DET RAN OTE

DETRA NOTE 2021-3

TARIFICATION D'EXPÉRIENCE SUR STATISTIQUES SINISTRES ÉCRÊTÉES

> Par Carole Bettonville, Michel Denuit, Florent Dubus et Julien Trufin



DISCLAIMER

Le contenu des Detra Notes est à usage exclusivement pédagogique. Les applications commerciales sont à ce point spécifiques qu'on ne pourrait leur appliquer une solution qui n'aurait pas été conçue pour le cas d'espèce. Detralytics n'assume donc aucune responsabilité en cas d'utilisation commerciale du contenu du présent document. Bien évidemment, toute l'équipe se tient à votre entière disposition si les techniques présentées dans cette note devaient retenir votre intérêt.

Detralytics Rue Belliard/Belliardstraat 2 1040 Brussels www.detralytics.com info@detralytics.eu

RÉSUMÉ

La tarification d'expérience, basée sur les statistiques sinistres propres à l'assuré, est souvent utilisée dans le cadre des branches accidents du travail ou RC collectivités. La théorie de la crédibilité permet de tenir compte des situations très variées auxquelles l'assureur peut être confronté : volumes parfois fort différents entre les polices, nouvelles affaires sans statistique sinistre disponible ou au contraire polices avec un historique suffisamment long et stable dans le temps.

La présence de grands sinistres pose cependant un problème en pratique, causant une brusque augmentation de la prime lors de leur survenance et menant à une sous-estimation des facteurs de crédibilité. La tarification des entités de petite taille, voire de taille moyenne, n'intègre de ce fait pas suffisamment l'historique sinistre alors que l'occurrence d'un grand sinistre impacte fortement la prime. Le modèle proposé par Gisler (1980) permet d'écrêter les statistiques sinistres et de ne baser les réévaluations des primes que sur les sous-crêtes. Ce modèle résout également le problème de la répartition des sur-crêtes sur l'ensemble du portefeuille.

Le modèle de Gisler (1980) n'est qu'un modèle de tarification technique dont le tarif commercial peut évidemment s'écarter, sur base de l'expertise des souscripteurs. En pareil cas, le tarif technique alimente la discussion avec les gestionnaires des collectivités lors du renouvellement des contrats. Il s'agit ici

- dans un premier temps, de guider de manière objective les souscripteurs dans leurs négociations commerciales avec les clients
- et, dans un second temps, de se doter d'outils techniques permettant de mesurer leurs performances, en élargissant les pouvoirs de dérogations octroyés aux plus méritants.

L'assureur dispose ainsi d'un outil de pilotage de son portefeuille garantissant le respect d'un S/P cible.

Table des matières

Ta	ble d	es matières	İ		
1	Intr	oduction	1		
2	Modèle de crédibilité semi-linéaire sur données écrêtées				
	2.1	Introduction	3		
	2.2	Modélisation de la sinistralité	3		
	2.3	Ecrêtement	4		
	2.4	Paramètres de structure	5		
	2.5	Prime de crédibilité semi-linéaire	6		
	2.6	Choix du seuil d'écrêtement	7		
3	Étuc	de de cas	8		
	3.1	Introduction	8		
	3.2	Etude de cas	9		
4	Ann	exes techniques	13		
	4.1	Obtention de la prime de crédibilité	13		
	4.2	Estimation des paramètres de structure	15		
	4.3	Résultats détaillés de l'étude de cas	16		
5	Réfé	érences	19		
6	Un 1	mot sur la série et les auteurs	20		
	6.1	Les DetraNotes	20		
	6.2	Biographies des auteurs	20		

Introduction

Les assurances RC souscrites par les entreprises et les collectivités recouvrent un éventail très large de garanties (RC médicale, professionnelle, exploitation, etc.) et génèrent donc différents types de sinistres, dont certains très coûteux. La tarification est souvent fortement basée sur la statistique sinistre propre à la police, parfois jusqu'à des entités de taille réduite. Les souscripteurs examinent alors les sinistres de montant élevé afin de limiter leur impact sur la nouvelle prime. Les techniques d'écrêtement utilisées par les souscripteurs consistent à lisser la sinistralité passée en analysant les coûts des sinistres dont la fréquence très basse, la gravité extrême, les circonstances ou montants exceptionnels sont jugés non représentatifs du risque sous-jacent. Les sinistres jugés atypiques sont alors lissés sur base d'une période de retour estimée par les souscripteurs, voire supprimés de la statistique sinistre lors du calcul de la nouvelle prime. Le caractère subjectif de la procédure et son manque d'uniformité pose souvent des problèmes au niveau du portefeuille (où il n'est pas rare de constater une dérive progressive de la sinistralité et un déficit technique qui se creuse).

Le but de ce document est de fournir un modèle technique objectivant cette analyse manuelle afin d'assister les souscripteurs dans leurs échanges avec les clients. L'approche proposée est classique (voyez par exemple Moreau, 1984) : elle consiste à écrêter les sinistres à un seuil donné, en intégrant les sous-crêtes dans la réévaluation des primes et en mutualisant les surcrêtes sur des groupes de contrats homogènes ¹. Des règles objectives d'écrêtement sont essentielles afin d'éviter des pratiques trop disparates en la matière. La tarification se faisant souvent en référence à un ratio S/P cible, il est important de déterminer objectivement la manière de déterminer la sinistralité historique prise en compte dans le numérateur sous peine d'introduire une dose trop importante de subjectivité dans le tarif. On peut d'ailleurs imaginer que les souscripteurs demeurent libre de déroger à la conclusion obtenue sur base du modèle actuariel, en justifiant leur décision. Ceci permet ex post d'évaluer les performances des différents souscripteurs et d'octroyer plus de liberté aux plus efficaces d'entre eux. Nous reviendrons sur ce point en fin de document.

L'écrêtement des sinistres se fait souvent sur base du seuil de réassurance excess-of-loss. Ceci peut poser des difficultés aux souscripteurs lors de leurs contacts avec les clients puisque la priorité du traité paraît souvent élevée pour la tarification d'entités dont la taille est limitée. Un unique seuil d'écrêtement des sinistres pour la tarification sur base des statistiques sinistres pose donc problème, par exemple pour des entités de tailles très différentes. Il pourrait donc s'avérer utile d'écrêter différemment certains types de risques pour compenser sur

^{1.} Nous reprenons ici la terminologie de Moreau (1984) en parlant de sous-crêtes pour désigner les montants inférieurs au seuil d'écrêtement. Les surcrêtes désignent quant à elles la partie du coût dépassant ce seuil (conformément aux traités de réassurance excess-of-loss).

d'autres. Il s'agirait d'une compensation interne, sans lien avec le traité de réassurance relatif au portefeuille.

