GUIDE

pour les entreprises d'assurance concernant

l'évaluation du **risque aléatoire** attaché à la liquidation des **provisions** pour sinistres dans l'**assurance non-vie**

Edition du 1er février 2010

But

Pour le SST, les entreprises d'assurance saisissent le risque de liquidation constitué par la somme du risque paramétrique et du risque aléatoire selon la circulaire FINMA 2008/44 „SST" (cf. Circ.-FINMA 08/44 „SST", Cm 81). Si cela est possible et adéquat, les paramètres du modèle sont calculés à l'aide de méthodes d'évaluation statistique fondées (Circ.-FINMA 08/44 „SST", Cm 123).

Le présent guide décrit une méthode d'évaluation simplifiée pour le risque aléatoire, que l'entreprise d'assurance peut appliquer pour déterminer une limite supérieure conduisant à une exigence en capital prudente (Circ.-FINMA 08/44 „SST", Cm 110 ss et 124).

D'une manière générale, deux méthodes d'évaluation sont utilisées jusqu'ici pour les calculs SST, à savoir les analyses de séries temporelles et Mack.

L'analyse de série temporelle est recommandée dans le „Document technique du Test suisse de solvabilité" de l'OFAP. Elle est en principe utilisable lorsque le portefeuille de polices demeure suffisamment stable, que la croissance est négligeable et qu'il n'y a pas de fusions. Mais même dans ces circonstances favorables, les valeurs évaluées font dans de nombreux cas des sauts si importants d'une année à l'autre que leur utilisation pour le calcul du capital cible est douteuse.

La méthode Mack nécessite la méthode Chain-Ladder comme base. Elle a l'avantage d'être reconnue parmi les actuaires. Son inconvénient par rapport au SST est qu'elle n'évalue pas la variance du résultat de la liquidation mais la variance de la charge finale des sinistres, celle-ci étant plus élevée dans le modèle Chain-Ladder (comme preuve voir Bühlmann et al. (4.17) – (4.20)[1]).

La limite supérieure du risque aléatoire qui est déduite dans le présent guide est calculable lorsque les sinistres individuels sont limités par un maximum. Bien qu' elle ne repose pas sur la méthode Chain-Ladder, elle conduit vraisemblablement à un résultat trop élevé comme la méthode Mack pour le SST.

[1] Bühlmann, H., de Felice, M., Gisler, A., Moriconi, F. et Wüthrich, M. V. Recursive Credibility Formula for Chain Ladder Factors and the Claims Development Result. Bulletin ASTIN 39(1).

Einsteinstrasse 2, 3003 Bern
Tel. +41 (0)31 327 91 00, Fax +41 (0)31 327 91 01
www.finma.ch

Dans la pratique cette limite supérieure est tout de même souvent inférieure à l'évaluation selon la méthode Mack, raison pour laquelle elle devrait être utile dans de nombreux cas. Elle donne des valeurs d'évaluation utilisables, surtout pour les portefeuilles d'assurance directe avec des priorités de réassurance basses et pour les portefeuilles de réassurance en excédents de sinistres. Le maximum que le sinistre individuel ne doit pas dépasser peut être une limite de garantie par police, une priorité de réassurance ou une limite de couverture.

Déduction de la limite supérieure

Lors de la déduction, seuls les sinistres d'une année de survenance unique sont considérés. Si les liquidations de diverses années de survenance sont indépendantes les unes des autres (en particulier si elles ne présentent pas d'effets d'année civile), l'on obtient la variance totale et sa limite supérieure sur la base de la somme des variances individuelles, respectivement de leurs limites supérieures.

Soit k le nombre de sinistres de l'année de survenance considérée qui ont été déclarés jusqu'à l'année la plus récente connue. Dans la présentation usuelle, les valeurs appartenant à l'année la plus récente connue figurent dans la dernière diagonale du triangle de liquidation. $b_1,\ b_2, \ldots, b_k$ désignent les montants payés pour les k sinistres.

