Eidgenössische Finanzmarktaufsicht FINMA
Autorité fédérale de surveillance des marchés financiers FINMA
Autorità federale di vigilanza sui mercati finanziari FINMA
Swiss Financial Market Supervisory Authority FINMA

Description technique du modèle standard SST pour l'assurance dommage

Modèle standard assurances

31 octobre 2024

Table des matières

1 Objectif

Cette description technique définit le modèle standard pour l'assurance dommages au sens de l'art. 45 al. 1 de l'ordonnance sur la surveillance (OS ; RS 961.011 ; version du 1er janvier 2024) et s'adresse aux entreprises d'assurance soumises au Test suisse de solvabilité (SST) qui exploitent l'assurance dommages.

Les prescriptions relatives à l'évaluation des engagements LAA et leur prise en compte dans le modèle de risques sont précisées dans le document « Description technique du modèle standard SST pour l'assurance dommages : annexe LAA ».

Il est renvoyé aux autres descriptions techniques du modèle standard assurances[1] concernant les sujets non abordés dans le présent document.

2 Bilan SST

2.1 Généralités

Le bilan SST à la date de référence t constitue le point de départ pour déterminer le capital porteur de risques (CPR ; art. 32 OS). De manière simplifiée, le capital porteur de risques CPR_t correspond à la valeur conforme au marché des actifs A_t moins la valeur conforme au marché des engagements moins les déductions Ded_t.

$$CPR_t = A_t - (IL_t + OL_t) - Ded_t = A_t - BE_t - MVM_t - OL_t - Ded_t \quad (1)$$

Par engagements, on entend ceux envers des tiers, à savoir la valeur conforme au marché des engagements d'assurance IL_t (qui équivaut à la valeur best estimate de ces engagements déduite du montant minimum MVM_t) et des autres engagements OL_t *(other liabilities)*. Le traitement des déductions Ded_t et des autres engagements OL_t n'étant pas l'objet du présent document, ceux-ci ne seront plus mentionnés ci-après.

[1] Cette description technique comme les autres descriptions, guides pratiques et *templates* cités sont disponibles à l'adresse www.finma.ch > Surveillance > Assurances > Instruments multisectoriels > Test suisse de solvabilité (SST).

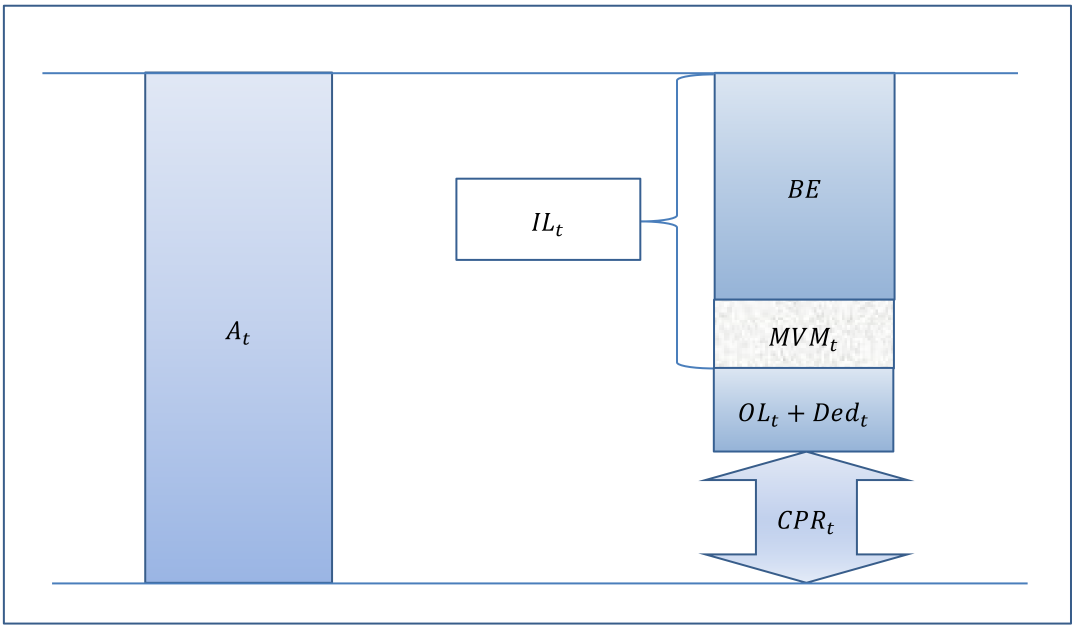


Illustration 2-1 Capital porteur de risques

Remarque : dans le modèle standard pour l'assurance dommages, la convention en usage pour le bilan SST veut que seule la valeur *best estimate* des engagements d'assurance bruts, composée des paiements pour dommages et pour frais, soit indiquée à la position du passif BE_t. Sous les actifs A_t figurent la valeur *best estimate* des recettes de primes en tant que « créance provenant des affaires d'assurance » et la valeur *best estimate* de la part des réassureurs aux engagements d'assurance BE_t.

La valeur conforme au marché des engagements d'assurance IL_t est égale à la somme de la valeur *best estimate*[2] des engagements d'assurance BE_t et du montant minimum MVM_t.

$$IL_t = BE_t + MVM_t \tag{2}$$

Ici, la valeur *best estimate* des engagements d'assurance BE_t correspond aux futurs flux de paiement promis contractuellement au moment t, actualisés à l'aide de la courbe de taux d'intérêt sans risque :

$$BE_t = E\left[\sum_{j\in\mathcal{R},j\geq 0} CF_{t+j}^{(t)}\left(1+r_j^{(t)}\right)^{-j} \mid \mathcal{F}_t\right] = E\left[\sum_{j\in\mathcal{R},j\geq 0} v_j^{(t)}\cdot CF_{t+j}^{(t)} \mid \mathcal{F}_t\right] \tag{3}$$

avec

- $\mathcal{F}_t$ en tant que σ-algèbre des informations disponibles au moment t ;

[2] *best estimate* = valeur estimative la meilleure possible

- $\left\{CF_{t+j}^{(t)}\right\}_{j\geq 0}$ en tant que futurs flux de paiement (*cash flows*, par ex. coûts, dommages) aux moments $t+j$;
- $\left\{r_j^{(t)}\right\}_{j>0}$ en tant que vecteur des taux d'intérêt spot sans risque pour la durée j au moment t et
- $\left\{v_j^{(t)} = \frac{1}{\left(1+r_j^{(t)}\right)^j}\right\}_{j\geq 0}$ en tant que vecteur des facteurs d'actualisation au moment $t, r_0^{(t)} := 0$, d'où $v_0^{(t)} = 1$.

Dans la formule (3), les flux de paiement peuvent se produire à n'importe quel moment $j \geq t, j \in \mathbb{R}$. Aux fins de simplification, nous supposons que les flux de paiement sont indépendants des taux d'intérêt. Nous procédons à d'autres notations pour mieux représenter l'actualisation :

$$BE_t = D_{CF}^{(t)} \cdot BE_t^{(N)} = D^{(t)} \cdot BE_t^{(N)} \tag{4}$$

avec

- $BE_t^{(N)} = \mathrm{E}[\sum_{j\geq 0} CF_{t+j}^{(t)} \mid \mathcal{F}_t]$ en tant que valeur estimative nominale (c'est-à-dire non actualisée) la meilleure possible des flux de paiement promis contractuellement au moment t ;
- $\left\{\beta_j^{CF} = CF_j / \sum_k CF_k\right\}_{j\geq 0}$ en tant que cadence de paiements incrémentielle d'un quelconque *cash flow* CF ; et
- $D_{CF}^{(t)} = \sum_j \beta_j^{CF} \cdot \left(1 + r_j^{(t)}\right)^{-j}$ représentant la moyenne des facteurs d'actualisation $v_j^{(t)}$ pondérée des flux de paiement. De plus, nous désignons $D_{CF}^{(t)}$ comme le facteur d'actualisation d'un *cash flow* CF avec la courbe des taux connue au moment t. Pour une meilleure lisibilité, nous renonçons généralement ci-après à mentionner l'indice inférieur. Dans ce cas, le facteur d'actualisation se réfère toujours au *cash flow* sous-jacent au terme suivant.

2.2 Modification du bilan au cours de la période d'une année

2.2.1 Capital cible

Le SST considère la variation du CPR du bilan SST sur une période d'un an à partir de la date de référence, c'est-à-dire (de $t = 0$ à $t = 1$). Nous abrégeons ci-après $t = 0$ et $t = 1$ par t_0 et t_1.

$$\begin{aligned} \Delta CPR &= \frac{CPR_{t_1}}{1 + r_1^{(t_0)}} - CPR_{t_0} \\ &= v_1^{(t_0)} CPR_{t_1} - CPR_{t_0} \\ &= \left(v_1^{(t_0)} A_{t_1} - A_{t_0}\right) - \left(v_1^{(t_0)} BE_{t_1} - BE_{t_0}\right) - \left(v_1^{(t_0)} MVM_{t_1} - MVM_{t_0}\right) \end{aligned} \tag{5}$$

avec $v_1^{(t_0)} = \frac{1}{1+r_1^{(t_0)}}$ comme facteur d'actualisation du taux d'intérêt sans risque d'un an à la date de référence t_0.

Selon l'art. 35 OS , le capital cible est défini par le négatif de l'*expected shortfall (ES)* au niveau de confiance (1 moins la probabilité de survenance α) de la variation du capital porteur de risques (CPR) sur une période d'un an, cf. également la définition de la mesure du risque à la section 6.17.1. On a :

$$\begin{aligned} CC &= -ES_\alpha[\Delta CPR] = -ES_\alpha\left[\frac{CPR_1}{1+r_1^{(t_0)}} - CPR_0\right] \\ &= -ES_\alpha\left[\left(\frac{A_{t_1}}{1+r_1^{(t_0)}} - A_{t_0}\right) - \left(\frac{BE_{t_1}}{1+r_1^{(t_0)}} - BE_{t_0}\right) - \left(\frac{MVM_{t_1}}{1+r_1^{(t_0)}} - MVM_{t_0}\right)\right] \end{aligned} \tag{6}$$

Pour la prise en compte du montant minimum, nous renvoyons à la description technique agrégation et montant minimum ainsi qu'à la section 3.10.

Le capital cible (CC) se compose des éléments suivants :

- risque de crédit (centré) sur un an ;
- risque de marché (centré) sur un an ;
- risque d'assurance (centré) sur un an ;
- effets de la diversification ;
- effets des scénarios ;
- Variation du montant minimum ;
- déduction faite du résultat d'assurance attendu ;
- déduction faite du résultat financier attendu au-dessus des taux sans risque.

Les sections ci-après présentent les éléments qui concernent principalement la modélisation de l'assurance dommages.

2.2.2 Quotient SST

Le quotient SST est la division du capital porteur de risques au temps t_0 par le capital cible, si ce dernier est positif. Sinon, aucun quotient SST ne peut être obtenu (cf. art. 39 OS).

$$\text{Quotient SST} = \frac{CPR_{t_0}}{CC} \tag{7}$$

2.3 Aspects spécifiques à l’assurance dommages

2.3.1 Etendue du bilan et délimitations

Au sens de l’art. 3 OS-FINMA u Cm 19 de la Circ.-FINMA 2017/03, le bilan SST à un moment donné t ($t = t_0$ ou $t = t_1$) comprend l’ensemble des engagements et prétentions découlant des contrats d’assurance pour lesquels l’entreprise d’assurance s’est engagée juridiquement à ce moment précis, ainsi que les autres prétentions et engagements juridiquement contraignants de l’entreprise d’assurance à ce moment. La référence pour l’inscription au bilan est la date de souscription. Bien que la période de couverture ne commence qu’après le moment t, les engagements doivent être inscrits au bilan au moment t.

La référence pour l’inscription au bilan selon l’art. 3 al. 5 OS-FINMA, en revanche, est le début de la période de couverture, en sorte que le bilan SST à un moment donné contient l’ensemble des engagements et prétentions à hauteur des contrats d’assurance dont les périodes de couverture débutent avant ce moment. Concrètement, cela signifie notamment que les contrats dont la période de couverture commence à la date de référence, au début de la période d’un an, ne sont pas encore indiqués au bilan à cette date de référence.

Le modèle standard pour l’assurance dommages pose comme hypothèse que la simplification selon l’art. 3 al. 5 OS-FINMA n’entraîne pas d’écarts importants et est donc autorisée, ce qui explique notamment qu’en général, les utilisateurs du modèle standard ne sont pas tenus d’apporter la preuve que cette simplification ne revêt pas un caractère important.

En principe, il faut tenir compte de l’ensemble des engagements et prétentions à hauteur des contrats d’assurance sur la totalité de la durée de couverture.

La durée de couverture décrit la période qui s’étend jusqu’à la première adaptation de prime possible ou jusqu’à la résiliation du contrat par l’entreprise d’assurance ou jusqu’à la fin du contrat s’il n’existe, pour l’entreprise d’assurance, aucune possibilité d’adapter la prime ou de résilier le contrat.

Les contrats pluriannuels pour lesquels il existe un droit de résiliation par l’entreprise d’assurance ou un droit d’adapter la prime en cas de sinistre, sont saisis comme les contrats d’un an.

Pour le modèle standard de l’assurance dommages (c’est-à-dire en application de la simplification selon l’art. 3 al. 5 OS-FINMA), nous utilisons les définitions suivantes :

- Les affaires en portefeuille englobent toutes les polices dont la période de couverture a commencé avant t_0.
- Les nouvelles affaires comprennent toutes les polices dont la période de couverture commence dans l’intervalle $[t_0, t_1]$, renouvellement des polices existantes compris.
- La période d’un an $[t_0, t_1]$ doit être assimilée à l’année en cours ou CY *(current [accident] year)*.
- Les années précédentes, c’est-à-dire toutes les années antérieures à t_0, sont également appelées PY *(previous [accident] years)*.

- La prime souscrite (WP) désigne la prime des polices représentant de nouvelles affaires (polices renouvelées comprises) et comprend la prime pour toute la période de couverture des polices, c'est-à-dire également les primes non encore facturées.
- En vue de la délimitation du bilan, la prime non acquises (UPR) désigne la partie de la prime des affaires existantes correspondant à la période de couverture suivant un jour de référence t.
- Un report de prime désigne, dans le bilan statutaire, la délimitation des primes acquises.
- Sont compris dans la position UPR les reports de prime et les éventuels paiements de prime dus, pour autant qu'ils soient attribués à la période de couverture postérieure au jour de référence du bilan.
- Les primes acquises (EP) pendant la période d'un an sont égales aux entrées des primes non acquises des années précédentes (UPR^{in}) pour les affaires en portefeuille au moment t_0 plus les primes souscrites dans l'intervalle $[t_0, t_1]$ (nouvelles affaires), moins les primes non acquises au moment t_1 (UPR^{out}).
- Le poste *URR*[3] désigne la valeur conforme au marché des flux de paiement relatifs aux primes non acquises (*UPR*[4]) dans un bilan économique.
- $\{\epsilon_{i,j}\}_{i \in Policen, j>0}$ représente la cadence d'acquisition *(earning pattern)*, grâce à laquelle les primes souscrites d'une police d'assurance i sont acquises. $\epsilon_{i,j}$ correspond à la part des primes souscrites WP_i qui est acquise pendant la période d'un an $[t_{j-1}, t_j]$ soit ($EP_{i,j} = \epsilon_{i,j} \cdot WP_i$). Cet *earning pattern* décrit la manière dont le risque de survenance d'un sinistre se répartit dans le temps pour une police précise. Il peut diverger selon la définition de cette dernière ; par exemple, *claims made* = déclaration de sinistres, *losses occuring during* = survenance des sinistres. Pour les catastrophes naturelles, il faut également considérer la définition de la clause horaire. Ces exemples ne sont pas exhaustifs.