Le modèle de crédibilité proposé par Gisler (1980) et repris dans le chapitre 5 de l'ouvrage de Bühlmann et Gisler (2006) fournit à la fois une règle d'écrêtement et des indicateurs de fiabilité. Le modèle permet de déterminer un seuil d'écrêtement spécifique par police. En pratique, un tel niveau de détail n'est pas toujours nécessaire et on peut

- déterminer quelques grandes classes de polices, sur base de l'encaissement (4 classes, par exemple, sur base des quartiles des primes a priori) ou en fonction du profil des clients;
- déterminer un montant de prime représentatif de chaque classe (milieu, moyenne des primes, médiane des primes, en fonction de l'histogramme des primes a priori);
- pour une prime égale à ce montant, déterminer le niveau optimal d'écrêtement correspondant en minimisant l'erreur de prédiction du modèle de crédibilité.

Le seuil d'écrêtement peut également être choisi sur base d'avis d'expert (les souscripteurs ayant généralement une très bonne connaissance de leur portefeuille) ou à l'aide de techniques de théorie des valeurs extrêmes. Dans ce dernier cas, la démarche se décompose comme suit :

- détection de la présence de grands sinistres à l'aide
 - d'un mean-excess plot (qui doit être globalement croissant)
 - et d'un QQ-plot exponentiel (d'allure convexe).
- choix d'un seuil minimal, quelque peu subjectif, en multiples de la moyenne, en fonction du produit considéré.
- le recours au Gertensgarbe plot, popularisé en actuariat par Cebrian, Denuit et Lambert (2003), pour déterminer une séparation entre deux types de sinistres ².
- Le seuil ainsi déterminé peut être utilisé dans le modèle de crédibilité de Gisler (1980).

Une fois le seuil déterminé, le modèle de crédibilité donnera le ratio S/P crédibilisé pour chaque police, soit par rapport à un ratio S/P historique moyen, si la rentabilité du porte-feuille est jugée satisfaisante, soit par rapport à un ratio S/P cible sinon. Dans ce dernier cas, il y aura un double effet : d'abord ramener le S/P historique au niveau souhaité et ensuite la prise en compte de l'expérience après écrêtement.

^{2.} Les plus coûteux n'étant pas forcément de loi de Pareto, juste plus grands que les autres car plus « espacés ».

Modèle de crédibilité semi-linéaire sur données écrêtées

2.1 Introduction

La présence de sinistres de montant très élevé impacte fortement la variance empirique de la sinistralité. De manière générale, la perte quadratique moyenne utilisée en théorie de la crédibilité est fortement influencée par des observations largement supérieures aux autres. Plutôt que d'abandonner ce critère pour lui préférer une version robuste, nous préférons ici recourir à l'écrêtement des sinistres les plus coûteux, en répartissant les surcoûts équitablement sur le portefeuille. Ceci traduit l'opinion largement partagée par les actuaires que

- la fréquence des sinistres, coûteux ou pas, révèle le risque d'assurance sous-jacent ;
- seule une première tranche de coûts est informative;
- mais au-delà d'un certain seuil, les coûts n'apportent plus d'information sur la nature du risque sous-jacent.

Cette approche est plus lisible et transparente que l'adoption d'une fonction de perte robuste.

La crédibilité semi-linéaire a été proposée par l'actuaire belge Etienne De Vylder (De Vylder, 1976). Elle consiste à approximer la vraie prime inconnue par une fonction linéaire des coûts des sinistres passés et de ces coûts transformés à l'aide d'une fonction non linéaire (ici, troncation au seuil d'écrêtement).

2.2 Modélisation de la sinistralité

Le montant de sinistres agrégé par police i et par année calendrier j est de la forme

$$S_{ij} = \sum_{k=1}^{N_{ij}} Y_{ijk}$$

où N_{ij} est le nombre de sinistres et Y_{ijk} le montant du kème d'entre eux. Nous disposons d'un poids w_{ij} par police i et par année calendrier j. Il s'agit d'une mesure de volume, comme le nombre de personnes occupées, le nombre de lits d'un hôpital, le nombre d'habitants d'une commune ou le nombre d'élèves d'une école, par exemple. En général, il s'agit des primes

a priori afin de disposer de poids comparables pour l'ensemble des polices en portefeuille. Dans ce dernier cas, les ratios

$$X_{ij} = \frac{S_{ij}}{w_{ij}}$$

ne sont autre que les S/P largement utilisés en assurance. En général, X_{ij} peut être considéré comme une version normalisée de S_{ij} obtenue en rapportant la sinistralité à une unité pertinente, corrigeant ainsi les statistiques pour un effet taille.

Le modèle de crédibilité repose sur un niveau de risque inconnu, Θ_i , propre à chaque police i. Ce niveau est révélé progressivement par la statistique sinistres, les assurés générant les coûts les plus élevés étant vraisemblablement les plus risqués. Formellement, nous supposerons que, conditionnellement au niveau de risque réel $\Theta_i = \theta$ de la police i

Hypothèse 1 : N_{ij} est de loi de Poisson de moyenne $w_{ij}a(\theta)$.

Hypothèse 2 : les coûts Y_{ij1} , Y_{ij2} , ... sont indépendants, de même fonction de répartition

$$F_{\theta}(y) = P[Y_{ij1} \le y | \Theta_i = \theta], y \ge 0.$$

Hypothèse 3 : Sachant Θ_i , les variables aléatoires N_{ij} , Y_{ij1} , Y_{ij2} , ... sont indépendantes.

Hypothèse 4 : Au niveau du portefeuille, nous supposerons l'indépendance entre la sinistralité des différentes polices ¹.

En l'absence de statistique sinistre, les niveaux de risque $\Theta_1, \Theta_2, \ldots$ sont supposés indépendants et identiquement distribués 2 . Notez que le nombre et les coûts des sinistres d'une même police ne sont pas forcément indépendants dans le modèle considéré. Ces variables aléatoires ne sont en fait que conditionnellement indépendantes.

Nous avons alors

$$\begin{split} & \mathbb{E}[X_{ij}|\Theta_i] &= a(\Theta_i)\mathbb{E}[Y_{ij1}|\Theta_i] = \mu_X(\Theta_i) \\ & \mathbb{V}\mathrm{ar}[X_{ij}|\Theta_i] &= \frac{1}{w_{ij}}a(\Theta_i)\mathbb{E}[Y_{ij1}^2|\Theta_i] = \frac{\sigma_X^2(\Theta_i)}{w_{ij}}. \end{split}$$

Ceci montre que les ratios X_{ij} satisfont aux hypothèses du modèle de crédibilité de Bühlmann-Straub. Nous renvoyons le lecteur à Denuit et Charpentier (2005) pour une introduction générale à la théorie de la crédibilité et à ce modèle en particulier, ou à l'ouvrage de Bühlmann et Gisler (2006) qui fait autorité en la matière.

