'a accès aux données des autres sociétés)<sup>19</sup>.

Bon nombre de sociétés groupent les données sur la mortalité pour les utiliser dans des études d'expérience mais les données groupées ne sont pas suffisamment détaillées pour appuyer le calcul des estimations paramétriques. Si des données police par police pour chaque société ne sont pas disponibles pour effectuer l'étude de mortalité, il faudrait modifier les estimations paramétriques.

#### Buhlmann-Straub<sup>20</sup>

Il convient de noter que le modèle de Buhlmann présente une formule simple et théoriquement cohérente, mais qu'elle ne permet pas de prendre en considération les variations quant aux expositions ou au montant des sinistres. Le modèle de Buhlmann-Straub est une généralisation du modèle de Buhlmann qui permet la variation des expositions ou du montant.

Introduisons le montant  $m_j$ , une constante connue qui mesure le risque, c'est-à-dire que  $m_j$  représente les sinistres prévus (en \$).

<sup>19</sup> Parmi les solutions, on pourrait demander à l'ICA de préciser les sous-catégories désirées et de publier périodiquement la variation entre les sociétés, selon chaque sous-catégorie (à l'aide d'études portant sur des sous-catégories précises).

<sup>20</sup> *Loss Models: From Data to Decisions*, sous-section 5.4.4 ou *Introductory Credibility Theory*, sous-section 4.4.

Supposons que  $X_1, X_2, \dots, X_n$  sont des valeurs conditionnelles indépendantes de  $\Theta$  avec une moyenne commune (comme auparavant). Alors, la moyenne hypothétique est énoncée de la façon suivante :

$$u(\theta) = E(X_j | \theta = \theta)$$

comme auparavant, mais les variances conditionnelles sont

$$v(\theta) = \text{Var}(X_j | \theta = \theta) = v(\theta)/m_j$$

et

$$Z = m / (m+k)$$

où  $k$  a la même valeur qu'en vertu du modèle de Buhlmann ci-dessus et  $m$  = la somme de tous les risques  $m_j$ .

Cette formule tient compte de la variation des risques et permet de mesurer l'effet intersociétés et l'effet au sein de la société.

La mise au point d'estimateurs non paramétriques pour le modèle de Buhlmann-Straub est énoncée à la sous-section 5.5.1 du document intitulé *Loss Models : From Data to Decisions*.

$$\hat{v}_i = \frac{\sum_{j=1}^n m_{ij} (X_{ij} - \bar{X}_i)^2}{n_i - 1}$$

$$\hat{v} = \frac{\sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^{n_i} m_{ij} (X_{ij} - \bar{X}_i)^2}{\sum_{i=1}^r (n_i - 1)}$$

$$\hat{a} = \left( m - m^{-1} \sum_{i=1}^r m_i^2 \right)^{-1} \left[ \sum_{i=1}^r m_i (\bar{X}_i - \bar{X})^2 - \hat{v}(r - 1) \right]$$



© 2024 Institut canadien des actuaires

360, rue Albert, bureau 1740

Ottawa, ON K1R 7X7

613-236-8196

[siege.social@cia-ica.ca](mailto:siege.social@cia-ica.ca)

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

[voiraudeladurisque.ca](http://voiraudeladurisque.ca)



L'Institut canadien des actuaires (ICA) est l'organisme de qualification et de gouvernance de la profession actuarielle au Canada. Nous élaborons et maintenons des normes rigoureuses, partageons notre expertise en gestion du risque et faisons progresser la science actuarielle pour améliorer la vie des gens au Canada et à l'échelle du monde. Nos plus de 6 000 membres utilisent leurs connaissances en mathématiques, en statistiques, en analyse de données et en affaires dans le but de prodiguer des services et des conseils de la plus haute qualité afin d'aider les personnes et les organisations canadiennes à faire face à leur avenir en toute confiance.