[3] *URR = unexpired risk reserve* ; provisions pour risques en cours

[4] *UPR = unearned premium reserve* ; provisions pour primes non acquises

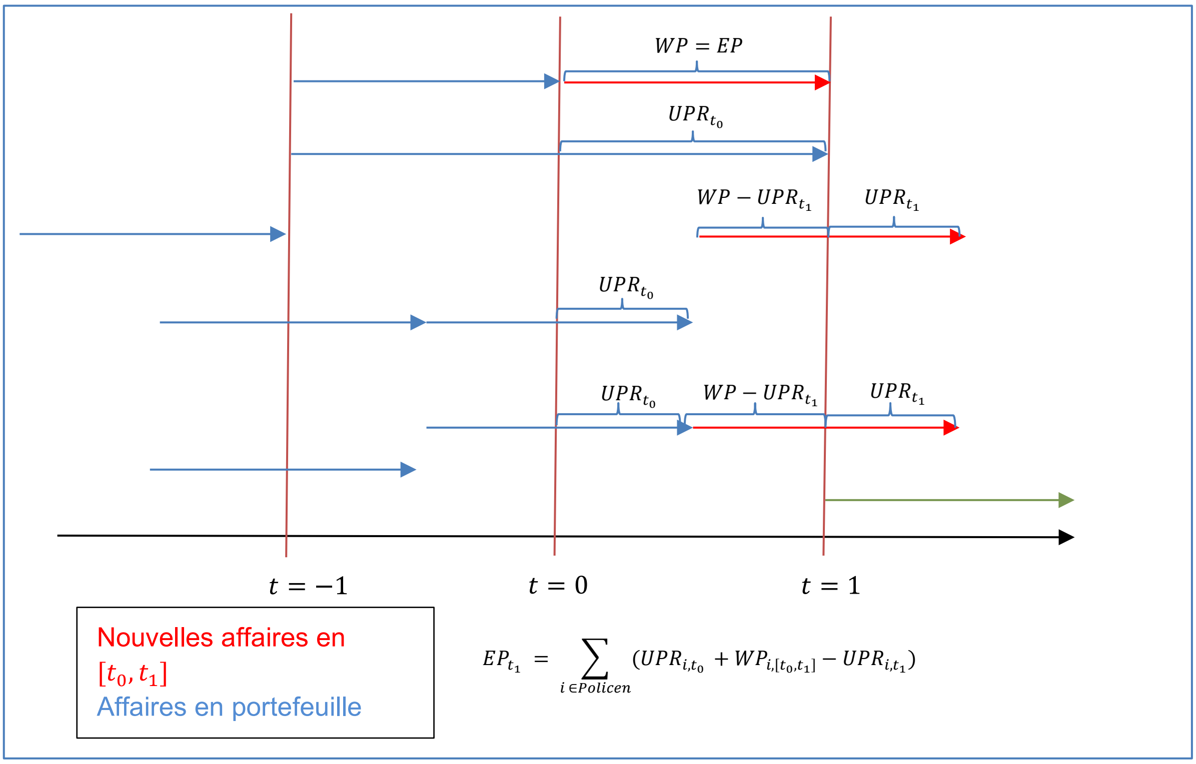


Illustration 2-2 Délimitation des primes acquises

2.3.2 Décomposition du bilan en catégories de risques

En général, les engagements d'assurance inscrits au bilan SST changent sur la période d'un an à partir de la date de référence en raison de :

- la souscription de nouvelles affaires (y c. les renouvellements des polices existantes) dans l'intervalle $[t_0, t_1]$, qui se caractérise par :
  - l'exécution de flux de paiement pour les primes, les coûts et les sinistres ; et
  - les évaluations des engagements liés aux nouvelles affaires.
- la liquidation des engagements découlant des affaires en portefeuille souscrites jusqu'à t_0, celle-ci se caractérisant par :
  - l'exécution de flux de paiement pour les primes, les coûts et les sinistres ; et
  - les nouvelles évaluations des engagements liés aux sinistres des années précédentes.

Pour faciliter la compréhension des autres désignations à introduire, nous expliquons la notation qui suit :

Au sens de la formule (3), le moment d'attache t_0 ou t_1 est signalé par un indice inférieur. Par exemple, la désignation $BE_{t_1}^{PY}$ ou $BE_{t_1}^{URR}$ implique une actualisation au moment t_1 des valeurs estimatives les meilleures possible des futurs flux de paiement à la date de référence t_1. A la date de référence du SST t_0, toutes les valeurs avec l'indice t_0 sont déjà connues et sont donc traitées comme des valeurs déterministes. Les valeurs ayant l'indice t_1 sont, en revanche, inconnues à l'heure t_0 et sont traitées comme des valeurs stochastiques.

Un indice supérieur précise si un poste est affecté au bilan à la date de référence t_0 ou t_1. Par exemple, $BE_{t_0}^{PY,t_0}$ ou $BE_{t_1}^{PY,t_0}$ désignent le même poste du bilan au moment t_0 mais il est évalué et actualisé respectivement à la date de référence t_0 et t_1. En d'autres termes, la valeur *best estimate* des provisions au moment t_0 peut être subdivisée en une valeur estimative la meilleure possible des flux de paiement $L_{[t_0,t_1]}$ pendant l'année en cours $[t_0, t_1]$ et en une valeur estimative la meilleure possible des provisions encore en suspens au moment t_1, soit : $BE_{t_0}^{PY,t_0} = E\left[\nu_1^{(t_0)} \cdot BE_{t_1}^{PY,t_0} + \sum \nu_{[t_0,t_1]}^{(t_0)} \cdot L_{[t_0,t_1]} | \mathcal{F}_{t_0}\right]$.

L'indice inférieur $[t_0, t_1]$ désigne un moment t quelconque de l'intervalle donné $t_0 \leq t \leq t_1$ pour la valeur estimative la meilleure possible des flux de paiement promis contractuellement. Ceux-ci concernent les primes et les coûts connexes, tels que les commissions de conclusion au début de la période d'un an ou les paiements de sinistres, ou les coûts qui peuvent être affectés à ces paiements.. Les postes *best estimate* correspondants $L_{[t_0,t_1]}$ sont évalués et actualisés au moment du paiement respectif $t \in [t_0, t_1]$. Les flux de paiement $L_{[t_0,t_1]}$ survenus pendant la période d'un an $[t_0, t_1]$ peuvent être cumulés et payés jusqu'au moment t_1, ce qui donne la valeur L_{t_1}.

Les explications ci-après jettent les bases pour déterminer les différentes catégories de risque en relation avec les variations susmentionnées du bilan sur la période d'un an. C'est pourquoi nous utilisons les désignations suivantes qui délimitent les bilans au cours de la période d'un an $[t_0, t_1]$:

I. Bilan au moment t_0: :

- $BE_{t_0}^{PY,t_0} \subset BE_{t_0}$ est la valeur *best estimate* des flux de paiement pour les sinistres des années précédentes survenus jusqu'à t_0 qui concernent les affaires en portefeuille.
- $BE_{t_0}^{URR,t_0} \subset BE_{t_0}$ correspond à la valeur *best estimate* des flux de paiement pour les sinistres futurs survenant après le moment t_0 (*URR*) qui concernent les affaires en portefeuille.

$$BE_{t_0}^{PY,t_0} + BE_{t_0}^{URR,t_0} = BE_{t_0} \quad (8)$$

II. Variations pendant la période $[t_0, t_1]$:

- $BE_{[t_0,t_1]}^{CY}$ équivaut à la valeur *best estimate* des flux de paiement pour les nouveaux sinistres survenant pendant la période $[t_0, t_1]$ et qui, dans la délimitation, correspondent aux primes acquises pendant cette période $[t_0, t_1]$.

- $BE_{[t_0,t_1]}^{CY}$ peut être subdivisé en une part issue des affaires en portefeuille ($BE_{[t_0,t_1]}^{CY,Bestand}$) et en une part issue des nouvelles affaires ($BE_{[t_0,t_1]}^{CY,Neu}$) :

$$BE_{[t_0,t_1]}^{CY,Bestand} + BE_{[t_0,t_1]}^{CY,Neu} = BE_{[t_0,t_1]}^{CY} \tag{9}$$

- $BE_{[t_0,t_1]}^{CY,Bestand}$ est la valeur *best estimate* des nouveaux sinistres qui concernent les primes acquises pendant la période d'un an pour les affaires en portefeuille. Déjà comprise dans le bilan au moment t_0, cette part correspond à celle du poste *URR* dans ce bilan au moment t_0 qui est acquise pendant la période d'un an :

$$BE_{t_0}^{CY,Bestand} \subset BE_{t_0}^{URR,t_0} \subset BE_{t_0} \tag{10}$$

- $L_{[t_0,t_1]}$ reflète les paiements réalisés pendant la période $[t_0, t_1]$, qui correspondent aux versements des provisions $L_{[t_0,t_1]}^{PY}$ et aux paiements pour les nouveaux sinistres $L_{[t_0,t_1]}^{CY}$.

  Dès lors, $L_{t_1}, L_{t_1}^{PY}$ et $L_{t_1}^{CY}$ désignent les flux de paiement réalisés durant $[t_0, t_1]$, et cumulés et rémunérés jusqu'à la date de référence t_1.

III. Bilan au moment t_1 :

- $BE_{t_1}^{PY,t_1} \subset BE_{t_1}$ est la valeur *best estimate* des flux de paiement des sinistres qui surviennent jusqu'à t_1, mais ne sont pas encore versés. *« PY »* se rapporte ici au moment t_1. Cela englobe également la valeur estimative la meilleure possible $BE_{t_1}^{CY}$ du montant final des nouveaux sinistres. La seconde partie de ce poste du bilan est constituée des anciennes provisions issues du bilan de l'année précédente $BE_{t_0}^{PY,t_0}$, après leur liquidation partielle et leur réévaluation dans la période allant jusqu'à t_1. L'espérance mathématique des versements $L_{t_1}^{PY}$ et $L_{t_1}^{CY}$ n'est donc plus comprise dans les postes du bilan $BE_{t_1}^{CY}$ et $BE_{t_1}^{PY,t_0}$.

$$BE_{t_1}^{CY} + BE_{t_1}^{PY,t_0} = BE_{t_1}^{PY,t_1} \subset BE_{t_1} \tag{11}$$

- $BE_{t_1}^{URR,t_1} \subset BE_{t_1}$ est la valeur *best estimate* des flux de paiement contractuels pour les futurs sinistres survenant après le moment t_1. Ces flux de paiement découlent des polices prolongées issues tant des affaires en portefeuille que des nouvelles affaires. L'expression « polices prolongées » désigne les polices dont la période de couverture s'étend au-delà du moment t_1.

$$BE_{t_1}^{URR,t_1} = BE_{t_1}^{URR,t_0} + BE_{t_1}^{URR,Neu} \subset BE_{t_1} \tag{12}$$

  A la valeur *best estimate* des *URR* issue des polices éventuellement prolongées des affaires en portefeuille $BE_{t_1}^{URR,t_0}$ s'ajoute la valeur *best estimate* des *URR* des polices des nouvelles affaires $BE_{t_1}^{URR,Neu}$ qui sont prolongées au moment t_1.

- Le poste $BE_{t_1}^{URR,t_0}$ à la date de référence du bilan t_1 présente la relation suivante avec la valeur *best estimate* des *URR* $BE_{t_0}^{URR,t_0}$ du bilan au moment t_0 :

$$E\left[\nu_1^{(t_0)} \cdot \left(BE_{t_1}^{URR,t_0} + BE_{t_1}^{CY,Bestand} + L_{t_1}^{CY,Bestand}\right) | \mathcal{F}_{t_0}\right] = BE_{t_0}^{URR,t_0} \tag{13}$$

Cette équation montre comment les provisions pour les prestations relatives aux primes non acquises au moment t_0 peuvent être subdivisées en provisions et paiements pour les nouveaux sinistres pendant la période d'un an et en futures prestations après la période d'un an t_1.

- Les engagements d'assurance au moment t_1 se composent donc comme suit :

$$BE_{t_1}^{PY,t_1} + BE_{t_1}^{URR,t_1} = BE_{t_1} \tag{14}$$

La variation de la valeur *best estimate* des engagements d'assurance sur la période d'un an qui est calculée à l'aide de la formule (5) comprend les éléments suivants, si l'on tient compte des flux de paiement exécutés durant cette période :

$$\nu_1^{(t_0)}\left(BE_{t_1} + L_{t_1}\right) - BE_{t_0} \tag{15}$$

De même, la variation des actifs pendant la période d'un an peut être exprimée comme suit :

$$\nu_1^{(t_0)}\left(A_{t_1} + L_{t_1}\right) - A_{t_0} \tag{16}$$

On obtient donc pour l'équation (5) :

$$\begin{aligned} \Delta RTK &= \nu_1^{(t_0)}\left(A_{t_1} + L_{t_1}\right) - A_{t_0} - \left(\nu_1^{(t_0)}\left(BE_{t_1} + L_{t_1}\right) - BE_{t_0}\right) \\ &= \left(\nu_1^{(t_0)} A_{t_1} - A_{t_0}\right) - \left(\nu_1^{(t_0)} BE_{t_1} - BE_{t_0}\right) \end{aligned} \tag{17}$$

Nous nous concentrons ci-après sur la décomposition de la valeur *best estimate* des engagements d'assurance. La notation introduite à la formule (4) et les relations résultant des formules (8) et (14) permettent d'écrire cette variation de la façon suivante :

$$\begin{aligned} \nu_1^{(t_0)}\left(BE_{t_1} + L_{t_1}\right) - BE_{t_0} = \nu_1^{(t_0)} \cdot D^{(t_1)} \cdot \left(BE_{t_1}^{(N),PY,t_1} + BE_{t_1}^{(N),URR,t_1} + L_{t_1}\right) \\ - D^{(t_0)} \cdot \left(BE_{t_0}^{(N),PY,t_0} + BE_{t_0}^{(N),URR,t_0}\right) \end{aligned} \tag{18}$$

Ici et dans les autres représentations, nous renonçons aux indices explicites pour les facteurs d'actualisation $D^{(t)}$ et partons du principe que $D^{(t)}$ est clairement défini par la cadence de paiements de la grandeur de base correspondante $BE_t^{(N)}$.

En appliquant les relations (11), (12), (14) et (9), la formule (18) devient :

$$\begin{aligned}
v_1^{(t_0)}\left(BE_{t_1}+L_{t_1}\right)-BE_{t_0} = {} & v_1^{(t_0)}\cdot D^{(t_1)}\cdot\left(BE_{t_1}^{(N),PY,t_0}+L_{t_1}^{PY}+BE_{t_1}^{(N),CY}+L_{t_1}^{CY}+BE_{t_1}^{(N),URR,t_1}\right)\\
& -D^{(t_0)}\cdot\left(BE_{t_0}^{(N),PY,t_0}+BE_{t_0}^{(N),URR,t_0}\right)\\
& = v_1^{(t_0)}\cdot D^{(t_1)}\cdot\left(BE_{t_1}^{(N),PY,t_0}+L_{t_1}^{PY}+BE_{t_1}^{(N),CY,Bestand}+BE_{t_1}^{(N),CY,Neu}+L_{t_1}^{CY}\right.\\
& \left.+BE_{t_1}^{(N),URR,t_0}+BE_{t_1}^{(N),URR,Neu}\right)\\
& -D^{(t_0)}\cdot\left(BE_{t_0}^{(N),PY,t_0}+BE_{t_0}^{(N),URR,t_0}\right)
\end{aligned} \tag{19}$$

Une réécriture de la formule (19) donne les termes de variations suivants sur la période d'un an :

$$\begin{aligned}
v_1^{(t_0)}\left(BE_{t_1}+L_{t_1}\right)-BE_{t_0} = {} & v_1^{(t_0)}\cdot D^{(t_1)}\cdot\left(BE_{t_1}^{(N),PY,t_0}+L_{t_1}^{PY}\right)-D^{(t_0)}\cdot BE_{t_0}^{(N),PY,t_0}\\
& +v_1^{(t_0)}\cdot D^{(t_1)}\cdot\left(BE_{t_1}^{(N),CY,Bestand}+BE_{t_1}^{(N),CY,Neu}+L_{t_1}^{CY}\right)\\
& +v_1^{(t_0)}\cdot D^{(t_1)}\cdot\left(BE_{t_1}^{(N),URR,t_0}+BE_{t_1}^{(N),URR,Neu}\right)-D^{(t_0)}\cdot BE_{t_0}^{(N),URR,t_0}
\end{aligned} \tag{20}$$

1. La première ligne correspond au risque de provisionnement qui découle de la nouvelle évaluation, au moment t_1, des provisions initiales en t_0, y compris la variation des taux d'intérêt de ce poste du bilan.
2. La deuxième ligne correspond au risque de nouveaux sinistres pour les affaires en portefeuille ainsi que pour les nouvelles affaires qui sont souscrites et acquises durant l'année en cours.
3. La troisième ligne correspond au risque *URR* lié à la nouvelle évaluation des provisions URR initiales en t_0 qui demeurent non acquises au moment t_1, y compris la variation des taux d'intérêt de ce poste du bilan, et à l'URR des nouvelles affaires.