2.3 Ecrêtement

La crédibilité semi-linéaire consiste à utiliser les coûts transformés $G_{ijk} = g(Y_{ijk})$ à l'aide d'une fonction non linéaire $g(\cdot)$ en lieu et place des coûts Y_{ijk} . La transformation utilisée ici consiste à tronquer les coûts au seuil choisi. En notant m le seuil d'écrêtement, $g(y) = \min\{y, m\}$ et le modèle recourt aux sous-crêtes définies comme

$$G_{ijk} = \min\{Y_{ijk}, m\}.$$

Le montant de sinistres tronqués à *m* agrégé par police *i* et par année calendrier *j* vaut alors

$$T_{ij} = \sum_{k=1}^{N_{ij}} G_{ijk}$$

^{1.} Ceci suppose notamment que les données ont été corrigées pour l'inflation.

^{2.} Leur fonction de répartition commune est appelée fonction de structure du portefeuille.

et

$$Z_{ij} = \frac{T_{ij}}{w_{ij}}$$

sont les loss ratios après avoir tronqué les sinistres individuels à m.

Les ratios calculés sur les sinistres écrêtés répondent toujours aux hypothèses du modèle de crédibilité de Bühlmann-Straub, à savoir

$$\begin{aligned} & \mathbb{E}[Z_{ij}|\Theta_i] &= a(\Theta_i)\mathbb{E}[G_{ij1}|\Theta_i] = \mu_Z(\Theta_i) \\ & \text{Var}[Z_{ij}|\Theta_i] &= \frac{1}{w_{ij}}a(\Theta_i)\mathbb{E}[G_{ij1}^2|\Theta_i] = \frac{\sigma_Z^2(\Theta_i)}{w_{ij}}. \end{aligned}$$

Appliquer le modèle de Bühlmann-Straub après écrêtement ne fournit cependant pas la solution au problème considéré car cela reviendrait à ignorer les surcrêtes dont l'impact sur le résultat de l'assureur est généralement loin d'être négligeable.

2.4 Paramètres de structure

Les paramètres structurels du modèle de crédibilité sont les suivants. Tout d'abord,

$$\mu_{x} = \mathbb{E}[\mu_{x}(\Theta_{i})]$$

est le prix de revient technique ou prime a priori (en termes de loss ratio). Si le tarif correspondant aux poids w_{ij} est équilibré alors on prendra $\mu_X = 1$. L'indicateur

$$\sigma_X^2 = \mathbb{E}[\sigma_X^2(\Theta_i)]$$

mesure l'effet du hasard, tandis que

$$\tau_X^2 = \operatorname{Var}[\mu_X(\Theta_i)]$$

mesure l'étendue des différences structurelles. Ils interviennent dans la décomposition bien connue de la variance des ratios, à savoir

$$Var[X_{ij}] = E[Var[X_{ij}|\Theta_i]] + Var[E[X_{ij}|\Theta_i]]$$

$$= E\left[\frac{\sigma_X^2(\Theta_i)}{w_{ij}}\right] + Var[\mu_X(\Theta_i)]$$

$$= \frac{\sigma_X^2}{w_{ij}} + \tau_X^2,$$

où le premier terme correspond à la part de variabilité des ratios attribuable à des variations purement erratiques, ne révélant rien du niveau de risque inconnu Θ_i de la police considérée, alors que le second mesure les différences structurelles dues à l'hétérogénéité du portefeuille induite par les niveaux de risques Θ_i différents d'une police à l'autre.

Les mêmes quantités relatives aux sinistres écrêtés sont notées

$$\mu_Z = \mathbb{E}[\mu_Z(\Theta_i)]$$

$$\sigma_Z^2 = \mathbb{E}[\sigma_Z^2(\Theta_i)]$$

$$\tau_Z^2 = \text{Var}[\mu_Z(\Theta_i)].$$

La covariance entre les loss ratios avant et après écrêtement est notée

$$\tau_{XZ} = \text{Cov}[\mu_X(\Theta_i), \mu_Z(\Theta_i)].$$

Au plus on écrête, au moins on est corrélé. Formellement,

$$\tau_{XZ} \to \tau_X^2$$
 lorsque $m \to \infty$

et

$$\tau_{XZ} \rightarrow 0$$
 lorsque $m \rightarrow 0$.

Ces indicateurs sont estimés sur base des données disponibles à l'aide des estimateurs présentés en annexe.

2.5 Prime de crédibilité semi-linéaire

L'originalité du modèle consiste à approximer les vraies primes $\mu_X(\Theta_i)$ inconnues à l'aide, non pas des X_{ij} , mais bien des Z_{ij} . Disposant d'un historique de longueur t, on cherche donc à déterminer les paramètres $\alpha_0, \alpha_1, \ldots, \alpha_t$ tels que l'écart quadratique moyen entre $\mu_X(\Theta_i)$ et la prime de crédibilité, à savoir

$$\mathbb{E}\left[\left(\mu_X(\Theta_i) - \alpha_0 - \sum_{j=1}^t \alpha_j Z_{ij}\right)^2\right]$$

soit minimum. La solution est donnée par :

$$p_G(Z_{i1},\ldots,Z_{it},m) = \mu_X + \frac{\tau_X}{\tau_Z} \rho_{XZ} \alpha_Z^{(i)} \left(\overline{Z}_i - \mu_Z\right)$$

οù

$$\begin{split} \rho_{XZ} &= Corr[\mu_X(\Theta_i), \mu_Z(\Theta_i)], \\ \overline{Z}_i &= \sum_{j=1}^t \frac{w_{ij}}{w_{i\bullet}} Z_{ij}, \\ w_{i\bullet} &= \sum_{i=1}^t w_{ij} \end{split}$$

et le facteur de crédibilité $a_Z^{(i)}$ est donné par

$$\alpha_Z^{(i)} = \frac{w_{i\bullet}}{w_{i\bullet} + \frac{\sigma_Z^2}{\tau_z^2}}.$$

La preuve de ce résultat est fournie en annexe. L'appellation semi-linéaire provient du fait que la prime est linéaire en les Z_{ij} qui sont eux-mêmes des fonctions non-linéaires des coûts des sinistres.

Tout comme dans le modèle de Bühlmann-Straub, l'équilibre financier du système est garanti par

$$\mathbb{E}\big[p_G(Z_{i1},\ldots,Z_{it},m)\big]=\mu_X.$$

Les surcrêtes sont ainsi réparties adéquatement sur l'ensemble du portefeuille.

Si $m \to \infty$ alors $Z_{ij} \to X_{ij}$, $\mu_z \to \mu_x$, $\sigma_Z \to \sigma_X$, $\tau_Z \to \tau_X$ et $\tau_{XZ} \to \tau_X^2$. On retrouve ainsi la formule de crédibilité linéaire de Bühlmann-Straub, à savoir

$$p_{BS}(X_{i1},\ldots,X_{it}) = \mu_X + \alpha_X^{(i)} \left(\overline{X}_i - \mu_X \right)$$

où

$$\alpha_X^{(i)} = \frac{w_{i\bullet}\tau_X^2}{\sigma_X^2 + w_{i\bullet}\tau_X^2} = \frac{w_{i\bullet}}{w_{i\bullet} + \frac{\sigma_X^2}{\tau_X^2}}.$$

2.6 Choix du seuil d'écrêtement

Le seuil peut être déterminé sur base d'indicateurs empiriques, comme la période de retour ou un haut quantile des coûts des sinistres observés. Il peut également être sélectionné à l'aide de techniques plus formelles, comme via la minimisation de l'erreur de prédiction commise par le modèle de crédibilité (vue comme une fonction du seuil m) ou celles fournies par la théorie des valeurs extrêmes. Un exemple d'utilisation de la théorie des valeurs extrêmes est détaillé ci-dessous.