$X_1, X_2, \ldots, X_k$ désignent les montants des k sinistres après liquidation définitive. Soit N le nombre de sinistres qui n'ont pas encore été déclarés et $Y_1, Y_2, \ldots, Y_N$ les montants après liquidation définitive. Les $X_i\ (i=1,\ \ldots,k)$, $Z=\sum_{i=1}^{k} X_i + \sum_{j=1}^{N} Y_j$ et N sont des variables aléatoires. Il est supposé qu'elles sont indépendantes, que $b_i \le X_i\ (i=1,\ \ldots,k)$, que les Y_j sont distribués identiquement et que N est distribué selon la loi de Poisson.

La charge définitive des sinistres de l'année de survenance considérée est la somme
$Z=\sum_{i=1}^{k} X_i + \sum_{j=1}^{N} Y_j$.

De Z seulement $\sum_{i=1}^{k} b_i$ est payé jusqu'à la fin de l'année la plus récente connue. La différence $Z-\sum_{i=1}^{k} b_i$ est égale au montant des paiements futurs. Son espérance mathématique est désignée par R:

$$R+\sum_{1=1}^{k} b_i = \sum_{i=1}^{k} E[X_i] + E[\sum_{j=1}^{N} Y_j] = \sum_{i=1}^{k} E[X_i] + N \cdot E[Y].$$

Si les sinistres individuels sont limités par un maximum, donc si

$$X_i, Y_j \le M$$

la variance de $Z - \sum_{i=1}^{k} b_i$ est bornée par

$$Var(Z - \sum_{i=1}^{k} b_i) \le R \cdot M \qquad (1)$$

Pour l'application pratique, l'espérance mathématique R des paiements futurs n'est pas connue et doit être remplacée par une valeur estimée $\hat{R}$.

Déduction

Etant donné l'indépendance des X_i, Y_j et N, la variance $Var(Z - \sum_{i=1}^{k} b_i)$ est égale à la somme des deux variances $V_1 = Var(\sum_{i=1}^{k} X_i - b_i)$ et $V_2 = Var(\sum_{j=1}^{N} Y_j)$. Les variances V_1 et V_2 sont bornées comme suit:

$$V_1 = \sum_{i=1}^{k} Var(X_i - b_i) = \sum_{i=1}^{k} E[(X_i - b_i)^2] - \sum_{i=1}^{k} E[X_i - b_i]^2 \le \sum_{i=1}^{k} E[(M - b_i)\cdot(X_i - b_i)] - \sum_{i=1}^{k} E[X_i - b_i]^2$$

$$\le M \cdot \sum_{i=1}^{k} E[(X_i - b_i)] \qquad (2)$$

Etant donné que pour N distribué selon la loi de Poisson $Var(N) = E[N]$ l'on obtient $V_2 = E[Y]^2 \cdot Var(N) + Var(Y) \cdot E[N] = E[N] \cdot E[Y^2] \le E[N] \cdot M \cdot E[Y]$.

Ainsi l'on obtient
$Var(Z - \sum_{i=1}^{k} b_i) \le M \cdot (\sum_{i=1}^{k} (E[X_i] - b_i) + E[N] \cdot E[Y]) = M \cdot R$. (1) est ainsi démontré.

Si l'on ne doit plus s'attendre à des sinistres tardifs, (1) peut encore être réduit à

$$Var(Z - \sum_{i=1}^{k} b_i) \le M \cdot R - \frac{R^2}{k} \qquad (3)$$

Déduction

Dans ce cas $E[N]=0$ et $Var(Z-\sum_{i=1}^{k} b_i)=V_1$ .Si l'on pose $\varepsilon_i = E[X_i - b_i] - \frac{R}{k}$, alors $\sum_{i=1}^{k} \varepsilon_i = 0$ et $\sum_{i=1}^{k} (E[X_i] - b_i)^2 = \sum_{i=1}^{k} \varepsilon_i^2 + \frac{R^2}{k}$. Ensuite (3) découle de (2).