En supposant l'indépendance entre les risques de taux et les risques d'assurance, et en la considérant implicitement dans l'équation (4) de la section 2.1, nous obtenons la décomposition suivante par approximation linéaire à l'espérance mathématique (développement de Taylor de premier ordre) ; l'exemple relatif au risque de provisionnement est présenté :

$$\begin{aligned}
D^{(t_1)}\cdot\left(BE_{t_1}^{(N),PY,t_1}+L_{t_1}^{PY}\right) \approx {} & E\left[D^{(t_1)}\right]\cdot E\left[BE_{t_1}^{(N),PY,t_1}+L_{t_1}^{PY}\right]\\
& +\left(D^{(t_1)}-E\left[D^{(t_1)}\right]\right)\cdot E\left[BE_{t_1}^{(N),PY,t_1}+L_{t_1}^{PY}\right]\\
& +E\left[D^{(t_1)}\right]\cdot\left(BE_{t_1}^{(N),PY,t_1}+L_{t_1}^{PY}-E\left[BE_{t_1}^{(N),PY,t_1}+L_{t_1}^{PY}\right]\right)
\end{aligned} \tag{21}$$

Ici et dans les représentations suivantes, $E[\cdot]$ désigne $E[\,\cdot\,|\mathcal{F}_{t_0}]$, c'est-à-dire l'espérance mathématique conditionnelle aux informations $\mathcal{F}_{t_0}$ disponibles au moment t_0.

$$v_1^{(t_0)}\cdot E\left[D^{(t_1)}\right]\cdot\left(BE_{t_1}^{(N),PY,t_1}+L_{t_1}^{PY}\right)=\frac{1}{1+r_1^{(t_0)}}\cdot E\left[\beta_0\cdot L_{t_1}^{PY}+\sum\nolimits_{j\geq 1}\frac{\beta_j\cdot BE_{t_1}^{(N),PY,t_1}}{\left(1+r_j^{(t_1)}\right)^j}\,\middle|\,\mathcal{F}_{t_0}\right] \tag{22}$$

De plus, le modèle standard suppose que la courbe de taux sans risque attendue à la fin de la période d'un an coïncide avec celle qui correspond aux taux *forward* attendus au moment t_0.

$$E\left[v_j^{(t_1)} \mid \mathcal{F}_{t_0} \right] = E\left[\frac{1}{\left(1+r_j^{(t_1)}\right)^j} \middle| \mathcal{F}_{t_0} \right] \approx \frac{1+r_1^{(t_0)}}{\left(1+r_{j+1}^{(t_0)}\right)^{j+1}} = \frac{v_{j+1}^{(t_0)}}{v_1^{(t_0)}} \tag{23}$$

En d'autres termes, le caractère stochastique de la courbe de taux sur la période d'un an n'est pas pris en compte (lors de la détermination des risques d'assurance), mais il figure dans le modèle des risques de marché :

$$\begin{aligned} v_1^{(t_0)} \cdot E\left[D_{CF}^{(t_1)}\right] &= \frac{1}{1+r_1^{(t_0)}} \cdot E\left[\beta_0 + \textstyle\sum_{j\geq 1} \frac{\beta_j}{\left(1+r_j^{(t_1)}\right)^j} \middle| \mathcal{F}_{t_0} \right] \\ &\approx \frac{1}{1+r_1^{(t_0)}} \cdot \left(\beta_0 + \sum_{j\geq 1} \frac{\left(1+r_1^{(t_0)}\right)\cdot \beta_j}{\left(1+r_{j+1}^{(t_0)}\right)^{j+1}} \right) \\ &= \frac{\beta_0}{1+r_1^{(t_0)}} + \sum_{j\geq 1} \frac{\beta_j}{\left(1+r_{j+1}^{(t_0)}\right)^{j+1}} \\ &= D_{CF}^{(t_0)} \end{aligned} \tag{24}$$

Comme indiqué précédemment, le facteur d'actualisation $D^{(t)}$ dépend de la cadence de paiements correspondante $\{\beta_j\}_{j\geq 0}$. $D^{(t_1)}$ est une variable aléatoire au moment t_0. $D^{(t_0)}$ désigne le facteur d'actualisation connu au début de la période SST avec les taux *spot* au moment t_0 pour la cadence de *cash flow* CF. Nous renonçons de nouveau aux indices explicites pour les facteurs d'actualisation $D^{(t)}$ et partons du principe que $D^{(t)}$ est clairement défini par la cadence de paiements de la grandeur de base correspondante $BE_t^{(N)}$.

En utilisant consécutivement les formules (21) et (24) (et en adaptant ces formules aux termes pour lesquels on veut les employer), il est possible d'appliquer des simplifications à la formule (20) pour les termes correspondants. Ce calcul est présenté pour la variation de la valeur *best estimate* du risque de provisionnement :

$$
\begin{aligned}
\nu_1^{(t_0)} \cdot D^{(t_1)} \cdot \left(BE_{t_1}^{(N),PY,t_0} + L_{t_1}^{PY}\right) - D^{(t_0)} \cdot BE_{t_0}^{(N),PY,t_0} \\
&\approx \nu_1^{(t_0)} \\
&\cdot \left[E\left[D^{(t_1)}\right] \cdot E\left[BE_{t_1}^{(N),PY,t_0} + L_{t_1}^{PY}\right]\right. \\
&+ \left(D^{(t_1)} - E[D^{t_1}]E\left[BE_{t_1}^{(N),PY,t_0} + L_{t_1}^{PY}\right] + E\left[D^{(t_1)}\right]\right. \\
&\left.\left.\cdot \left(BE_{t_1}^{(N),PY,t_0} + L_{t_1}^{PY} - E\left[BE_{t_1}^{(N),PY,t_0} + L_{t_1}^{PY}\right]\right)\right)\right] - D^{(t_0)} \cdot BE_{t_0}^{(N),PY,t_0} \\
&= D^{(t_0)} \cdot E\left[BE_{t_1}^{(N),PY,t_0} + L_{t_1}^{PY}\right] + \left(\nu_1^{(t_0)} \cdot D^{(t_1)} - D^{(t_0)}\right) \cdot E\left[BE_{t_1}^{(N),PY,t_0} + L_{t_1}^{PY}\right] \\
&+ D^{(t_0)} \cdot \left(BE_{t_1}^{(N),PY,t_0} + L_{t_1}^{PY} - E\left[BE_{t_1}^{(N),PY,t_0} + L_{t_1}^{PY}\right]\right) - D^{(t_0)} \cdot BE_{t_0}^{(N),PY,t_0} \\
&= \left(\nu_1^{(t_0)} \cdot D^{(t_1)} - D^{(t_0)}\right) \cdot E\left[BE_{t_1}^{(N),PY,t_0} + L_{t_1}^{PY}\right] \\
&+ D^{(t_0)} \cdot \left(BE_{t_1}^{(N),PY,t_0} + L_{t_1}^{PY} - E\left[BE_{t_1}^{(N),PY,t_0} + L_{t_1}^{PY}\right]\right)\Big]
\end{aligned} \tag{25}
$$

La dernière étape découle de la propriété du résultat de liquidation des provisions pour sinistres (cf. également la section 3.5.1) :

$$
D^{(t_0)} \cdot E\left[BE_{t_1}^{(N),PY,t_0} + L_{t_1}^{PY} - BE_{t_0}^{(N),PY,t_0}\right] = 0 \tag{26}
$$

$$
D^{(t_0)} \cdot E\left[BE_{t_1}^{(N),PY,t_0} + L_{t_1}^{PY}\right] = D^{(t_0)} \cdot BE_{t_0}^{(N),PY,t_0} \tag{27}
$$

Remarque : en raison de la propriété énoncée aux équations (26) et (27), les provisions $BE_{t_0}^{PY,t_0}$ servent de grandeur de base pour modéliser le risque de taux et le risque de provisionnement.

Au sens de la formule (13), la propriété suivante s'applique à la variation consécutive à la réévaluation des prestations pour les affaires non acquises :

$$
D^{(t_0)} \cdot E\left[BE_{t_1}^{(N),URR,t_0} + BE_{t_1}^{(N),CY,Bestand} + L_{t_1}^{CY,Bestand} - BE_{t_0}^{(N),URR,t_0}\right] = 0 \tag{28}
$$

$$
D^{(t_0)} \cdot E\left[BE_{t_1}^{(N),URR,t_0} + BE_{t_1}^{(N),CY,Bestand} + L_{t_1}^{CY,Bestand}\right] = D^{(t_0)} \cdot BE_{t_0}^{(N),URR,t_0} \tag{29}
$$

Il en ressort, en particulier pour les relations (12) et (29) :

$$
\begin{aligned}
D^{(t_0)} \cdot E\left[BE_{t_1}^{(N),URR,t_1}\right] - D^{(t_0)} \cdot BE_{t_0}^{(N),URR,t_0} \\
&= D^{(t_0)} \cdot E\left[BE_{t_1}^{(N),URR,t_0} + BE_{t_1}^{(N),URR,Neu}\right] \\
&- D^{(t_0)} \cdot E\left[BE_{t_1}^{(N),URR,t_0} + BE_{t_1}^{(N),CY,Bestand} + L_{t_1}^{CY,Bestand}\right] \\
&= D^{(t_0)} \cdot E\left[BE_{t_1}^{(N),URR,Neu} - BE_{t_1}^{(N),CY,Bestand} - L_{t_1}^{CY,Bestand}\right]
\end{aligned} \tag{30}
$$

Le résultat attendu pendant l'exercice SST résulte de la formule (30) et des nouveaux sinistres :

$$
\begin{aligned}
D^{(t_0)} \cdot E\left[BE_{t_1}^{(N),URR,t_1}\right] - D^{(t_0)} \cdot BE_{t_0}^{(N),URR,t_0} + D^{(t_0)} \cdot E\left[BE_{t_1}^{(N),CY} + L_{t_1}^{CY}\right] \\
&= D^{(t_0)} \cdot E\left[BE_{t_1}^{(N),URR,Neu} - BE_{t_1}^{(N),CY,Bestand} - L_{t_1}^{CY,Bestand} + BE_{t_1}^{(N),CY} + L_{t_1}^{CY}\right] \\
&= D^{(t_0)} \cdot E\left[BE_{t_1}^{(N),URR,Neu} + BE_{t_1}^{(N),CY,Neu} + L_{t_1}^{CY,Neu}\right] = D^{(t_0)} \cdot E\left[BE_{t_1}^{(N),Neu} + L_{t_1}^{CY,Neu}\right]
\end{aligned} \tag{31}
$$

En utilisant les notations et dénominations introduites précédemment, la variation de la valeur *best estimate* des engagements d'assurance sur la période d'un an se décompose comme suit :

$$
\begin{aligned}
&v_1^{(t_0)} BE_{t_1} - BE_{t_0} \\
&\qquad \approx \left(\frac{D^{(t_1)}}{1 + r_1^{(t_0)}} - D^{(t_0)} \right) \cdot E\left[BE_{t_1}^{(N),PY,t_0} + L_{t_1}^{PY} \right] \\
&\qquad + \left(\frac{D^{(t_1)}}{1 + r_1^{(t_0)}} - D^{(t_0)} \right) \cdot E\left[BE_{t_1}^{(N),CY} + L_{t_1}^{CY} \right] \\
&\qquad + \left(\frac{D^{(t_1)}}{1 + r_1^{(t_0)}} - D^{(t_0)} \right) \cdot E\left[BE_{t_1}^{(N),URR,t_1} \right] \\
&\qquad + D^{(t_0)} \cdot \left(BE_{t_1}^{(N),PY,t_0} + L_{t_1}^{PY} - E\left[BE_{t_1}^{(N),PY,t_0} + L_{t_1}^{PY} \right] \right) \\
&\qquad + D^{(t_0)} \cdot E\left[BE_{t_1}^{(N),Neu} + L_{t_1}^{Neu} \right] \\
&\qquad + D^{(t_0)} \cdot \left(BE_{t_1}^{(N),CY} + L_{t_1}^{CY} - E\left[BE_{t_1}^{(N),CY} + L_{t_1}^{CY} \right] \right) \\
&\qquad + D^{(t_0)} \cdot \left(BE_{t_1}^{(N),URR,t_1} - E\left[BE_{t_1}^{(N),URR,t_1} \right] \right)
\end{aligned} \tag{32}
$$

Les trois premières lignes de cette formule correspondent au risque de taux, et les autres, respectivement, au risque de provisionnement, au résultat d'assurance attendu des nouvelles affaires, au risque de nouveaux sinistres et au risque URR. Pour comprendre le risque de taux dans cette formule, il faut garder à l'esprit que le facteur d'actualisation $D^{(t_1)}$ est calculé sur la base de la courbe de taux au moment t_1 et constitue donc une grandeur stochastique, alors que le facteur d'actualisation $D^{(t_0)}$ est déterminé grâce à la courbe des taux disponible au moment t_0 et est donc une valeur déterministe. La cadence de paiements sous-jacente est définie par la grandeur de base correspondante.

Pour représenter les nouvelles affaires, on part du principe que l'entreprise d'assurance respecte sa propre planification des affaires au sens de l'art. 2 al. 1 OS-FINMA. Si le volume et la composition du portefeuille restent stables au fil des ans, on peut supposer que l'ampleur des nouvelles affaires correspond à celle des affaires acquises sur la période d'un an $[t_0, t_1]$:

$$
E\left[BE_{t_1}^{(N),Neu} + L_{t_1}^{Neu} \right] = E\left[BE_{t_1}^{(N),CY} + L_{t_1}^{CY} \right] \tag{33}
$$

Si l'on applique cette hypothèse de stationnarité, la formule (32) devient :

$$
\begin{aligned}
& v_1^{(t_0)} BE_{t_1} - BE_{t_0} \\
& \approx \left(\frac{D^{(t_1)}}{1+r_1^{(t_0)}} - D^{(t_0)}\right) \cdot E\left[BE_{t_1}^{(N),PY,t_0} + L_{t_1}^{PY}\right] \\
& + \left(\frac{D^{(t_1)}}{1+r_1^{(t_0)}} - D^{(t_0)}\right) \cdot E\left[BE_{t_1}^{(N),CY} + L_{t_1}^{CY}\right] + \left(\frac{D^{(t_1)}}{1+r_1^{(t_0)}} - D^{(t_0)}\right) \cdot E\left[BE_{t_1}^{(N),URR,t_1}\right] \\
& + D^{(t_0)} \cdot \left(BE_{t_1}^{(N),PY,t_0} + L_{t_1}^{PY} - E\left[BE_{t_1}^{(N),PY,t_0} + L_{t_1}^{PY}\right]\right) \\
& + D^{(t_0)} \cdot E\left[BE_{t_1}^{(N),CY} + L_{t_1}^{CY}\right] \\
& + D^{(t_0)} \cdot \left(BE_{t_1}^{(N),CY} + L_{t_1}^{CY} - E\left[BE_{t_1}^{(N),CY} + L_{t_1}^{CY}\right]\right) \\
& + D^{(t_0)} \cdot \left(BE_{t_1}^{(N),URR,t_1} - E\left[BE_{t_1}^{(N),URR,t_1}\right]\right)
\end{aligned}
\tag{34}
$$

Cette représentation comprend les composantes suivantes du capital risque sur une année :

- les risques de taux pour les meilleurs estimateurs possibles des provisions, des sinistres *CY* et de l'*URR* au moment t_0 (deux premières lignes de la formule (34)) ;
- le risque de provisionnement (troisième ligne de la formule (34)) ;
- le résultat d'assurance attendu (quatrième ligne de la formule (34)) ;
- le risque de nouveaux sinistres (cinquième ligne de la formule (34)) ; et
- le risque URR (sixième ligne de la formule (34)).