Initialement proposé par Gerstengarbe et Werner (1989), l'approche du Gerstengarbe-Werner plot a été popularisée en actuariat par Cebrian, Denuit et Lambert (2003). Ce test se base sur les différences entre les coûts des sinistres ordonnés, du plus petit au plus grand pour U_p , du plus grand au plus petit pour U_r . Une fois que les sinistres deviennent plus espacés, on rentre dans la zone des sinistres atypiques. Il est important de souligner ici qu'on ne cherche pas forcément un caractère de type Pareto, juste le seuil au-delà duquel les sinistres deviennent très "espacés". On ne doit donc pas ici valider la loi de Pareto pour les excès au-delà du seuil.

Étude de cas

3.1 Introduction

La démarche proposée ici permet, pour chaque police du portefeuille, de fournir aux souscripteurs un relevé mentionnant une prime de référence (une évaluation de la charge moyenne des sinistres a priori, sans prise en compte du passé sinistre) et un seuil d'écrêtement de référence (en fonction du groupe auquel la police appartient et éventuellement du montant de la prime de référence). Ce sont les données a priori, disponibles dès le départ.

Ensuite, le relevé s'enrichit au fil du temps, en reprenant pour chaque année de couverture

- la prime réclamée, telle que déterminée par le souscripteur, hors chargement (donc, l'encaissement qui peut servir à couvrir les indemnités)
- la prime qu'il aurait fallu réclamer, résultant de l'analyse sur base du passé sinistre disponible l'an dernier, à l'aide du modèle de crédibilité semi-linéaire
- le nombre total de sinistres déclarés
- la charge brute observée (sans écrêtement ni intervention du réassureur)
- le seuil d'écrêtement applicable (seuil de référence) qui serait corrigé pour l'inflation
- le nombre des sinistres atypiques (c'est-à-dire dépassant le seuil) déclarés
- la charge totale de ces sinistres atypiques
- la charge totale de ces sinistres atypiques après écrêtement
- la charge totale corrigée (c'est-à-dire le coût attendu pour l'année suivante, selon le modèle de crédibilité semi-linéaire)
- la partie de cette charge couvrant l'écrêtement, obtenue en soustrayant le coût attendu obtenu à partir d'un modèle de Bühlmann-Straub en tronquant les sinistres au seuil d'écrêtement, sans tenir compte de la partie dépassant le seuil
- un indice de fiabilité de l'historique (basé sur le coefficient de crédibilité)
- la nouvelle prime obtenue en divisant la charge totale corrigée par le ratio S/P cible de l'assureur.

Le modèle de Bühlmann-Straub est donc appliqué également aux sous-crêtes G_{ijk} uniquement, résultant en une prime de crédibilité $p_{BS}^-(X_{i1},\ldots,X_{it},m)$, afin d'isoler la partie de la charge corrigée qui correspond à l'écrêtement. La différence

$$p_G(Z_{i1},...,Z_{it},m)-p_{BS}^-(X_{i1},...,X_{it},m)$$

peut être interprétée comme la part des surcrêtes à charge de la police *i*, compte tenu de son historique sinistre.

Afin de respecter l'équilibre global au niveau du portefeuille, le modèle peut également être utilisé pour évaluer le montant total des dérogations admissibles en respectant la contrainte du S/P cible. Ce montant peut être réparti entre les différents souscripteurs en fonction de leurs performances passées et adapté dynamiquement au rythme des renouvellements des polices. En plus des données mentionnées plus haut, chaque souscripteur disposerait donc de son compte "dérogations" personnel, dont le solde serait adapté au fil des opérations. Ceci permet d'éviter toute dérive du résultat technique du portefeuille.

3.2 Etude de cas

Cette étude de cas a pour but d'analyser l'application du modèle de crédibilité semilinéaire sur un portefeuille d'assurance responsabilité civile B2B. Le ratio S/P moyen de ce portefeuille est égal à 71% tandis que le S/P cible est fixé à 75% par l'assureur.

Le tableau ci-après analyse l'application du modèle Bühlmann—Straub avec écrêtement, noté modèle BSE, sur trois différentes polices observées sur le même historique de 10 ans et en montre les impacts concrets. Celui-ci contient les informations suivantes : ¹

- Observations sur la sinistralité historique;
- Informations relatives à l'écrêtement des sinistres et aux sinistres atypiques ²;
- Ratio S/P historique et ratio S/P calculé via un modèle Bühlmann—Straub classique (sans écrêtement);
- Résultats du modèle BSE;
- Impact concret sur la prime.

	Secteur "Entités publiques"		iques"
	Police A	Police B	Police C
Primes annuelles moyennes payées	4.310€	30.151€	255.860€
Primes annuelles moyennes indépendantes de l'historique sinistre	4.011€	27.166€	156.163€
Charge annuelle brute observée (sans écrêtement et sans intervention de la réassurance)	401€	34.907€	147.149€
Nombre moyen de sinistres déclarés par an	6	17	366
Seuil d'écrêtement non-indexé	29.000€	29.000€	29.000€
Nombre de sinistres atypiques	0	3	10
Pourcentage de sinistres atypiques	0%	1,80%	0,27%
Charge annuelle des sinistres atypiques	- €	21.860€	108.294€
Charge annuelle des sinistres après écrêtement	401€	21.748€	67.855€
S/P historique	9%	116%	58%
S/P historique indépendant de l'historique sinistre	10%	128%	94%
S/P modèle Buhlmann-Straub sans écrêtement	70%	79%	82%
S/P modèle Buhlmann-Straub avec écrêtement (modèle BSE)	47%	128%	74%
Partie du S/P modèle BSE couvrant l'écrêtement	19%	54%	31%
Pourcentage de prise en compte des sinistres individuels dans le			
modèle BSE	44%	84%	97%
Dernière prime réclamée (prime 2018 observée)	4.474€	29.133€	276.115€
Nouvelle prime estimée (modèle BSE)	2.733€	50.646€	168.423€

^{1.} Le détail du contenu des cellules de ce tableau est disponible au sein de la section 4.3

^{2.} Un sinistre est dit atypique si sa charge observée dépasse le seuil d'écrêtement.

Nous remarquons que les ratios S/P estimés via le modèle de crédibilité sans écrêtement sont relativement homogènes autour du ratio S/P moyen de 71% (entre 70% et 82%) au contraire de la sinistralité historique observée (entre 10% et 128%).

L'homogénéité des résultats du modèle de Bühlmann—Straub classique peut s'expliquer par une volatilité élevée due à la présence des sinistres atypiques. Cette volatilité implique une faible valeur du facteur de crédibilité, intuitivement défini comme le pourcentage de prise en compte de la sinistralité historique dans le modèle. Le graphique ci-dessous confirme l'observation que l'augmentation du seuil d'écrêtement, et donc de la diminution du nombre de sinistres atypiques, a un impact négatif sur le facteur de crédibilité.

Ce graphique montre également que le facteur de crédibilité de la police C est nettement supérieur aux deux autres polices ainsi qu'à la moyenne du portefeuille. Cet écart s'explique par la taille des primes, et donc des poids $w_{i\bullet}$, de cette police.

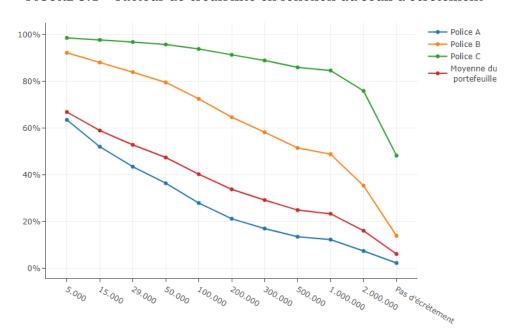


FIGURE 3.1 – Facteur de crédibilité en fonction du seuil d'écrêtement ³

Contrairement au modèle de Bühlmann—Straub classique, les ratios S/P obtenus par le modèle BSE semblent refléter davantage la sinistralité historique. Pour cela, le modèle utilise un seuil d'écrêtement de 29.000€, choisi via la méthode du Gerstengarbe plot.

L'écrêtement des sinistres des trois polices mentionnées ci-dessus est représenté à la figure 3.2 où la charge après écrêtement (sous-crêtes) est représentée en bleu tandis que la charge écrêtée (sur-crêtes) est représentée en orange.

Cette figure montre que les charges annuelles sont plus homogènes après écrêtement, ce qui implique donc une volatilité moins importante de celles-ci.

^{3.} Afin d'améliorer la lisibilité, cette figure n'est pas à l'échelle.

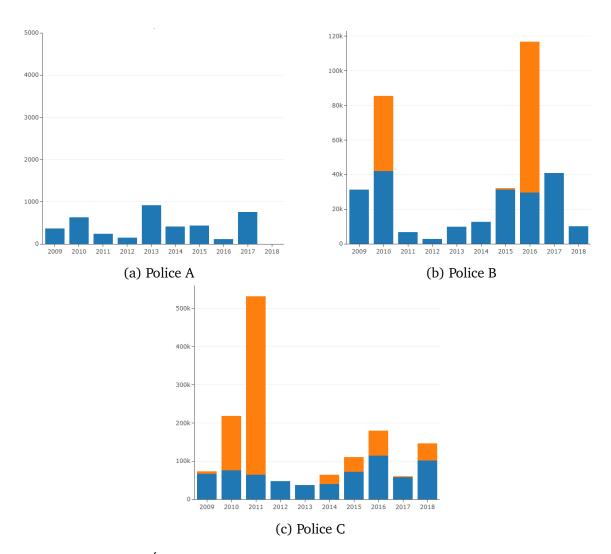


FIGURE 3.2 – Écrêtement des sinistres par police avec un seuil de 29.000€.

Cependant, le seuil d'écrêtement aurait pu également être défini sur base d'avis d'experts ou en choisissant une valeur minimum moyenne des facteurs de crédibilité sur le portefeuille. Par exemple, la moyenne des facteurs de crédibilité pour ce portefeuille et un seuil d'écrêtement de 29.000€ est égal à 53%. L'évolution de cette moyenne en fonction du seuil d'écrêtement est représentée en rouge à la figure 3.1.

L'évolution de la prime de crédibilité obtenue via le modèle BSE en fonction de la valeur de ce seuil d'écrêtement est représentée graphiquement à la figure 3.3.

Cette figure apporte la confirmation que les résultats du modèles BSE convergent vers ceux du modèle de Bühlmann—Straub classique lorsque le seuil d'écrêtement tend vers l'infini. Fixer un seuil infini équivaut intuitivement à n'écrêter aucun sinistre et donc à appliquer le modèle de Bühlmann—Straub classique. Ce résultat a été prouvé analytiquement dans la section 2.5.

Nous observons également que le ratio S/P obtenu par le modèle BSE avec un seuil de 29.000€ pour la police C est inférieur à celui de la police B alors que nous avons l'inégalité inverse en utilisant le modèle de Bühlmann—Straub classique. En effet, concernant le modèle BSE, la police C profite d'un écrêtement plus important de ses sinistres ainsi que d'un meilleur ratio S/P historique. Quant au modèle de Bühlmann—Straub classique, il attribue un facteur de crédibilité suffisamment élevé à la police C pour compenser l'écart de sinistralité historique.

160% — Police A — Police B — Police C 120% — P

FIGURE 3.3 – Primes de crédibilité en fonction du seuil d'écrêtement ⁴

Notez que la valeur des différents paramètres du modèle BSE pour ces trois polices en fonction du seuil d'écrêtement est fournie à la section 4.3.

^{4.} Afin d'améliorer la lisibilité, cette figure n'est pas à l'échelle.

Annexes techniques

4.1 Obtention de la prime de crédibilité

Notons

$$\mathscr{O} = \mathbb{E}\left[\left(\mu_X(\Theta_i) - \alpha_0 - \sum_{j=1}^t \alpha_j Z_{ij}\right)^2\right].$$

Les coefficients recherchés sont solutions du système

$$\begin{split} \frac{\partial}{\partial \alpha_0} \mathscr{O} &= -2\mathrm{E} \left[\mu_X(\Theta_i) - \alpha_0 - \sum_{j=1}^t \alpha_j Z_{ij} \right] = 0 \\ \frac{\partial}{\partial \alpha_k} \mathscr{O} &= -2\mathrm{E} \left[Z_{ik} \left(\mu_X(\Theta_i) - \alpha_0 - \sum_{j=1}^t \alpha_j Z_{ij} \right) \right] = 0, \ k = 1, \dots, t. \end{split}$$

La première équation nous donne

$$\alpha_0 = \mu_X - \sum_{i=1}^t \alpha_i \mu_Z$$

et les suivantes

$$E[Z_{ik}\mu_X(\Theta_i)] = \alpha_0\mu_Z + \sum_{j=1}^t \alpha_j E[Z_{ik}Z_{ij}]$$

$$= \mu_X\mu_Z - \mu_Z^2 \sum_{j=1}^t \alpha_j + \sum_{j=1}^t \alpha_j E[Z_{ik}Z_{ij}].$$