Les risques d'assurance, le résultat d'assurance attendu et une partie du risque de marché sont ainsi couverts en tant que composantes du capital cible.

2.3.3 Postes spécifiques à l'assurance dommages dans le bilan SST

Notamment les postes suivants du bilan SST sont affectés à l'assurance dommages :

Numéro au bilan SST	Numéro de compte statutaire	Nom du poste au bilan	Remarques
Actifs : 1.6 Part des réassureurs dans les provisions techniques			
95)	106 201 000	Assurance directe : assurance dommages	Total des positions 96) – 98)
96)		*Assurance directe : assurance dommages – affaires acquises*	Les créances sur les réassureurs relatives aux

Numéro au bilan SST	Numéro de compte statutaire	Nom du poste au bilan	Remarques
			affaires acquises sont saisies ici.
97)		*Assurance directe : assurance dommages – affaires non acquises*	Les créances sur les réassureurs relatives aux affaires non acquises $BE_{t_0}^{URR,t_0}$ de l'assurance directe sont saisies ici.
98)	-	*Part des réassureurs (dommages) dans le fonds d'excédents*	
99)	106 202 000	Assurance directe : assurance-maladie	Il convient notamment ici d'indiquer la part des provisions cédées en lien avec les affaires maladie si, pour cause de faible matérialité, elles sont modélisées dans le modèle dommages.
100)	-	*dont part des réassureurs (maladie) dans le fonds d'excédents*	
101)	106'203'000	Réassurance active : assurance dommages	Total des positions 102) – 103)
102)		Réassurance active (dommages) : affaires acquises	Il convient notamment ici d'indiquer la part des provisions rétrocédées en lien avec la réassurance active pour les affaires acquises.
103)		Assurance directe (dommages) : affaires non acquises	Notamment part du réassureur aux *URR* au moment $t = 0$
Actifs : 1.10 Créances nées d'opérations d'assurance			
113)	110 100 000	Créances sur les preneurs d'assurance et intermédiaires d'assurance	Notamment paiements de primes non recouvrés

Numéro au bilan SST	Numéro de compte statutaire	Nom du poste au bilan	Remarques
114)	110 200 000	Créances sur des compagnies d'assurance et de réassurance	Total des positions 115) – 117)
115)	110 200 100	*Créances sur des compagnies d'assurance : cédées*	
116)	110 200 200	*Créances sur des compagnies d'assurance : acceptées*	Notamment paiements de primes non recouvrés pour la réassurance active
117)	110'200'300	*Créances sur des compagnies d'assurance : autres*	
Passifs : 2.1 Valeur estimative la meilleure possible des engagements d'assurance : brute			
143)	201 201 000	**Assurance directe : assurance dommages**	BE_{t_0}, total des positions 144) et 146) – 150)
144)		Best estimate des engagements d'assurance (dommages) : brut – affaires acquises	Notamment les provisions pour sinistres pour les affaires déjà acquises, $BE_{t_0}^{PY,t_0}$
145)	-	*dont best estimate des engagements du portefeuille LAA*	Inclut le fonds de renchérissement à la fin de la liquidation
146)		Best estimate des engagements d'assurance (dommages) : brut – affaires non acquises	Valeur *best estimate* des prestations concernant des affaires non encore acquises, $BE_{t_0}^{URR,t_0}$
147)	-	Provisions de fluctuation et autres provisions statutaires (dommages) : brutes	Habituellement égales à zéro dans le SST
148)		Best estimate des autres engagements d'assurance (dommages) : brut	
149)		Provisions pour participations aux excédents	Si des participations correspondantes existent,

Numéro au bilan SST	Numéro de compte statutaire	Nom du poste au bilan	Remarques
		contractuels (dommages) : brutes	elles doivent faire l'objet d'explications dans le rapport SST.
150)	201'260'100	Provisions pour fonds d'excédents (dommages) : bruts	Si des provisions correspondantes existent, elles doivent faire l'objet d'explications dans le rapport SST.
151)	201'203'000	**Réassurance active :assurance dommages**	La réassurance active doit être présentée séparément dans le bilan SST (BE_{t_0}). Addition des positions 152) à 154)
152)		Réassurance active : best estimate des engagements d'assurance (dommages) – affaires acquises	$BE_{t_0}^{PY,t\_0}$
153)		Réassurance active : best estimate des engagements d'assurance (dommages) – affaires non acquises	$BE_{t}^{URR,t}$
154)		Réassurance active : best estimate des autres engagements d'assurance (dommages)	Si des provisions correspondantes existent, elles doivent faire l'objet d'explications dans le rapport SST.
155)	201'202'000	**Assurance directe : affaires d'assurance maladie**	Dans tous les cas, le portefeuille d'assurance-maladie doit être présenté séparément dans le bilan SST (BE_t). Il est calculé en faisant la somme des positions suivantes
156)	-	Best estimate des engagements d'assurance (maladie) : brut – affaires acquises	$BE_{t_0}^{PY,t_0}$, total des positions 157) – 158)
157)	-	*Best estimate des engagements d'assurance maladie individuelle (ADISD02100 -*	$BE_{t_0}^{PY,t_0}$, affaires acquises

Numéro au bilan SST	Numéro de compte statutaire	Nom du poste au bilan	Remarques
		ADISD02400) : brut	maladie individuelle
158)	-	*Best estimate des engagements d'assurance collective indemnités journalières (ADISD02500) : brut*	$BE_{t_0}^{PY,t_0}$, affaires acquises collective indemnités journalières
159)		Best estimate des engagements viagers (maladie) (ADISD02100 - ADISD02400) : brut	$BE_{t_0}^{URR,t_0}$, affaires non acquises maladie individuelle
160)		Best estimate des affaires non acquises collective indemnités journalières (ADISD02500) : brut	$BE_{t_0}^{URR,t_0}$, affaires non acquises collective indemnités journalières

3 Modèle SST pour l'assurance dommages

3.1 Périmètre du modèle standard

Dans les aperçus suivants, les domaines indiqués en bleu foncé sont ceux qui sont couverts par le modèle standard pour l'assurance dommages.

Les parties en bleu clair comprennent en revanche des domaines qui pourraient être nécessaires pour déterminer le risque d'assurance dommages, mais qui ne sont pas représentés explicitement dans le modèle standard ou alors uniquement grâce à des adaptations. Cela concerne particulièrement la réassurance active et certains risques de catastrophes naturelles.

En sus les composantes actuarielles du montant minimum font partie du périmètre. Le risque d'assurance impacte la valeur conforme au marché des engagements au travers du montant minimum.

Les risques relevant du Pool suisse pour les dommages naturels sont représentés dans le modèle standard. En ce qui concerne les affaires suisses, il est par ailleurs possible de représenter dans le cadre de la modélisation des sinistres événementiels les risques de catastrophes naturelles pour d'autres assurances de choses, ainsi que pour la casco des véhicules à moteur et l'assurance-accidents.

Tableau 3-1 Composition usuelle du capital cible

<table>
<tr><td colspan="8">Capital cible
$ES_{\alpha}[\Delta CPR]$</td></tr>
<tr><td>Risques de marché</td><td colspan="2">Risques de crédit</td><td colspan="4">Risques d'assurance</td><td>Scénarios complémentaires</td></tr>
<tr><td></td><td>Placements de capitaux</td><td>Réassurance passive / rétro</td><td>Vie</td><td>Maladie</td><td>Réassurance active</td><td>Assurance dommages</td><td></td></tr>
</table>

Tableau 3-2 Composition des risques d'assurance dans l'assurance dommages

<table>
<tr><td colspan="5">Risques d'assurance dans l'assurance dommages (modèle standard)</td></tr>
<tr><td>Risques *PY*</td><td colspan="3">Risques *CY*</td><td>Risques *URR*</td></tr>
<tr><td></td><td>Sinistres ordinaires</td><td>Grands sinistres</td><td>Risques de catastrophes naturelles</td><td></td></tr>
</table>

Tableau 3-3 Composition des risques de catastrophes naturelles

<table>
<tr><td colspan="5">Risques de catastrophes naturelles</td></tr>
<tr><td colspan="4">Dangers nationaux</td><td>Dangers internationaux</td></tr>
<tr><td colspan="2">Neuf dangers dans le pool DN (Suisse) :
Hautes eaux, inondation, tempête, grêle, avalanches, pression de la neige, éboulements de rochers, chutes de pierres et glissements de terrain.</td><td>Grêle Suisse</td><td>Tremblements de terre Suisse
(modèle interne ou adaptations du modèle standard ou scénario)</td><td>Par ex. vents tempétueux en Europe, ouragans aux Etats-Unis, tremblements de terre au Japon, etc.
(modèle interne ou adaptations du modèle standard ou scénarios)</td></tr>
<tr><td>Assurance choses (assurance DN)</td><td>Autres branches (« autres dommages naturels »)</td><td>Sinistres événementiels (CVM)</td><td>Toutes branches</td><td>Toutes branches</td></tr>
</table>

3.2 Hypothèses

Le modèle standard pour l'assurance dommages est fondé sur les hypothèses suivantes, dont certaines sont des simplifications destinées à faciliter la modélisation :

1. La modélisation des risques et de leurs paramètres s'appuient sur les années de survenance des sinistres.
2. Les risques de taux inhérents à l'actualisation des *cash flows* des affaires d'assurance sont indépendants des risques d'assurance de ces *cash flows*. Ces risques de taux sont représentés dans le modèle de risques de marché. L'actualisation dans le modèle de risques d'assurance est réalisée au moyen d'une courbe de taux sans risque déterministe.
3. Les primes, les frais d'exploitation et d'administration (y compris frais généraux et frais de conclusion fixes), ainsi que les participations aux excédents ne sont pas modélisés de manière stochastique et ne sont pas actualisés.
4. Les frais de gestion des sinistres (*ALAE*[5], *ULAE*[6]) et les commissionnements dépendants des sinistres doivent être pris en compte dans les valeurs *best estimate* des charges de sinistre pour le risque *PY*, le risque *CY* et le risque *URR* et modélisés de façon stochastique.
5. Les cadences de liquidation pour les sinistres *CY*, *PY* ou *URR* ne sont pas modélisées de manière stochastique. Cela concerne tant la durée de la liquidation que les progressions incrémentielles en pourcentage des valeurs *best estimate*. Les paiements d'une année sont supposés être exécutés le 31 décembre.
6. Le risque de provisionnement et le risque de nouveaux sinistres ordinaires sont modélisés sur la base des sinistres annuels.
7. On suppose une distribution log-normale pour le risque agrégé de provisionnement, le risque CY de sinistres ordinaires et le risque *URR*, en tenant compte de la dépendance entre ces catégories de risque (cf. également 3.9.1).
8. L'hypothèse d'une indépendance mutuelle entre les autres catégories de risque est retenue (cf. section 3.8).
9. Pour ce qui est du montant minimum, les différentes catégories de risque sont agrégées de manière comonotone (cf. section 3.10).

3.3 Modélisation brute, modélisation nette

Dans le modèle standard pour l'assurance dommages, la modélisation doit généralement se faire sur une base nette après réassurance (sortante) passive, car cela correspond à une vision économique plus réaliste d'une entreprise, qui tient compte de l'ensemble des prétentions et engagements contractuels. La modélisation peut toutefois être réalisée sur une base brute, notamment si cela n'entraîne aucune sous-estimation du capital cible. La base (brute ou nette) choisie s'applique également au calcul du montant minimum.

[5] *ALAE – allocated loss adjustment expenses ;* frais de gestion des sinistres assignés

[6] *ULAE – unallocated loss adjustment expenses ;* frais de gestion des sinistres non assignés

Le risque de défaillance envers les réassureurs, c'est-à-dire le risque d'une défaillance de la réassurance existante pour l'ensemble des dommages cédés (sinistres *URR*, *CY* et *PY*), doit être pris en compte dans le calcul sur une base nette dans le modèle standard risques de crédit.

3.4 Corrélations

Des événements qui affectent le montant des sinistres de plusieurs années de survenance ou de plusieurs branches d'assurance sont susceptibles de se produire sur la période d'un an.

Ils englobent les influences extérieures qui affectent l'ensemble du marché, telles que l'inflation, la modification des conditions-cadres légales, les évolutions du contexte économique, les changements de comportement des clients (par ex. recours accru aux prestations d'assurance) et la concurrence (comportement cyclique du marché), ainsi que les influences propres à une entreprise, telles que les adaptations des processus de règlement des sinistres, de fixation des prix ou de provisionnement. Cette énumération des éventuelles causes de dépendance n'est pas exhaustive.

En général, on opère une distinction entre une corrélation normale et une dépendance de queue *(tail dependency)*. Cette dernière désigne une dépendance accrue lors de la survenance d'événements extrêmes, tels que l'impact de catastrophes sur les marchés financiers (par ex. pandémie, cyberattaque sur le plan mondial ou catastrophe naturelle). Tous ces événements pourraient affecter non seulement le risque d'assurance, mais également et de manière simultanée les risques de marché et ceux de crédit.

Le modèle standard pour l'assurance dommages exprime les corrélations tant entre les branches d'assurance qu'entre le risque de provisionnement et celui de nouveaux sinistres ordinaires. Il ne tient pas compte du fait qu'une recrudescence des grands sinistres pourrait être observée si le nombre de sinistres ordinaires augmentait. Actuellement, les grands sinistres des différentes branches d'assurance sont considérés comme indépendants. La modélisation de l'assurance pour les dommages naturels (DN-OS et pool DN) et des autres dommages naturels fait exception.

Le modèle standard renonce à exprimer la dépendance de queue. En cas de besoin, celle-ci pourrait toutefois être prise en compte dans des scénarios spécifiques aux entreprises en les agrégeant au capital risque sur une année. Cela permet également de représenter l'impact simultané sur le risque de marché et le risque d'assurance. Au demeurant, nous renvoyons à la description technique des scénarios SST.

3.5 Risque de provisionnement (sinistres *PY*)

3.5.1 Principes

La FINMA a détaillé sa pratique concernant les exigences légales relatives aux provisions selon l'art. 16 LSA et les art. 54 et 69 OS (pour l'assurance dommages) dans les art. 42, 45, 48 – 51 OS-FINMA.

Les provisions, y compris les frais de gestion des sinistres ALAE et ULAE, sont prises en compte dans la modélisation du risque pour toutes les branches d'assurance (LAA comprise) au sens de la Circ.-FINMA 08/42.

La valeur *best estimate* des provisions à une date de référence t peut être exprimée comme la différence entre la valeur *best estimate* de la charge globale des sinistres selon les informations correspondantes disponibles à cette date, et les sinistres déjà réglés à cette même date.