Les coefficients intervenant dans ces équations peuvent être déduits des formules suivantes :

$$\begin{split} \mathbf{E}[Z_{ik}\mu_X(\Theta_i)] &= \mathbf{E}[\mu_Z(\Theta_i)\mu_X(\Theta_i)] \\ &= \tau_{XZ} + \mu_X\mu_Z \\ \mathbf{E}[Z_{ik}^2] &= \mathbf{Var}[Z_{ik}] + \mu_Z^2 \\ &= \frac{1}{w_{ik}}\mathbf{E}[\sigma_Z^2(\Theta_i)] + \mathbf{Var}[\mu_Z(\Theta_i)] + \mu_Z^2 \\ &= \frac{\sigma_Z^2}{w_{ik}} + \tau_Z^2 + \mu_Z^2 \end{split}$$

et pour $j \neq k$,

$$\mathbb{E}\left[Z_{ij}Z_{ik}\right] = \mathbb{E}\left[\left(\mu_Z(\Theta_i)\right)^2\right] = \tau_Z^2 + \mu_Z^2.$$

On obtient ainsi

$$\tau_{XZ} + \mu_X \mu_Z = \mu_X \mu_Z - \mu_Z^2 \sum_{j=1}^t \alpha_j + (\tau_Z^2 + \mu_Z^2) \sum_{j=1}^t \alpha_j + \alpha_k \frac{\sigma_Z^2}{w_{ik}}$$
$$= \mu_X \mu_Z + \tau_Z^2 \sum_{j=1}^t \alpha_j + \alpha_k \frac{\sigma_Z^2}{w_{ik}}$$

d'où l'on tire

$$\tau_{XZ} = \tau_Z^2 \sum_{j=1}^t \alpha_j + \alpha_k \frac{\sigma_Z^2}{w_{ik}}$$

et

$$\alpha_k = \frac{w_{ik}}{\sigma_Z^2} \left(\tau_{XZ} - \tau_Z^2 \sum_{j=1}^t \alpha_j \right).$$

En sommant cette dernière relation sur *k* on en déduit que

$$\sum_{k=1}^{t} \alpha_k = \frac{w_{i\bullet}}{\sigma_Z^2} \left(\tau_{XZ} - \tau_Z^2 \sum_{j=1}^{t} \alpha_j \right)$$

qui donne

$$\sum_{k=1}^{t} \alpha_k = \frac{1}{1 + \frac{w_{i\bullet} \tau_Z^2}{\sigma_Z^2}} \frac{w_{i\bullet}}{\sigma_Z^2} \tau_{XZ}.$$

Ceci conduit finalement à

$$\alpha_k = \frac{w_{ik}\tau_{XZ}}{\sigma_Z^2} \left(1 - \frac{\frac{w_{i\bullet}\tau_Z^2}{\sigma_Z^2}}{1 + \frac{w_{i\bullet}\tau_Z^2}{\sigma_Z^2}}\right)$$

et

$$\alpha_0 = \mu_X - \mu_Z \frac{1}{1 + \frac{w_{i\bullet} \tau_Z^2}{\sigma^2}} \frac{w_{i\bullet}}{\sigma_Z^2} \tau_{XZ}.$$

La prime de crédibilité semi-linéaire vaut donc

$$\begin{split} p_G(Z_{i1},\ldots,Z_{it},m) &= \mu_X + \frac{\tau_{XZ}}{\sigma_Z^2} \left(1 - \frac{\frac{w_{i\bullet}\tau_Z^2}{\sigma_Z^2}}{1 + \frac{w_{i\bullet}\tau_Z^2}{\sigma_Z^2}} \right) \sum_{k=1}^t w_{ik} Z_{ik} \\ &- w_{i\bullet} \mu_Z \frac{\tau_{XZ}}{\sigma_Z^2} \frac{1}{1 + \frac{w_{i\bullet}\tau_Z^2}{\sigma_Z^2}} \\ &= \mu_X + \frac{\tau_{XZ}}{\sigma_Z^2} \frac{w_{i\bullet}}{1 + \frac{w_{i\bullet}\tau_Z^2}{\sigma_Z^2}} \left(\frac{1}{w_{i\bullet}} \sum_{k=1}^t w_{ik} Z_{ik} - \mu_Z \right), \end{split}$$

qui correspond bien à l'expression annoncée.

4.2 Estimation des paramètres de structure

Supposons disposer du même historique t pour les n polices en portefeuille. Notons

$$\alpha_X = \sum_{i=1}^n \alpha_X^{(i)}$$
 et $\alpha_Z = \sum_{i=1}^n \alpha_Z^{(i)}$.

Des estimateurs sans biais et de variance minimum de μ_X et de μ_Z sont alors donnés par

$$\widehat{\mu}_X = \sum_{i=1}^n \frac{\alpha_X^{(i)}}{\alpha_X} \overline{X}_i \text{ et } \widehat{\mu}_Z = \sum_{i=1}^n \frac{\alpha_Z^{(i)}}{\alpha_Z} \overline{Z}_i.$$

Les estimateurs des autres paramètres de structure proposés par Gisler (1980) exploitent l'hypothèse de Poisson composée pour la sinistralité. Nous leur préférons les estimateurs proposés dans le Chapitre 5 de Bühlmann et Gisler (2006). Notons

$$C_X^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{t-1} \sum_{j=1}^t w_{ij} (X_{ij} - \overline{X}_i)^2 \operatorname{avec} \overline{X}_i = \sum_{j=1}^t \frac{w_{ij}}{w_{i\bullet}} X_{ij}$$

$$C_{XZ} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{t-1} \sum_{j=1}^t w_{ij} (X_{ij} - \overline{X}_i) (Z_{ij} - \overline{Z}_i)$$

$$C_Z^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{t-1} \sum_{j=1}^t w_{ij} (Z_{ij} - \overline{Z}_i)^2.$$

Des estimateurs sans biais de $\sigma_{\scriptscriptstyle X}^2$ et de $\sigma_{\scriptscriptstyle Z}^2$ sont alors donnés par

$$\hat{\sigma}_x^2 = C_x^2$$
 et $\hat{\sigma}_z^2 = C_z^2$.

De la même manière, en définissant

$$A_X^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n \frac{w_{i\bullet}}{w_{\bullet\bullet}} (\overline{X}_i - \overline{X}_{\bullet\bullet})^2 \operatorname{avec} \overline{X}_{\bullet\bullet} = \sum_{i=1}^n \frac{w_{i\bullet}}{w_{\bullet\bullet}} \overline{X}_i$$

$$A_Z^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n \frac{w_{i\bullet}}{w_{\bullet\bullet}} (\overline{Z}_i - \overline{Z}_{\bullet\bullet})^2 \operatorname{avec} \overline{Z}_{\bullet\bullet} = \sum_{i=1}^n \frac{w_{i\bullet}}{w_{\bullet\bullet}} \overline{Z}_i$$

on obtient

$$\widehat{\tau}_{X}^{2} = \frac{\frac{n-1}{n}}{\sum_{i=1}^{n} \frac{w_{i\bullet}}{w_{\bullet\bullet}} \left(1 - \frac{w_{i\bullet}}{w_{\bullet\bullet}}\right)} \left(A_{X}^{2} - n \frac{\widehat{\sigma}_{X}^{2}}{w_{\bullet\bullet}}\right)$$

$$\widehat{\tau}_{Z}^{2} = \frac{\frac{n-1}{n}}{\sum_{i=1}^{n} \frac{w_{i\bullet}}{w_{\bullet\bullet}} \left(1 - \frac{w_{i\bullet}}{w_{\bullet\bullet}}\right)} \left(A_{Z}^{2} - n \frac{\widehat{\sigma}_{Z}^{2}}{w_{\bullet\bullet}}\right).$$

Enfin, en définissant

$$A_{XZ} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} \frac{w_{i\bullet}}{w_{\bullet\bullet}} (\overline{X}_i - \overline{X}_{\bullet\bullet}) (\overline{Z}_i - \overline{Z}_{\bullet\bullet})$$

on obtient

$$\widehat{\tau}_{XZ} = \frac{\frac{n-1}{n}}{\sum_{i=1}^{n} \frac{w_{i\bullet}}{w_{i\bullet}} \left(1 - \frac{w_{i\bullet}}{w_{i\bullet}}\right)} \left(A_{XZ} - n \frac{C_{XZ}}{w_{\bullet\bullet}}\right).$$

Il s'agira de vérifier si les inégalités $\widehat{\tau}_X^2 > 0$, $\widehat{\tau}_Z^2 > 0$ et $|\widehat{\tau}_{XZ}| < \widehat{\tau}_X \widehat{\tau}_Z$ sont satisfaites afin de s'assurer de l'admissibilité des estimations. A cet égard, il est important de disposer d'un tarif technique de référence, à appliquer en l'absence d'historique sinistre, pour définir les poids w_{ij} , sous peine d'aboutir à des estimations constamment négatives des paramètres de structure. En effet, ce phénomène traduit le fait que les différences entre polices sont trop faibles que pour crédibiliser. Selon le modèle, il faut une mesure de volume n'intégrant pas la sinistralité passée, mais reflétant l'exposition au risque de l'entité. Si les primes utilisées en guise de poids sont en quelque sorte « crédibilisées » par les souscripteurs et qu'ils sont compétents, on aboutit à $\mu_X(\Theta_i) \approx 1$ pour tout i sur les ratios S/P utilisés, d'où un indice inter-police nul (et en pratique, un estimateur tronqué à zéro). L'utilisation de la 1ère prime apparaissant dans la base de donnée, donc la plus ancienne, comme poids pour la police i permet de remédier partiellement au problème. Idéalement, il faut cependant disposer d'une mesure de volume propre à chaque entité, ou l'équivalent d'une prime a priori pour chaque entité.

4.3 Résultats détaillés de l'étude de cas

Les cellules du tableau récapitulatif de l'étude de cas (cf. section 3.2) ont été obtenues de la manière suivante :

- Primes annuelles moyennes payées : moyenne annuelle des primes réellement payées par la police.
- Primes annuelles moyennes indépendantes de l'historique sinistre : moyenne des primes annuelles " théoriques ". Pour une année donnée, la prime annuelle théorique est obtenue en appliquant un facteur d'inflation à la prime à priori. En pratique, la première prime annuelle est utilisée comme prime à priori. Pour rappel, ces primes sont utilisées par le modèle BSE comme poids car elles ne dépendent pas de l'historique sinistre. Les taux d'inflation annuels suivants ont été utilisés :

2014 2015 2016 2017 2009 2010 2011 2012 2013 0,0218 0,0354 0,0284 0,0112 0,0034 0,0055 0,0198 0,0213 0,0205

- Charge annuelle brute observée (sans écrêtement et sans intervention de la réassurance) : moyenne du coût annuel total des sinistres sur la période d'observation.
- Nombre moyen de sinistres déclarés par an : moyenne des sinistres déclarés par an.
- Seuil d'écrêtement non-indexé : seuil d'écrêtement utilisé dans le cadre du modèle BSE.
- Nombre de sinistres atypiques : nombre de sinistres dont la charge totale excède le seuil d'écrêtement.
- Pourcentage de sinistres atypique : ratio entre le nombre de sinistres atypiques et le nombre total de sinistres.
- Charge annuelle des sinistres atypiques : moyenne de la charge annuelle des sinistres atypiques.
- Charge annuelle des sinistres après écrêtement : moyenne du coût total annuel des sinistres après écrêtement des sinistres atypiques.
- S/P historique : ratio entre le coût total des sinistres et les primes payées par la police.
- S/P historique indépendant de l'historique sinistre : ratio entre le coût total des sinistres et les primes indépendantes de l'historique sinistre.

- S/P modèle Bühlmann-Straub sans écrêtement : ratio S/P obtenu via l'application du modèle Bühlmann-Straub sans écrêtement .
- S/P modèle Bühlmann-Straub avec écrêtement (modèle BSE) : ratio S/P obtenu via l'application du modèle Bühlmann-Straub avec écrêtement.
- Partie du S/P modèle BSE couvrant l'écrêtement : différence entre le ratio S/P obtenu via le modèle BSE appliqué sur la totalité de la charge des sinistres et le ratio S/P obtenu via le modèle BSE appliqué uniquement sur les sous-crêtes :

$$p_G(Z_{i1},...,Z_{it},m)-p_{BS}^-(X_{i1},...,X_{it},m)$$

- Pourcentage de prise en compte des sinistres individuels dans le modèle BSE : Ce pourcentage est le facteur de crédibilité $\alpha_z^{(i)}$.
- Dernière prime réclamée : dernière prime réclamée à la police (dans ce cas, prime réclamée pour l'année 2018).
- Nouvelle prime estimée (modèle BSE) : La prime estimée par le modèle pour la police i, notée P_i^{new} , est donnée par la formule ci-dessous :

$$\begin{split} P_i^{new} &= \frac{\text{charge annuelle estim\'ee par le mod\`ele BSE pour la police i}}{\text{ratio S/P cible}} \\ &= \frac{p_G(Z_{i1}, \dots, Z_{it}, m) \times P_i^{2019}}{0,75} \\ \text{où m est le seuil d'\'ecr\^etement,} \\ P_i^{2019} &= P_i^{2009} \prod_{i=2009}^{2018} (1 + taux_inflation(i)) \\ \text{et } taux \ inflation(2018) = 1,0137 \end{split}$$

Les résultats et les estimations des différents paramètres fournis par le modèle Bühlmann—Straub avec écrêtement sont donnés ci-dessous :

— Somme des primes sur les dix années d'observations par police :

$$P_A = 40.105.62 \in P_B = 271.664, 21 \in P_C = 1.561.631, 72 \in P_C = P_$$

— Paramètres indépendants de la police et du seuil d'écrêtement :

$$\mu_{\rm X} = 0,71306, \tau_{\rm X} = 0,4627945$$

— Paramètres dépendants du seuil d'écrêtement et indépendants de la police :