Pour ce faire, nous avons besoin des notations suivantes :

- $\{X_{i,j}\}_{0\le i\le I, 0\le j\le J}$ désigne les paiements de sinistres (incrémentiels) relatifs à la somme des sinistres individuels de l'année de liquidation j qui concernent l'année de survenance i, J correspondant à l'année de liquidation finale et I au nombre d'années de survenance observées. Soit les frais *ALAE*[7] figurent déjà dans les paiements de sinistres, soit ils sont mentionnés séparément. L'année de liquidation j est définie par rapport à l'année de survenance i.
- $\{R_{i,j}\}_{0\le i\le I, 0\le j\le J}$ désigne les provisions relatives à la somme des sinistres individuels déjà connus durant l'année de liquidation j pour l'année de survenance i. En général, ces provisions sont fixées par les gestionnaires de sinistres en tant qu'estimations d'experts sur la base des directives prédéfinies d'une entreprise pour le traitement des sinistres. Elles sont régulièrement adaptées en cas de versements ou d'autres modifications du montant du sinistre. En revanche, la valeur *best estimate* des provisions $BE(R_{i,j})$ est déterminée grâce à des méthodes d'évaluation actuarielles en s'appuyant sur les hypothèses de certains modèles stochastiques. Elle sert principalement à calculer les *IBNER*[8] et *IBNR*[9].
- $\{Z_{i,j} = \sum_{k=0}^{j} X_{i,k}\}_{0\le i\le I, 0\le j\le J}$ désigne les paiements de sinistres cumulatifs pour l'année de survenance i jusqu'à la fin de l'année de liquidation j.
- $\{S_{i,j} = \sum_{k=0}^{j} X_{i,k} + R_{i,j}\}_{0\le i\le I, 0\le j\le J}$ désigne les charges de sinistres cumulatives pour l'année de survenance i jusqu'à la fin de l'année de liquidation j.
- $\{U_{i,J} = \sum_{k=0}^{J} X_{i,k}\}_{0\le i\le I}$ désigne le montant réel final des sinistres des années de survenance i jusqu'à l'année de liquidation finale J.

Les données observées peuvent être présentées sous la forme d'un triangle de liquidation $\mathcal{D} = \{X_{i,j}\}_{0\le i\le I, 0\le j< I-i}$. A cet égard, la durée finale de la liquidation $J+1$ peut être plus courte, plus longue ou égale au nombre d'années de liquidation $I+1$ observées dans ce triangle. Si $J < I$, alors $X_{i,j} = 0$ pour les années de liquidation $j = J+1, \dots, I, \dots, \infty$.

[7] *ALAE – allocated loss adjustment expenses* ; frais de gestion des sinistres imputés

[8] *IBNER – incurred but not enough reserved* ; sinistres survenus, mais pas suffisamment provisionnés

[9] *IBNR – incurred but not reported* ; sinistres survenus, mais pas encore déclarés

$i \backslash j$	0	1	$\cdots$	$I-i$	$\cdots$	$I-1$	I
0	$X_{0,0}$	$X_{0,1}$	$\cdots$	$X_{0,I-i}$	$\cdots$	$X_{0,I-1}$	$X_{0,I}$
1	$X_{1,0}$	$X_{1,1}$		$X_{0,I-i}$		$X_{1,I-1}$	
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$		$\vdots$			
i	$X_{i,0}$	$X_{i,1}$	$\cdots$	$X_{i,I-i}$			
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$					
$I-1$	$X_{I-1,0}$	$X_{I-1,1}$					
I	$X_{I,0}$						

A partir de ce triangle de liquidation, il est également possible de constituer le triangle avec les charges de sinistres cumulées $S_{i,j}$ en tenant compte des provisions des collaborateurs spécialisés chargés des dommages $R_{i,j}$. En outre, $\mathcal{D}$ représente l'ensemble des informations de liquidation sur les dommages historiques.

$\left\{\widehat{U}_{i,J} \mid \mathcal{D}\right\}_{0\le i\le I, 0\le j\le I}$ désigne les estimateurs des montants finaux des sinistres $U_{i,J}$ d'après les informations disponibles dans le triangle de liquidation $\mathcal{D}$. Ces estimateurs ne comprennent encore aucune majoration pour les frais ULAE, car ces données ne font pas partie des triangles de liquidation. Cet élément de l'estimation *best estimate* doit donc être calculé séparément.

Si la relation $I \ge J$ s'applique, la liquidation complète des sinistres est décrite par les informations des triangles de liquidation. Si $J > I$, la liquidation future doit être extrapolée grâce aux estimations de queue *(tail estimation)*. Le modèle standard ne comprend actuellement aucune indication explicite sur l'extrapolation. Nous renvoyons en l'espèce aux nombreuses publications correspondantes.

Nous supposons au moment t_0 qu'il y a $I+1$ années de survenance observées que nous désignons par $i = 0, \dots, t_0 = I$, t_0 correspondant à la fin de l'année de survenance I. Dans ce contexte, $t_0 = I > 0$ et $t_1 = I + 1$. La valeur *best estimate* des provisions $BE_{t_0}^{(N),PY,t_0}$ au moment t_0 est calculée comme suit :

$$BE_{t_0}^{(N),PY,t_0} = \sum_{i=0}^{t_0} \left(BE^{(N)}\left(\widehat{U}_{i,J} \mid S_{i,j} \wedge Z_{i,j}, 0 \le i \le t_0, 0 \le j \le t_0 - i\right) - Z_{i,t_0-i} \right) \tag{35}$$

Les futurs paiements de sinistres incrémentiels $\widehat{X}_{t_0+j}^{(t_0)} = \left\{\sum_{i=0}^{t_0} \widehat{X}_{i,t_0-i+j}\right\}_{1\le j\le J}$, dont la projection s'appuie sur les triangles de liquidation, permettent de déterminer la cadence de paiements attendue $\left\{\beta_{t_0+j}^{PY} = \widehat{X}_{t_0+j}^{(t_0)} / BE_{t_0}^{(N),PY,t_0}\right\}_{j\ge 0}$. On notera que les futurs paiements incrémentiels $\widehat{X}_{i,k} = 0$ si $k > J$. Le facteur d'actualisation $D^{(t_0)}$ peut alors être calculé comme suit à l'aide des taux d'intérêt sans risque :

$$D^{(t_0)} = \sum_{j\ge 0} \beta_{t_0+j}^{PY} \cdot \left(1 + r_j^{(t_0)}\right)^{-j} = \sum_{j\ge 0} \beta_{t_0+j}^{PY} \cdot v_j^{(t_0)} \tag{36}$$

On obtient alors la valeur *best estimate* actualisée des provisions $BE_{t_0}^{PY,t_0}$ par multiplication par le facteur d'actualisation $D^{(t_0)}$:

$$BE_{t_0}^{PY,t_0} = D^{(t_0)} \cdot BE_{t_0}^{(N),PY,t_0} \tag{37}$$

Au moment $t_1 = I + 1$, la valeur *best estimate* attendue des provisions pour les années précédentes jusqu'à $t_0 = I$ résulte des paiements de sinistres pendant la période d'un an $[t_0, t_1]$ et de la nouvelle évaluation des provisions restantes au moment t_1 :

$$\begin{aligned} E\left[BE_{t_1}^{(N),PY,t_0}\right] &:= BE_{t_0}^{(N),PY,t_0} - E\left[L_{t_1}^{(N),PY}\right] \\ &= \sum_{i=0}^{t_0} \left(BE^{(N)}(\widehat{U}_{i,J} \mid S_{i,j} \wedge Z_{i,j}, 0 \leq i \leq t_0, 0 \leq j \leq t_0 + 1 - i \right) - Z_{i,t_0+1-i}) \end{aligned} \tag{38}$$

A cet égard, les paiements de sinistres $L_{[t_0,t_1]}^{(N),PY}$ de l'année civile $[t_0, t_1]$ sont définis par la somme

$$E\left[L_{t_1}^{(N),PY}\right] := \sum_{i=0}^{t_0} BE^{(N)}\left(Z_{i,t_0+1-i} - Z_{i,t_0-i}\right) = \sum_{i=0}^{t_0} BE^{(N)}\left(X_{i,t_1-i}\right) \tag{39}$$

et la valeur *best estimate* réévaluée des provisions restantes constitue, d'après la décomposition du bilan à la formule (11), la part suivante de l'ensemble des provisions du bilan au moment t_1 :

$$BE_{t_1}^{PY,t_0} \subset BE_{t_1}^{PY,t_1} \subset BE_{t_1} \tag{40}$$

L'actualisation à l'aide des taux sans risque au moment t_1 intervient de manière identique au moment t_0.

$$BE_{t_1}^{PY,t_0} = D^{(t_1)} \cdot BE_{t_1}^{(N),PY,t_0} \tag{41}$$

Le résultat de liquidation CDR_{t_1} *(claims development result)* est défini par :

$$\begin{aligned} CDR_{t_1} &= BE_{t_0}^{PY,t_0} - \nu_1^{(t_0)} \cdot \left(L_{[t_1]}^{PY} + BE_{t_1}^{PY,t_0}\right) \\ &= D^{(t_0)} \cdot BE_{t_0}^{(N),PY,t_0} - \nu_1^{(t_0)} D^{(t_1)} \cdot \left(L_{t_1}^{(N),PY} + BE_{t_1}^{(N),PY,t_0}\right) \\ &\approx D^{(t_0)} \cdot \left(BE_{t_0}^{(N),PY,t_0} - \left(L_{t_1}^{(N),PY} + BE_{t_1}^{PY,t_0}\right)\right) \end{aligned} \tag{42}$$

la dernière approximation correspondant à l'expression présentée respectivement à la formule (32) et (34), section 2.3.

On utilise à cet égard la propriété suivante du résultat de liquidation, à savoir que les provisions correspondent, au moment t_0, à l'estimateur *best estimate* des futurs flux de paiement nominaux à attendre. En d'autres termes, on ne table ni sur des gains, ni sur des pertes de liquidation :

$$E\left[CDR_{t_1}^{(N)}\right] = E[BE_{t_0}^{(N),PY,t_0} - L_{t_1}^{(N),PY} - BE_{t_1}^{(N),PY,t_0}] = 0 \tag{43}$$

La formule (43) se rapporte explicitement aux valeurs non actualisées.

Le calcul de la valeur *best estimate* des provisions est toutefois entaché de plusieurs incertitudes, de sorte qu'un écart avec l'espérance mathématique est possible et une correction est nécessaire à la fin de la période d'un an. Cette incertitude est modélisée dans le risque de provisionnement.

Ce calcul dépend du modèle stochastique sélectionné et, dès lors, de la méthode de provisionnement retenue (Chain-Ladder, Bornhuetter Ferguson, etc.) ainsi que des données sur lesquelles s'appuie la projection (par ex. sinistres payés et charges de sinistres ou nombre de sinistres et montant moyen des sinistres, ainsi que le choix de mesures d'exposition appropriées). Aucune prescription explicite n'est formulée en la matière, mais il importe qu'une méthode adéquate soit choisie pour les affaires concernées.

Dans le modèle standard, la quantification de ces incertitudes lors du calcul est subdivisée en erreur aléatoire, erreur de paramètre et erreur de modélisation, comme indiqué à l'annexe 6.10.

La formule suivante s'applique à la modélisation du résultat de liquidation $CDR_{t_1}^{(N)}$, $\mathcal{D}$ étant la σ–algèbre des informations disponibles au moment t_0 (triangles de liquidation) et $\widehat{CDR}_{t_1}^{(N)}$, l'estimateur du résultat de liquidation $\mathcal{D}$-mesurable :

$$Var\left(CDR_{t_1}^{(N)}\right) = \tau_{zufall}^2 + \tau_{param}^2 + \tau_{modell}^2 \tag{44}$$

1. Pour déterminer le risque aléatoire, il faut calculer l'erreur aléatoire τ_{zufall}^2, également appelée erreur de processus. On désigne ainsi l'incertitude stochastique qui découle des données $\mathcal{D}$, c'est-à-dire la variation aléatoire attendue autour de l'espérance mathématique du montant final des sinistres.

2. Les incertitudes inhérentes aux estimations des paramètres des méthodes d'évaluation choisies pour l'estimateur non biaisé du résultat de liquidation $\widehat{CDR}_{t_1}^{(N)}$ sont désignées par l'erreur de paramètre τ_{param}^2. Il s'agit en d'autres termes des erreurs d'estimation de la vraie espérance mathématique du montant final des sinistres.

3. Les incertitudes liées au choix de la méthode de provisionnement sont désignées par l'erreur de modélisation τ_{modell}^2. Le paramètre par défaut du risque de paramètre l'intègre déjà. Lorsqu'une entreprise estime elle-même l'erreur de paramètre, l'erreur de modélisation doit être considérée en plus.

Remarque : $\tau^2_{zufall}, \tau^2_{param}, \tau^2_{modell}$ représentent des variances, et non des coefficients de variation.

Dans le modèle standard, les risques d'assurance sont modélisés séparément du risque de taux en utilisant une courbe déterministe de taux sans risque. On procède alors à l'approximation suivante :

$$Var\left(CDR_{t_1}\right) \approx \left(D^{(t_0)}\right)^2 \cdot Var\left(CDR_{t_1}^{(N)}\right) \tag{45}$$

Comme les triangles de liquidation se caractérisent par deux dimensions (années de survenance et années de liquidation), une troisième dimension (année civile) est difficile à évaluer dans la plupart des méthodes de provisionnement. Les influences de l'année civile sont partiellement intégrées aux paramètres relatifs aux années de liquidation (estimateur de la cadence de liquidation) et aux années de survenance (exposition, estimateur des sinistres attendus). L'erreur de modélisation doit donc également être prise en compte lorsque la distribution du risque de liquidation est calibrée.

Dans la pratique, les cadences de liquidation sont souvent lissées pour déterminer la valeur *best estimate* ou les grands sinistres sont traités séparément en tant que valeurs extrêmes *(outliers)*. La volatilité des provisions pourrait dès lors être sous-estimée. Le scénario « Provisionnement insuffisant » permet de vérifier si tel est le cas et si les paramètres doivent éventuellement être adaptés. Pour de plus amples informations, nous renvoyons au document technique sur les scénarios.

3.5.2 Modélisation des sinistres *PY* dans le modèle standard

Dans la représentation (42) du résultat de liquidation, la valeur $BE_{t_0}^{PY,t_0}$ est connue au moment t_0 ; elle est donc déterministe. Le risque individuel *(stand-alone risk)* $ES_\alpha\left[CDR_{t_1}\right]$ peut alors être exprimé comme suit, en tenant compte de la propriété de translation de la mesure du risque :

$$\begin{aligned} ES_\alpha\left[CDR_{t_1}\right] &= ES_\alpha\left[D^{(t_0)} \cdot \left(BE_{t_0}^{(N),PY,t_0} - \left(L_{t_1}^{(N),PY} + BE_{t_1}^{PY,t_0}\right)\right)\right] \\ &= ES_\alpha\left[-D^{(t_0)} \cdot \left(L_{t_1}^{(N),PY} + BE_{t_1}^{(N),PY,t_0}\right)\right] + BE_{t_0}^{PY,t_0} \end{aligned} \tag{46}$$

Dans le modèle standard SST, le caractère stochastique des variables aléatoires

$$S^{PY} := D^{(t_0)} \cdot \left(L_{t_1}^{(N),PY} + BE_{t_1}^{(N),PY,t_0}\right) \tag{47}$$

est caractérisé par l'espérance mathématique découlant de la relation (44)

$$E\left[S^{PY}\right] = BE_{t_0}^{PY,t_0} \tag{48}$$

et par la variance

$$Var\left(S^{PY}\right) = Var\left(CDR_{t_1}\right) = \tau^2_{modell} + \tau^2_{param} + \tau^2_{zufall} \tag{49}$$

Dans le *template SST dommages (SST-Nonlife-Template)*, la FINMA met à disposition des paramètres par défaut par branche d'assurance (*LOB*[10]) i pour l'erreur de paramètre $\tau_{i,param}^2$, y compris l'erreur de modélisation $\tau_{i,modell}^2$. Les erreurs aléatoires $\tau_{i,zufall}^2$ doivent être estimées par les entreprises elles-mêmes pour chaque branche d'assurance i (cf. annexe 6.13).

Le modèle standard SST retient l'hypothèse d'une distribution log-normale pour le risque agrégé des provisions et des sinistres ordinaires (cf. section 3.9.1). Aux fins d'information, on applique par ailleurs aussi des distributions log-normales tant au calcul du risque de provisionnement individuel par branche d'assurance i qu'à la somme de toutes les branches d'assurance dans le *template SST dommages* :

$$S_i^{PY} \sim logN\ (\mu_i, \sigma_i). \tag{50}$$

Les paramètres de la distribution log-normale sont déterminés à l'aide de l'espérance mathématique (48) et de la variance (49).