Seuil d'écrêtement	μ_z	σ_Z^2	$ au_Z$	$ au_{XZ}$
5.000	0,29563	824,94	0,18917	0.08755
15.000	0,37500	2.083,49	0,23742	0.10988
29.000	0,41844	3.565,74	0,26165	0.12109
50.000	0,45089	5.407,57	0,27802	0.12867
100.000	0,48931	9.190,74	0,29846	0.13813
200.000	0,52372	15.687,65	0,32508	0.15045
300.000	0,54665	23.199,24	0,34499	0.15966
500.000	0,57692	38.962,06	0,39030	0.18063
1.000.000	0,61327	77.925,61	0,52319	0.24213
2.000.000	0,64901	138.476,13	0,52833	0.24451
Pas d'écrêtement	0,71306	359.272,68	0,46279	0.21418

— Paramètres dépendants du seuil d'écrêtement et de la police :

Seuil d'écrêtement	α_{Z_A}	α_{Z_B}	α_{Z_C}	\overline{Z}_A	\overline{Z}_B	\overline{Z}_C
5.000	0.63500	0.92178	0.98545	0.09988	0.40216	0.21520
15.000	0.52039	0.88024	0.97688	0.09988	0.63531	0.33001
29.000	0.43503	0.83912	0.96772	0.09988	0.80053	0.43451
50.000	0.36438	0.79521	0.95712	0.09988	0.95829	0.52935
100.000	0.27991	0.72475	0.93803	0.09988	1.22488	0.64183
200.000	0.21270	0.64665	0.91319	0.09988	1.28494	0.75183
300.000	0.17065	0.58224	0.88903	0.09988	1.28494	0.81586
500.000	0.13555	0.51507	0.85927	0.09988	1.28494	0.94228
1.000.000	0.12348	0.48830	0.84581	0.09988	1.28494	0.94228
2.000.000	0.07480	0.35384	0.75891	0.09988	1.28494	0.94228
Pas d'écrêtement	0.02335	0.13938	0.48212	0.09988	1.28494	0.94228

— Résultats du modèle par police en fonction du seuil d'écrêtement :

Seuil d'écrêtement	μ_{A}	$\mu_{\scriptscriptstyle B}$	$\mu_{\scriptscriptstyle C}$
5.000	0,40897	0,95330	0,51916
15.000	0,43399	1,15972	0,62740
29.000	0,46794	1,28017	0,74058
50.000	0,50016	1,38472	0,83807
100.000	0,54404	1,53970	0,93491
200.000	0,58472	1,41382	1,00961
300.000	0,61079	1,28970	1,03412
500.000	0,63639	1,14548	1,08531
1.000.000	0,65699	1,00318	0,95921
2.000.000	0,67708	0,91017	0,90802
Pas d'écrêtement	0,69874	0,79277	0,82357

Références

- Bühlmann, H., Gisler, A. (2006). A Course in Credibility Theory and its Applications. Springer Science and Business Media.
- Cebrian, A.C., Denuit, M., Lambert, P. (2003). Generalized Pareto fit to the Society of Actuaries' large claims database. North American Actuarial Journal 7, 18-36.
- Denuit, M., Charpentier, A. (2005). Mathématiques de l'Assurance Non-Vie. Tome II : Tarification et Provisionnement. Economica, Paris.
- De Vylder, F. (1976). Optimal semilinear credibility. Bulletin of the Swiss Association of Actuaries 1976, 17-40.
- Gerstengarbe, F.W., Werner, P.C. (1989). A method for the statistical definition of extreme-value regions and their application to meteorological time series. Zeitschrift fur Meteorologie 39, 224-226.
- Gisler, A. (1980). Optimum trimming of data in the credibility model. Bulletin of the Swiss Association of Actuaries 1980, 313-325.
- Moreau, L. (1984). L'écrêtement des sinistres "automobile". ASTIN Bulletin 14, 173-181.

Un mot sur la série et les auteurs...

6.1 Les DetraNotes

Les Detra Notes sont une série de notes techniques à la fois pédagogiques et pertinentes pour les professionnels de l'actuariat. Ces notes, rédigées dans un langage simple et accessible, sont publiées par les membres de l'équipe Detralytics, un cabinet de conseil qui fournit des services d'expertise et innovation aux entreprises nécessitant un soutien, une formation ou de la R&D en actuariat, data science et gestion des risques. L'expertise Detralytics combine connaissance du marché et recherche académique. Detralytics a été fondée dans le but de soutenir les entreprises dans l'avancement des sciences actuarielles et de répondre aux futurs défis de la profession. C'est dans le cadre de cette mission que nous rendons accessibles les Detra Notes.

6.2 Biographies des auteurs

Carole Bettonville

Carole fait partie du Talent Consolidation Program (TCP) chez Detralytics. Au cours de ses différentes missions, elle a travaillé dans des domaines très variés tels que le calcul des réserves d'invalidité en réassurance LT Protection, l'implémentation d'un outil dans le cadre IFRS17, la construction d'un modèle de crédibilité dans le cadre de l'écrêtement des sinistres en RC et la revue des hypothèses de tarification d'un produit d'assurance vie. Avant de rejoindre Detralytics, Carole a fait un stage chez AXA Belgique en P&C Risk Management. Elle détient un master en Sciences Mathématiques et un master en Sciences Actuarielles de l'UCLouvain.

Michel Denuit

Michel Denuit est Directeur Scientifique chez Detralytics et Professeur de Sciences Actuarielles à l'Institut de Statistique, Biostatistique et Sciences Actuarielles (ISBA) de l'UCLouvain. Michel mène une carrière académique internationale depuis une vingtaine d'années et a collaboré avec différents acteurs du marché de l'assurance sur des projets techniques. Un

descriptif plus détaillé de ses activités et la liste complète de ses publications est disponible à l'adresse https://uclouvain.be/en/directories/michel.denuit.

Florent Dubus

Florent fait partie du Talent Accelerator Program (TAP) chez Detralytics. Au cours de ses différentes missions, Florent a travaillé à l'élaboration d'un outil IFRS17, au testing d'une application Solvabilité II et en tant que life product manager dans le département actuariel d'une compagnie d'assurance. Avant de rejoindre Detralytics, Florent a travaillé en tant que stagiaire chez EY où il a développé un dashboard de claims non-vie. Il détient un bachelier en sciences mathématiques à l'UMons et un master en sciences actuarielles à l'UCLouvain. Son mémoire portait sur les applications potentielles de la blockchain en assurance.

Julien Trufin

Julien Trufin est Directeur Scientifique chez Detralytics et Professeur de Sciences Actuarielles au département de Mathématiques de l'Université Libre de Bruxelles. Julien est un actuaire qualifié de l'Institut des Actuaires en Belgique (IA|BE) et combine expérience en consultance et carrière académique, développée dans différentes universités telles que l'Université Laval (Canada), l'ULB et l'UCLouvain. Un descriptif plus détaillé de ses activités et la liste complète de ses publications est disponible à l'adresse http://homepages.ulb.ac.be/jtrufin/.



Expertise and innovation at the service of your future