Pour représenter l'inflation inattendue, la distribution log-normale par branche d'assurance i est perturbée (choc) dans un second temps avec l'approche décrite à la section 6.15. Nous obtenons :

$$\tilde{S}_i^{PY} \sim logN\ (\widetilde{\mu_i}, \widetilde{\sigma_i})$$

Ces résultats intermédiaires par branche d'assurance sont utilisés uniquement à titre d'information et de calibration.

L'espérance mathématique globale correspond à la somme des espérances mathématiques de toutes les branches d'assurance. La FINMA met à disposition des paramètres de corrélation par défaut ρ^{PY} entre les branches standard. La variance globale du risque de provisionnement peut être calculée sur cette base à titre d'information et représentée comme suit :

$$Var(\tilde{S}^{PY}) = \sum_{i,j \in LOBs} \rho_{i,j}^{PY} \cdot \sqrt{Var(\tilde{S}_i^{PY}) Var(\tilde{S}_j^{PY})} \tag{51}$$

Le risque est ainsi modélisé sur le demi-axe positif. Cela signifie pour l'*expected shortfall* (cf. également l'annexe 6.17.1) :

$$-ES_\alpha \left[-D^{(t_0)} \cdot \left(L_{t_1}^{(N),PY} + BE_{t_1}^{(N),PY,t_0} \right) + BE_{t_0}^{PY,t_0} \right] = ES^{1-\alpha}[\tilde{S}^{PY}] - BE_{t_0}^{PY,t_0} \tag{52}$$

[10] LOB est l'abréviation anglaise de *line of business* ou branche d'assurance

La somme de valeurs aléatoires distribuées de façon log-normale n’est plus distribuée de façon log-normale, mais cette procédure permet une implantation peu invasive, afin d’intégrer le risque d’inflation inattendue dans le modèle.

3.5.3 Conversion en modélisation nette des sinistres *PY* après réassurance

Etant donné que les programmes de réassurance peuvent varier d’une année à l’autre, il n’est en général pas judicieux de déterminer les paramètres sur la base des triangles de liquidation des sinistres en termes nets. Les coefficients de variation (VK) de la distribution log-normale sont donc calculés en termes bruts dans le modèle standard, puis appliqués aux volumes nets en utilisant l’espérance mathématique nette des provisions $BE_{t_0,i}^{PY}$ par branche standard SST i.

Pour calculer le risque de provisionnement sur une base nette, l’application explicite des contrats de réassurance historiques peut s’avérer disproportionnée. La simplification suivante est admise pour convertir les provisions brutes en provisions nettes : le taux de pourcentage net/brut par année de survenance (ou de souscription) et par branche standard peut être appliqué à la valeur *best estimate* des provisions brutes. Déterminer la transformation brut à net sur une base annuelle est primordial pour calculer correctement la cadence globale de paiements sur une base nette pour toutes les années de survenance. En revanche, les nouveaux programmes de réassurance (contrats rétrospectifs) qui protègent un portefeuille de provisions doivent faire l’objet d’une modélisation explicite.

La procédure appliquée doit être présentée dans le rapport SST.

3.5.4 Évaluation des provisions PY LAA

Généralement, l’évaluation conforme au marché des provisions techniques se fait dans le *sst-nonlife-template*, à l’exception des provisions LAA. L’évaluation de ces provisions LAA nécessite une procédure particulière, qui a également des implications sur la modélisation du risque de marché et du risque de crédit. Ceci est décrit en détail dans l’annexe LAA.

3.6 Modélisation des nouveaux sinistres (sinistres *CY*)

3.6.1 Principes

Les nouveaux sinistres (sinistres *CY*) désignent les sinistres de l’année de survenance $[t_0, t_1]$, qui est également appelée année en cours *(current year)*. Dans la section 2.3 sur la décomposition du bilan, ces sinistres correspondent à la valeur *best estimate* $D^{(t_0)} \cdot \left(BE_{t_1}^{(N),CY} + L_{t_1}^{CY}\right)$. La modélisation des sinistres *CY* englobe celle des sinistres survenus mais non encore déclarés *(IBNR)*. Dans la perspective de cette modélisation des sinistres *CY*, il s’agit de sinistres qui sont certes survenus pendant la période $[t_0, t_1]$, mais sont déclarés durant les périodes suivantes.

La variable aléatoire « nouveaux sinistres » ou « sinistres *CY* » est désignée ci-après par S^{CY}. Dans la modélisation, elle est subdivisée en

- sinistres ordinaires $S^{CY,NS}$;
- grands sinistres $S^{CY,GS}$; ainsi qu'en
- sinistres liés aux catastrophes naturelles $S_{individuell}^{CY,Elementar}$ pour les dommages naturels et sinistres événementiels $S^{CY,MFK}$, ainsi que si nécessaire $S^{CY,NatCat}$ pour les sinistres liés à un éventuel modèle interne de catastrophes naturelles.

Aux fins de simplification, on suppose que les sinistres ordinaires sont indépendants des grands sinistres. Cette condition n'est pas nécessairement remplie, mais elle est actuellement admise dans le modèle standard pour l'assurance dommages. Ainsi, les composantes suivantes sont modélisées individuellement et mutuellement indépendantes dans le modèle standard et, cas échéant, agrégées avec les sinistres liés aux catastrophes naturelles provenant d'un modèle interne :

$$S^{CY} = S^{CY,NS} + S^{CY,GS} + S^{CY,MFK} + S_{individuell}^{CY,Elementar} + S^{CY,NatCat} \tag{53}$$

La modélisation des différentes composantes des sinistres est exposée en détail dans les sections suivantes.

3.6.2 Sinistres ordinaires

La charge annuelle totale des sinistres pendant la période d'un an $[t_0, t_1]$ équivaut à la somme des sinistres individuels survenus au cours de cette année. Les sinistres individuels dont le montant est inférieur au seuil des grands sinistres x_0 sont appelés sinistres ordinaires.

La charge annuelle totale des sinistres ordinaires se caractérise par la composition et le volume de la branche en question pendant l'année concernée. L'encours détermine l'exposition aux risques du portefeuille, c'est-à-dire la fréquence à laquelle des sinistres peuvent se produire et le montant des pertes matérielles. La qualité des risques assurés (par ex. proportion de jeunes conducteurs parmi l'ensemble des conducteurs ou risques d'industries comparés aux petites et moyennes entreprises) peut varier d'une année à l'autre. Le nombre de sinistres attendus dépend donc de celui des risques assurés et de la composition des risques par branche d'assurance i.

De plus, la fréquence et le montant des sinistres sont soumis à des influences extérieures telles que les conditions météorologiques, les modifications du contexte juridique ou macro-économique. Ces incertitudes concernant l'estimation de la charge annuelle totale des sinistres ordinaires se reflètent dans l'élément aléatoire Θ_i de chaque branche d'assurance i et sont également traitées comme un facteur de risque.

L'approche de modélisation des sinistres ordinaires est décrite ci-après en tenant compte de ces aspects.

Le total annuel des sinistres, non actualisé, de l'année $[t_0, t_1]$ dans une branche d'assurance i est une variable aléatoire $S_i^{CY,NS,(N)}$ qui comprend l'espérance mathématique $E\left[S_i^{CY,NS,(N)}\right]$ et la variance $Var\left(S_i^{CY,NS,(N)}\right)$, cette dernière étant décomposée au sens de l'expression énoncée à l'annexe 6.10 :

$$\begin{aligned} Var\left(S_i^{CY,NS,(N)}\right) &= E\left[\left(S_i^{CY,NS,(N)} - E\left[S_i^{CY,NS,(N)}\right]\right)^2\right] \\ &= E\left[Var\left(S_i^{CY,NS,(N)} \mid \Theta_i \right)\right] + Var\left(E\left[S_i^{CY,NS,(N)} \mid \Theta_i \right]\right) \\ &= \tau_{i,zufall}^2 + \tau_{i,param}^2 \end{aligned} \tag{54}$$

Le risque aléatoire est modélisé à l'aide de l'erreur aléatoire $\tau_{i,zufall}^2$, également appelée erreur de processus. Il représente les incertitudes stochastiques liées au montant des sinistres annuels, étant donné Θ_i. Le coefficient de variation suivant en résulte : $\tau_{i,zufall}/E\left[S_i^{CY,NS,(N)}\right]$.

Modélisé par l'erreur de paramètre $\tau_{i,Param}^2$, le risque de paramètre représente les incertitudes inhérentes aux estimations des paramètres selon la méthode d'estimation choisie, étant donné Θ_i. Le coefficient de variation suivant en résulte : $\tau_{i,Param}/E\left[S_i^{CY,NS,(N)}\right]$.

Le total annuel des sinistres de l'année $[t_0, t_1]$ est égal à la somme des sinistres individuels sur la période d'un an :

$$S_i^{CY,NS,(N)} = \sum_{n=1}^{N_i} Y_{i,n}^{CY,NS,(N)} \tag{55}$$

Eu égard aux caractéristiques du portefeuille, on suppose à présent que le total annuel des sinistres par branche d'assurance i remplit les conditions d'un modèle collectif :

- Le nombre N_i de sinistres individuels, qui constitue une variable aléatoire, est distribué selon la loi de Poisson $N_i \sim Poisson(\lambda_i(\vartheta_i))$ pour toutes les réalisations ϑ_i de Θ_i.
- Les montants des sinistres individuels $Y_{i,n}^{CY,NS,(N)},\ n = 1, \dots, N_i$ sont des variables aléatoires indépendantes et identiquement distribuées (iid) pour toutes les réalisations ϑ_i de Θ_i.
- Les montants des sinistres individuels $Y_{i,n}^{CY,NS,(N)}$ sont indépendants du nombre de sinistres N_i pour toutes les réalisations ϑ_i de Θ_i.

On obtient ainsi l'espérance mathématique et le risque aléatoire du total annuel des sinistres $S_i^{CY,NS,(N)}$ par LOB à partir des hypothèses du modèle collectif :

$$E\left[S_i^{CY,NS,(N)}\right] = E[N_i] \cdot E\left[Y_i^{CY,NS,(N)}\right] = \lambda_i(\Theta_i) \cdot E\left[Y_i^{CY,NS,(N)}\right] \tag{56}$$

$$\begin{aligned} \tau_{i,zufall}^2 &= E\left[Var\left(\sum_{n=1}^{N_i} Y_{i,n}^{CY,NS,(N)} \mid \Theta_i\right)\right] \\ &= E[\, N_i \mid \Theta_i\,] \cdot Var\left(\, Y_i^{CY,NS,(N)} \mid \Theta_i\,\right) + Var(\, N_i \mid \Theta_i\,) \cdot E\left[\, Y_i^{CY,NS(N)} \mid \Theta_i\,\right]^2 \\ &= E\left[\lambda_i(\Theta_i) \cdot \left(Var\left(\, Y_i^{CY,NS,(N)} \mid \Theta_i\,\right) + E\left[\, Y_i^{CY,NS(N)} \mid \Theta_i\,\right]^2\right)\right] \end{aligned} \tag{57}$$

Lors du paramétrage du risque aléatoire dans le modèle standard, la variabilité de Θ_i est traitée de manière déterministe, c'est-à-dire $\Theta_i = \vartheta_i$:

$$\tau_{i,zufall}^2 = \lambda_i(\vartheta_i) \cdot \left(Var\left(Y_i^{CY,NS,(N)} | \vartheta_i\right) + E\left[Y_i^{CY,NS,(N)} | \vartheta_i\right]^2\right) \tag{58}$$

Le coefficient de variation se calcule donc comme suit à partir de l'erreur aléatoire et de l'erreur de paramètre:

$$VK_i^2 = \frac{Var\left(S_i^{CY,NS,(N)}\right)}{E\left[S_i^{CY,NS,(N)}\right]^2} = \frac{1}{\lambda_i(\vartheta_i)}\left(\frac{Var\left(Y_i^{CY,NS,(N)} | \vartheta_i\right)}{E\left[Y_i^{CY,NS,(N)} | \vartheta_i\right]^2} + 1\right) + \frac{\tau_{i,param}^2}{E\left[S_i^{CY,NS,(N)}\right]^2} \tag{59}$$

La paramétrisation du risque aléatoire $\tau_{i,zufall}^2$ (c'est-à-dire l'estimation des valeurs $\lambda_i(\vartheta_i)$, $Var\left(Y_i^{CY,NS,(N)} | \vartheta_i\right)$, $E\left[Y_i^{CY,NS,(N)} | \vartheta_i\right]$) et la détermination des valeurs par défaut du risque de paramètre $\tau_{i,Param}^2$ sont expliqués à l'annexe 6.12.

En général, la cadence de paiements $\{\beta_{i,j}^{NS}\}_{j \geq 0}$ des sinistres ordinaires de la branche d'assurance i n'est pas déterminée pour les sinistres individuels, mais sur la base des triangles de liquidation et de leurs sinistres agrégés. Le total actualisé des sinistres de la branche i est donc calculé comme suit :

$$S_i^{CY,NS} = S_i^{CY,NS,(N)} \cdot \sum_{j \geq 0} \beta_{i,j}^{NS} \cdot v_j^{t_0} \tag{60}$$

On obtient les moments suivants pour le total actualisé des sinistres :

$$E\left[S_i^{CY,NS}\right] = E[N_i] \cdot E\left[Y_i^{CY,NS,(N)}\right] \cdot \sum_{j \geq 0} \beta_{i,j}^{NS} \cdot v_j^{t_0} \tag{61}$$

$$Var\left(S_i^{CY,NS}\right) \approx VK_i\left(S_i^{CY,NS,(N)}\right)^2 \cdot E\left[S_i^{CY,NS}\right]^2 = \frac{E\left[S_i^{CY,NS}\right]^2}{E\left[S_i^{CY,NS,(N)}\right]^2} \cdot Var\left(S_i^{CY,NS,(N)}\right) \tag{62}$$

Pour représenter l'inflation inattendue, on calibre une volatilité supplémentaire pour la distribution des sinistres *CY* par branche d'assurance i à l'aide de l'approche décrite à la section 6.15, de manière analogue à la procédure appliquée aux sinistres *PY* comme suit.

La distribution par branche d'assurance i est supposée log-normale exclusivement pour cette calibrationcalibration. Le résultat est le suivant :

$$\tilde{S}_i^{CY,NS} \sim logN\,(\tilde{\mu_\iota}, \tilde{\sigma_\iota})$$

À titre d'information, le risque *CY* est également indiqué sous forme agrégée avec une distribution log-normale. La valeur attendue de $\tilde{S}^{CY,NS}$ est calculée en additionnant les valeurs attendues de chaque branche d'assurance. Elle ne change pas lorsqu'on prend en compte l'inflation inattendue, car $E\big[\tilde{S}_i^{CY,NS}\,\big] = E\big[S_i^{CY,NS} \cdot Z_i\big] = E\big[S_i^{CY,NS}\big]$.

$$\tilde{S}^{CY,NS} = S^{CY,NS} = \sum_{i \in LOBs} S_i^{CY,NS} \tag{63}$$

La variance est déterminée comme suit :

$$Var\big(\tilde{S}^{CY,NS}\big) = \sum_{i,j \in LOBs} \rho_{i,j}^{CY} \cdot \sqrt{Var\big(\tilde{S}_i^{CY,NS}\big) Var\big(\tilde{S}_j^{CY,NS}\big)} \tag{64}$$

L'espérance de $S^{CY,NS}$ est la somme des espérances des différentes branches d'assurance.

Remarque : le facteur d'actualisation $D_i^{(t_0)} = \sum_{j \geq 0} \beta_{i,j}^{NS} \cdot v_j^{t_0}$ pour les *LOBs* i est considéré comme déterministe, car dans le modèle standard les cadences de paiement sont considérés comme non stochastiques (cf. section 3.2) et le risque de taux est lui-même modélisé dans le risque de marché (cf. aussi le développement à la section 2.3.2). On utilise donc, dans les formules (61) et (62), la propriété de l'homogénéité positive pour les moments, de sorte que le facteur d'actualisation $D_i^{(t_0)}$ peut être directement multiplié par l'espérance$E\big[Y_i^{CY,NS,(N)}\big]$.

$$\begin{aligned} E\big[S_i^{CY,NS}\big] = E[N_i] \cdot E\big[Y_i^{CY,NS}\big] &= E[N_i] \cdot E\big[Y_i^{CY,NS,(N)} \cdot D_i^{(t_0)}\big] \\ &= E[N_i] \cdot E\big[Y_i^{CY,NS,(N)}\big] \cdot D_i^{(t_0)} \\ &= E\big[S_i^{CY,NS,(N)}\big] \cdot D_i^{(t_0)} \end{aligned} \tag{65}$$

La formule de la variance peut être traitée de la même manière : On a :

$$Var\big(S_i^{CY,NS}\big) = \Big(D_i^{(t_0)}\Big)^2 \cdot Var\big(S_i^{CY,NS,(N)}\big) \tag{66}$$

Le même principe s'applique aussi au calcul analytique de l'*expected shortfall* dans la formule (167) de l'annexe.

$$ES^{1-\alpha}[S^{CY,NS}] - E[S^{CY,NS}] = ESfactor_{1-\alpha}(\sigma) \cdot E[S^{CY,NS}] = ESfactor_{1-\alpha}(\sigma) \cdot E\left[S_i^{CY,NS,(N)}\right] \cdot D_i^{(t_0)} \quad (67)$$

Il suit donc, pour l'espérance cumulée de toutes les branches :

$$\begin{aligned} E[S^{CY,NS}] &= E\left[\sum_{i \in LOBs} S_i^{CY,NS}\right] = \sum_{i \in LOBs} D_i^{(t_0)} \cdot E\left[S_i^{CY,NS,(N)}\right] \\ &= \sum_{i \in LOBs} \frac{D_i^{(t_0)} \cdot E\left[S_i^{CY,NS,(N)}\right]}{\sum_{i \in LOBs} E\left[S_i^{CY,NS,(N)}\right]} \cdot \sum_{i \in LOBs} E\left[S_i^{CY,NS,(N)}\right] = D^{(t_0)} \cdot \sum_{i \in LOBs} E\left[S_i^{CY,NS,(N)}\right] \end{aligned} \quad (68)$$

On calcule ici le facteur d'actualisation $D^{(t_0)} = \sum_{i \in LOBs} \frac{E\left[S_i^{CY,NS,(N)}\right]}{\sum_{i \in LOBs} E\left[S_i^{CY,NS,(N)}\right]} \cdot D_i^{(t_0)}$ comme la moyenne de toutes les branches, pondérée par les espérances des différentes branches. Pour l'*expected shortfall* de l'agrégat sur toutes les branches $ES^{1-\alpha}[S^{CY,NS}]$, la formule (67) s'applique par analogie sur la base de la valeur $E[S^{CY,NS}]$.

3.6.3 Transition en modélisation nette des sinistres ordinaires après réassurance

La modélisation de la couverture de réassurance des sinistres *CY* devrait être aussi explicite que possible. Les contrats en excédent de sinistres (Surplus) et les contrats en excédent de sinistre *(excess of loss, XoL)* dont la priorité est inférieure au propre seuil des grands sinistres ne peuvent toutefois pas être représentés tels quels dans le modèle standard.

Les contrats de réassurance en quote-part (QS) peuvent être considérés pour le risque *CY* en prenant comme base de modélisation les sinistres nets après déduction de la quote-part. Il faut cependant respecter les conditions contractuelles. Par exemple, si les effets sur les coûts dépendent de la sinistralité et réduisent l'impact du contrat de réassurance en quote-part, celui-ci ne peut pas être pris en compte dans sa totalité. En d'autres termes, la part cédée devrait être diminuée en conséquence (ce qui implique une hausse des sinistres nets après déduction de la quote-part), car avec le modèle standard actuel les coûts sont représentés par une constante dans le calcul du résultat d'assurance.

Une réassurance en quote-part ordinaire, c'est-à-dire avec une commission fixe à hauteur des coûts initiaux, sans commissionnement progressif *(sliding scale)* ni plafonnement du montant des sinistres *(LR-caps)* réduit dans une même mesure le volume des sinistres, des coûts ou des primes. Elle n'influe donc pas sur la volatilité relative (par rapport à l'exposition sous-jacente) de l'affaire d'assurance.

La procédure appliquée doit être présentée dans le rapport SST.

3.6.4 Grands sinistres

Les grands sinistres sont soit des grands sinistres individuels, soit des dommages cumulatifs, tels que des catastrophes occasionnées par des personnes. Un sinistre événementiel correspond à la somme de plusieurs petits sinistres qui ont été causés par un seul événement (par ex. *clash* dans l'assurance responsabilité civile).

On suppose pour une branche d'assurance i que le total nominal des grands sinistres suit une distribution composée de Poisson-Pareto :

$$S_i^{CY,GS,(N)} = \sum_{n=1}^{N_i^{GS}} Y_{i,n}^{CY,GS,(N)} \tag{69}$$

où

- le nombre de grands sinistres *(frequency)* $N_i^{GS} \sim Poi(\lambda_i^{GS})$ est distribué selon une loi de Poisson de paramètre λ_i^{GS} ;
- les montants nominaux des grands sinistres individuels *(severity)* ou des sinistres événementiels $Y_i^{CY,GS,(N)} \sim F_i = Pareto(\alpha_i, x_{0,i}, \gamma_i)$, $0 < x_{0,i} \leq Y_i \leq \gamma_i$ sont mutuellement indépendants et suivent une distribution de Pareto avec paramètre de Pareto α_i et paramètre de plafonnement *(capping)* γ_i, le seuil des grands sinistres $x_{0,i}$ pouvant être de 1 ou de 5 millions de francs ; et
- les montants nominaux des sinistres $Y_i^{CY,GS,(N)}$ sont indépendants du nombre de sinistres N_i.

Le paramètre de plafonnement γ_i est infini pour la distribution de Pareto ordinaire. Si $\gamma_i < \infty$, il s'agit alors d'une distribution de Pareto tronquée. Dans certains pays européens, le montant de la responsabilité est illimité dans l'assurance responsabilité civile en matière de circulation. En vertu de la convention relative à la carte verte [11], les assureurs directs suisses peuvent également être confrontés à ces dommages. Le montant de la responsabilité est généralement limité dans les autres branches. Une distribution de Pareto tronquée est alors applicable.

Pour déterminer le capital risque, nous considérons à présent les grands sinistres actualisés. Cela requiert la cadence de paiements incrémentielle $\{\beta_{i,j}^{GS}\}_{j\geq 0}$ pour les sinistres individuels par branche d'assurance i, qui est calculée, par exemple, grâce à la projection des triangles de liquidation de ces sinistres.

L'agrégation est réalisée avec la formule suivante, en supposant l'indépendance de toutes les branches d'assurance *(LOB)* pour le total actualisé des sinistres $S^{CY,GS}$:

$$S^{CY,GS} = \sum_{i\in LOBs} \sum_{n=1}^{N_i^{GS}} \sum_{j\geq 0} \frac{\beta_{i,j}^{GS}}{\left(1 + r_j^{(t_0)}\right)^j} \cdot Y_{i,n}^{CY,GS,(N)} \tag{70}$$

[11] https://www.nbi-ngf.ch/fr/nvb/dokumente/gruene-karte/modell

Les méthodes d'agrégation sont exposées à la section 3.9.

3.6.5 Modélisation des sinistres événementiels dans l'assurance CVM

La modélisation des sinistres événementiels dans l'assurance casco des véhicules à moteur (CVM) est pour l'essentiel simplifiée à la modélisation des sinistres de grêle, car les grêles représentent les principaux sinistres événementiels de la branche.

Des paramètres par défaut calibrés d'après les sinistres touchant au marché sont prescrits pour déterminer les fonctions de distribution :

- Le montant des grands sinistres de grêle touchant au marché est représenté par une distribution de Pareto. Le seuil de ces sinistres est fixé à $x_{0,Markt}^{Hagel} = 45$ millions de francs. Le paramètre de Pareto est défini par $\alpha^{Hagel} = 1.85$.
- Le nombre annuel de grands sinistres supérieurs à 45 millions de francs est désigné par $N_{0,Markt}^{Hagel}$ et modélisé avec une distribution de Poisson de paramètre $\lambda_{Markt}^{Hagel} = 0.9$.

Pour établir le modèle, il faut déterminer le seuil individuel des grands sinistres touchant au marché pour chaque société d'assurance en fonction du seuil des grands sinistres retenu par celle-ci ($x_0 = 1$ million de francs ou $x_0 = 5$ millions) et de la part de marché m_{Hagel} de la société dans les sinistres de grêle couverts par le secteur. La part de marché pour les sinistres de grêle peut faire l'objet d'une approximation basée sur la part de marché dans la branche d'assurance CVM.

Le nombre attendu λ^{Hagel} de grands sinistres de grêle touchant au marché N_{Markt}^{Hagel} pour le seuil individuel des grands sinistres x_0 de la société est calculé grâce à la formule (144) exprimée à l'annexe 6.16.2, sur la base d'une distribution de Pareto :

$$\lambda^{Hagel} = \lambda_{Markt}^{Hagel} \cdot \left(\frac{x_0/m_{Hagel}}{x_{0,Markt}^{Hagel}} \right)^{-\alpha^{Hagel}} \tag{71}$$

où x_0/m_{Hagel} correspond au seuil des grands sinistres de grêle touchant au marché, en tenant compte du seuil des grands sinistres qu'une entreprise doit spécifiquement appliquer.

Remarque : la procédure ici décrite pour extrapoler le nombre de sinistres dans un domaine impliquant des montants plus bas que le sinistre de grêle touchant au marché constitue une hypothèse forte. Le nombre de dommages de grêle pour x_0/m_{Hagel} pourrait être sous-estimé, car la distribution de Pareto dans un tel domaine pourrait ne plus être valable selon les circonstances. On suppose implicitement que la distribution de Pareto avec α^{Hagel} constant est également valable pour les dommages moins importants.

La distribution de Pareto relative au montant des sinistres liés aux événements $Y_{Markt}^{CY,MFK,(N)}$ des grands sinistres de grêle touchant au marché peut être tronquée à hauteur de 1,5 milliard de francs. Elle s'exprime donc comme suit pour le seuil des grands sinistres spécifique à l'entreprise :

$$F_{Y_{Markt}^{CY,MFK,(N)}}(y) = \begin{cases} 0 & y < x_0/m_{Hagel} \\ 1 - \left(\frac{x_0/m_{Hagel}}{y}\right)^{\alpha^{Hagel}} & \frac{x_0}{m_{Hagel}} \leq y \leq 1'500\ MCHF \\ 1 & 1'500\ MCHF < y \end{cases} \tag{72}$$

Pour obtenir les sinistres annuels spécifiques $S^{CY,MFK,(N)}$ de la société, il faut multiplier les sinistres touchant au marché modélisés $Y_{n,Markt}^{CY,MFK,(N)}$ par la part de marché m_{Hagel}.

$$S^{CY,MFK,(N)} = \sum_{n=1}^{N^{Hagel}} m_{Hagel} \cdot Y_{n,Markt}^{CY,MFK,(N)} \tag{73}$$

En utilisant la cadence de paiements spécifique $\{\beta_j^{MFK}\}_{j\geq 0}$, les dommages annuels actualisés de la société s'expriment comme suit :

$$S^{CY,MFK} = \sum_{n=1}^{N^{Hagel}} m_{Hagel} \cdot Y_{n,Markt}^{CY,MFK,(N)} \cdot \sum_{j\geq 0} \frac{\beta_j^{MFK}}{\left(1 + r_j^{(t_0)}\right)^j} \tag{74}$$

3.6.6 Modélisation des grands sinistres / sinistres événementiels dans l'assurance-accidents

Les sinistres pour la branche « LAA » engendrant l'effet cumulé d'un grand événement pour l'ensemble du marché suisse de l'assurance sont amortis et réglés via un fonds de compensation, conformément à l'art. 78 LAA. Actuellement, celui-ci n'est pas modélisé dans le modèle standard.

La vérification de la paramétrisation du modèle standard 2019/2020 a cependant permis de constater qu'une modélisation explicite des grands sinistres individuels était nécessaire. A partir du SST 2021, des paramètres pour grands sinistres seront indiqué pour différentes limites de grands sinistres et il sera renoncé à une modélisation explicite des sinistres événementiels touchant au marché.

3.6.7 Transition en modélisation nette des grands sinistres après réassurance

Les contrats *XoL* [12] non proportionnels peuvent facilement être représentés en tant que sinistres individuels à partir de la modélisation des grands sinistres grâce à une approche Poisson-Pareto en exécutant une simulation Monte Carlo.

[12] *XoL* est l'abréviation anglaise utilisée pour désigner l'excédent de sinistre *(excess of loss)*

Si les limites de couverture et les réapprovisionnements (reinstatement) non payés sont infinis, comme c'est souvent le cas dans la responsabilité civile en matière de circulation, la priorité de la distribution de Pareto pourrait être plafonnée. Il convient toutefois de considérer la clause d'indexation et d'augmenter la priorité de l'inflation attendue, par exemple en tenant compte de la durée.

En cas de limites de couverture et/ou de réapprovisionnement, la couverture devrait être représentés aussi explicitement que possible afin de considérer un éventuel *overspill* horizontal ou vertical (en d'autres termes, le nombre de réapprovisionnements est insuffisant ou les sinistres peuvent dépasser la somme de la priorité et des couvertures acquises). Les sorties de prime attendues pour la réassurance lorsque les réapprovisionnements sont payés doivent également être modélisées. Il existe deux façons de le faire dans le modèle standard : soit la prime nette attendue est réduite, soit la prestation obtenue de la réassurance est diminuée. Cette dernière méthode correspond au *cash flow* attendu (hypothèse du modèle standard : les sinistres sont payés à la fin de l'année et les primes au début de l'année) et correspond habituellement à l'actualisation dans la réalité.

Les contrats de réassurance en quote-part peuvent eux aussi être représentés de manière adéquate dans une simulation Monte Carlo en multipliant les sinistres modélisés par la part de la franchise. De manière générale, il faut tenir compte de l'ordre d'application des contrats *XoL* et de la réassurance en quote-part.

La procédure appliquée doit être présentée dans le rapport SST.

3.6.8 Assurance des dommages naturels

Selon l'art. 33 de la loi sur la surveillance des assurances (LSA ; RS 961.01), une entreprise d'assurance ne peut couvrir le risque d'incendie pour des risques situés en Suisse que si elle inclut également la couverture de dommages dus à des événements naturels. L'étendue de la couverture et le tarif des primes sont uniformes et contraignants pour toutes les entreprises d'assurance (cf. art. 171 ss de l'ordonnance sur la surveillance [OS ; RS 961.011)].

Depuis l'entrée en vigueur de l'Accord entre la Confédération suisse et la Principauté de Liechtenstein [13] sur l'assurance des dommages dus à des événements naturels exploitée par des entreprises d'assurance privées, le 17 août 2016, les art. 33 LSA et 171 à 181 OS s'appliquent aussi à la Principauté de Liechtenstein. La Suisse et le Liechtenstein forment depuis lors un cercle de solidarité commun en ce qui concerne l'assurance de dommages dus à des événements naturels au sens de l'OS.

Les risques et les couvertures à assurer, pour la compensation desquels le pool des dommages naturels (pool DN) a été mis en place, sont décrits aux art. 171 ss OS. Une interprétation détaillée en a été publiée dans le cadre de la communication FINMA n° 51 du 15 octobre 2013 et du document « Assurance contre les dommages dus à des événements naturels ». [14]

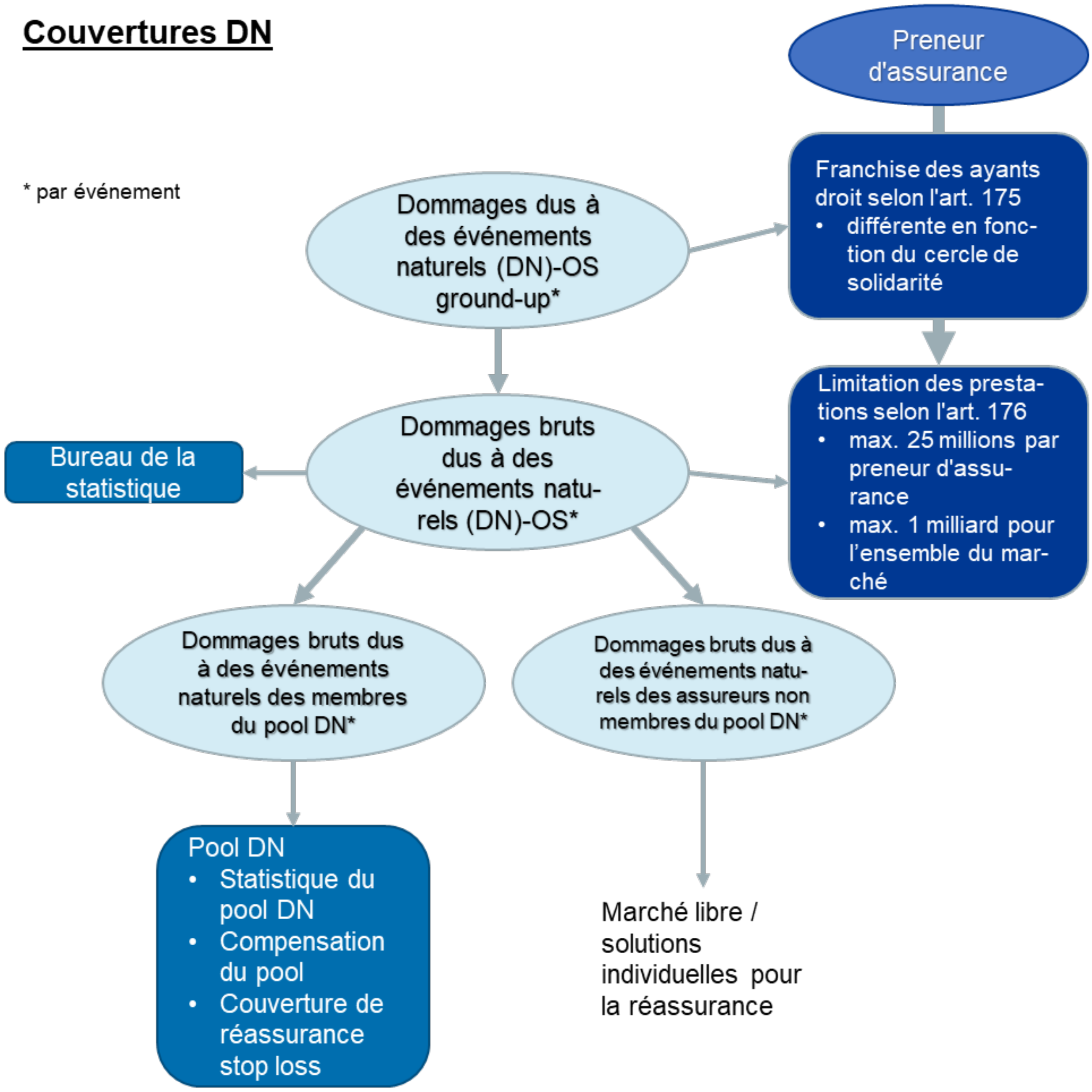
[13] www.admin.ch > Droit fédéral > Recueil systématique > Droit international > RS 0.961.514.1

[14] www.finma.ch > Surveillance > Assurances > Instruments spécifiques à un secteur > Assurance de dommages dus à des événements naturels

Selon les art. 171 ss OS, les dommages dus à des événements naturels doivent être assurés pour les bâtiments, les ménages et les autres objets mobiliers dans la mesure où les risques correspondants sont assurés contre les incendies et ne sont pas soumis à une obligation d'assurance par une compagnie d'assurance cantonale.

L'art. 173 let. 1 OS définit les dommages dus à des événements naturels comme les dommages résultant de hautes eaux, d'inondations, de tempêtes (vents atteignant au moins 75 km/h), de la grêle, d'avalanches, de la pression de la neige, d'éboulements de rochers, de chutes de pierres ou de glissements de terrain. Les séismes ne sont pas des événements naturels engendrant des dommages au sens de l'OS.

On peut représenter schématiquement les couvertures des sinistres par l'assurance des dommages dus à des événements naturels selon l'OS (DN-OS) de la manière suivante :



Comme illustré sur le graphique, toutes les limitations de prestations s'appliquent, par événement, aux charges du sinistre cumulées du marché selon la DN-OS.

Sur la base de l'art. 33 ch. 5b LSA, les entreprises privées d'assurance ont mis en place, sur une base de droit privé, une organisation, le Pool suisse pour les dommages naturels (pool DN), dans le but de compenser entre les entreprises d'assurance la charge des dommages dus aux événements naturels selon l’OS. La plupart des assurances privées qui assurent des dommages naturels sont membres du pool DN. La part de la somme d’assurance des membres du pool DN représente environ 90 % du marché. Ils participent aux sinistres du pool de manière individuelle en fonction de leur part du pool valable pour l’année de survenance du sinistre (part de marché en Suisse et au Liechtenstein). Le pool DN est couvert par la réassurance grâce à un contrat annuel de dépassement des sinistres ayant une priorité de 550 millions de francs et une responsabilité de 1250 millions de francs (*stop loss* 1250 xs 550 millions de francs). Il est possible que la priorité et la responsabilité soient adaptées de temps à autre suite aux négociations avec les réassureurs stop-loss. Les valeurs actuelles de la priorité et de la responsabilité doivent être appliquées dans le SST concerné et commentées dans le rapport SST.

Les autres assurances privées qui assurent les dommages naturels selon l’OS sont qualifiées d’assureurs selon la DN-OS.

3.6.8.1 Modélisation des dommages naturels

La modélisation des assureurs de dommages naturels pour les membres du pool DN et pour les autres assureurs DN-OS est décrite ci-après.

Tous les dommages aux biens provoqués par les événements naturels mentionnés ci-dessus sont modélisés dans le modèle standard :

- En font tout d’abord partie les sinistres ordinaires et grands sinistres concernant l’assurance des dommages naturels. Ces sont des dommages dus à des événements naturels selon les art. 171 ss OS (risques ordinaires DN).
- En second lieu, les événements naturels provoquent également des sinistres dans d’autres branches d’assurance, par exemple en interrompant l’activité commerciale, industrielle et de services dans la branche B16 « Pertes pécuniaires diverses ». En font partie les assurances contre les interruptions d’activité commerciale, industrielle et de services, les assurances de frais supplémentaires ou les exceptions à l’obligation de s’assurer selon les art. 172 ss OS (risques spéciaux DN) exclues de la compensation des sinistres du pool. Ces assurances sont appelées « autres dommages naturels » dans le modèle standard.
- Par événement, la responsabilité du secteur des assurances est limitée à 1 milliard de francs par an pour les objets mobiliers et 1 milliard pour les bâtiments (frein en cas de catastrophe). La responsabilité totale par événement est ainsi plafonnée à 2 milliards de francs par an.

C’est en raison de la part de marché élevée du pool DN que les hypothèses de distribution pour le marché DN-OS s’appuient sur les approches des modèles du pool DN et, donc, pour les autres assureurs DN-OS. Les paramètres de distribution obtenus pour le pool DN sont mis à l'échelle pour les autres assureurs DN-OS.

Spécifications et calibration du modèle

La modélisation du pool DN repose sur les hypothèses, parfois simplificatrices, suivantes :

- En fait, le taux du pool est de 80 %. Dans le modèle standard, la modélisation se base sur une redistribution à 100 % des sinistres sans tenir compte de la franchise. Cette hypothèse se justifie par la règle du pool DN exigeant que ses membres ont la liberté de choisir s'ils veulent réassurer uniquement la part obligatoire de 80 % ou la totalité des charges des sinistres.
- Les sinistres du pool DN sont répartis en sinistres ordinaires et grands sinistres, ces derniers se définissant comme les sinistres liés à des événements du pool DN dont la somme atteint ou dépasse 50 millions de francs.
- Les sinistres ordinaires peuvent être modélisés explicitement avec une distribution log-normale utilisant l'espérance mathématique et le coefficient de variation définis par la FINMA. Tous les sinistres du pool DN sont pris en charge par tous les assureurs de dommages naturels à hauteur de leur part de marché respective.

Les paramètres appliqués dans la modélisation du pool DN se fondent sur les données mises à disposition par l'Association Suisse d'Assurance (ASA) et intègrent les statistiques du pool pour les années 1977 à 2019. Des informations d'autres sources sont en outre utilisées, notamment des informations de Sturmarchiv Schweiz et de l'Aarauer Wetterrückblick, ainsi que les informations publiques sur les événements de Swiss Re.

La calibration se fonde sur les données de 197 grands sinistres, ceux-ci ayant été mis à l'échelle afin de tenir compte en conséquence des effets de l'inflation, des modifications de franchises et des limites de responsabilité ainsi que de la modification de l'exposition dans le temps.

Fréquence des grands sinistres

Les moments empiriques obtenus pour la fréquence annuelle des grands événements sur la base des observations historiques montrent que toutes les limites de grands événements évaluées reposent sur une surdispersion, c'est-à-dire que la variance est supérieure à l'espérance. Cela peut être un indice d'effet de *clustering* des grands événements dus à des événements naturels. A partir de 30 millions de francs, on observe surtout les tempêtes hivernales et dans les mois d'été des inondations progressives et des crues soudaines. Sur une certaine durée, des conditions météorologiques stables peuvent engendrer une accumulation de tels événements.

La surdispersion observée se traduit dans le modèle par l'hypothèse d'une distribution binomiale négative pour le nombre de grands événements et remplace dès le SST 2022 l'hypothèse d'une distribution de Poisson anciennement admise.

Le nombre annuel de grands événements N d'un montant supérieur à x_0 (pour les membres du pool DN) ou supérieur à $x_{0,ES-Markt}$ (pour les autres assureurs DN-OS) est modélisé avec la même distribution :

$$N \sim Neg\ Binomial\ (n, p)$$
$$P(N = k) = \binom{k+n-1}{k} \cdot (1-p)^n \cdot p^k \tag{75}$$

Le paramètre n représente le nombre de « résultats », c.-à-d. k représente les événements dans le contexte de la modélisation des dommages naturels. p désigne la probabilité de survenance d'un tel événement. Les paramètres par défaut du modèle standard sont $n = 3.4524$ et $p = 0.167$.

Montant des grands sinistres

Pour la modélisation du montant des sinistres de l'ensemble du marché Y_j pour les grands sinistres individuels du pool DN, on utilise une distribution de Pareto généralisée, cf. aussi 6.17.7 :

$$Y_j \sim F(x) = \begin{cases} 1 - \left(\frac{x_0 + \beta}{x + \beta}\right)^\alpha & , x \geq x_0, \\ 0 & , x < x_0 \end{cases} \tag{76}$$

avec une valeur minimale de la distribution de x_0, un paramètre d'échelle $\beta = 1.0395$ et le paramètre de structure $\alpha = 1.1491$. En tenant compte des limites de responsabilité, cette distribution prend fin à $\gamma = 1.8$.

L'hypothèse de distribution suivante s'applique en conséquence aux autres assureurs DN-OS :

$$Y_j^{ES-Markt} = \frac{Y_j}{m} \sim F(x) = P\left(\frac{Y_j}{m} < x\right) = P(Y < x \cdot m) = \begin{cases} 1 - \left(\frac{\frac{x_0}{m} + \frac{\beta}{m}}{x + \frac{\beta}{m}}\right)^\alpha & , x \geq x_{0,ES-Markt} \\ 0 & , x < x_{0,ES-Markt} \end{cases} \tag{77}$$

Pour les membres du pool DN, $x_0 = 50\ Mio. CHF$. Pour les autres assureurs DN-OS, la limite de grands sinistres du marché DN-OS $x_{0,ES-Markt}$ est alors déterminée par la limite de grands sinistres du pool DN $x_0 = 50$ Mio. et sa part du marché DN-OS total $m_{ESP/ES-Markt}$:

$$x_{0,ES-Markt} = \frac{x_0}{m_{ESP/ES-Markt}} = \frac{50 \text{ Mio. CHF}}{0.9} = 55.6 \text{ Mio. CHF} \tag{78}$$

et $\beta_{ES-Markt}$ est calculé par analogie : $\beta_{ES-Markt} = \frac{\beta}{m_{ESP/ES-Markt}} = \frac{1.0395}{0.9} = 1.1550$ (79)

La somme annuelle des grands événements pour le marché DN-OS en tenant compte de la limite de responsabilité de $\gamma = 2\ \text{Mia.}\,CHF$ se définit comme

$$S^{CY,ES-Markt,GS} = \sum_{j=1}^{N} \min\left(Y_j^{ES-Markt}, 2\ \text{Mia. CHF}\right) \tag{80}$$

Pour les membres du pool DN, la limite de responsabilité se réduit en conséquence à 90 %.

$$S^{CY,ESP,GS} = \sum_{j=1}^{N} min\left(\gamma, Y_j\right) = \sum_{j=1}^{N} min\left(1'800\ MCHF, Y_j\right) \tag{81}$$

<u>Sinistres ordinaires</u>

Aux grands sinistres $S^{CY,ESP,GS}$ s'ajoute la somme annuelle $S^{CY,ESP,KS}$ des sinistres ordinaires du pool. Les sinistres ordinaires du pool DN suivent une distribution log-normale. Les exploitations des données conduisent aux valeurs suivantes des moments requis :

- Espérance mathématique $\text{E}[S^{CY,ESP,KS}] = 100.9$ millions de francs et
- Ecart-type $\sqrt{\text{Var}[S^{CY,ESP,KS}]} = 31.4$ millions de francs (coefficient de variation de 31,1 %).

Comme pour les grands événements, une normalisation à 90 % s'applique également aux sinistres ordinaires pour les assureurs DN-OS.

Les charges de sinistres annuelles pour les événements ordinaires de l'ensemble du marché DN s'obtiennent en pour-cent à partir des charges de sinistres annuelles du pool DN :

$$S^{CY,ES-Markt,NS} = S^{CY,ESP,NS}/m_{ESP/ES-Markt} = S^{CY,ESP,NS}/0.9 \tag{82}$$

avec l'espérance de $\mu^{ES-Markt} = 100.9\ \text{Mio. CHF}/0.9 = 112.2\ \text{Mio. CHF}$ et l'écart-type de $\sigma^{ES-Markt} = 31.4\ \text{Mio. CHF}/0.9 = 34.8\ \text{Mio. CHF}$ (coefficient de variation de 31,1 %).

Un assureur DN-OS qui n'est pas membre du pool DN détermine ses sinistres ordinaires en fonction de sa propre part de marché $m_{individuell/\,ES-Markt}$:

$$S_{individuell}^{CY,ES-Markt,NS} = m_{individuell/\,ES-Markt} \cdot S^{CY,ES-Markt,NS} \tag{83}$$

Sinistres nets dus à des événements naturels

Le stop loss annuel (1'250 xs 550 millions de francs) de réassurance du pool DN influe sur la somme des grands sinistres et sinistres ordinaires. Formellement, nous pouvons décrire les sinistres annuels restant dans le pool DN comme

$$
\begin{aligned}
S_{Markt}^{CY,ESP} &= \boldsymbol{SL}_{1'250\,xs\,550}\{S^{CY,ESP,KS} + S^{CY,ESP,GS}\} \\
&= \boldsymbol{SL}_{1'250\,xs\,550}\left\{S^{CY,ESP,KS} + \sum_{j=0}^{N} min\left(1'800\;MCHF, Y_j\right)\right\},
\end{aligned}
\tag{84}
$$

où la fonction stop loss (SL) est définie par

$$
\boldsymbol{SL}_{1'250\,xs\,550}\{x\} \coloneqq min\big(x, max(x - 1'250\;MCHF, 550\;MCHF\;)\big)
\tag{85}
$$

La fonction (85) permet d'obtenir les sinistres nets du pool DN après utilisation de la couverture de ré-assurance SL.

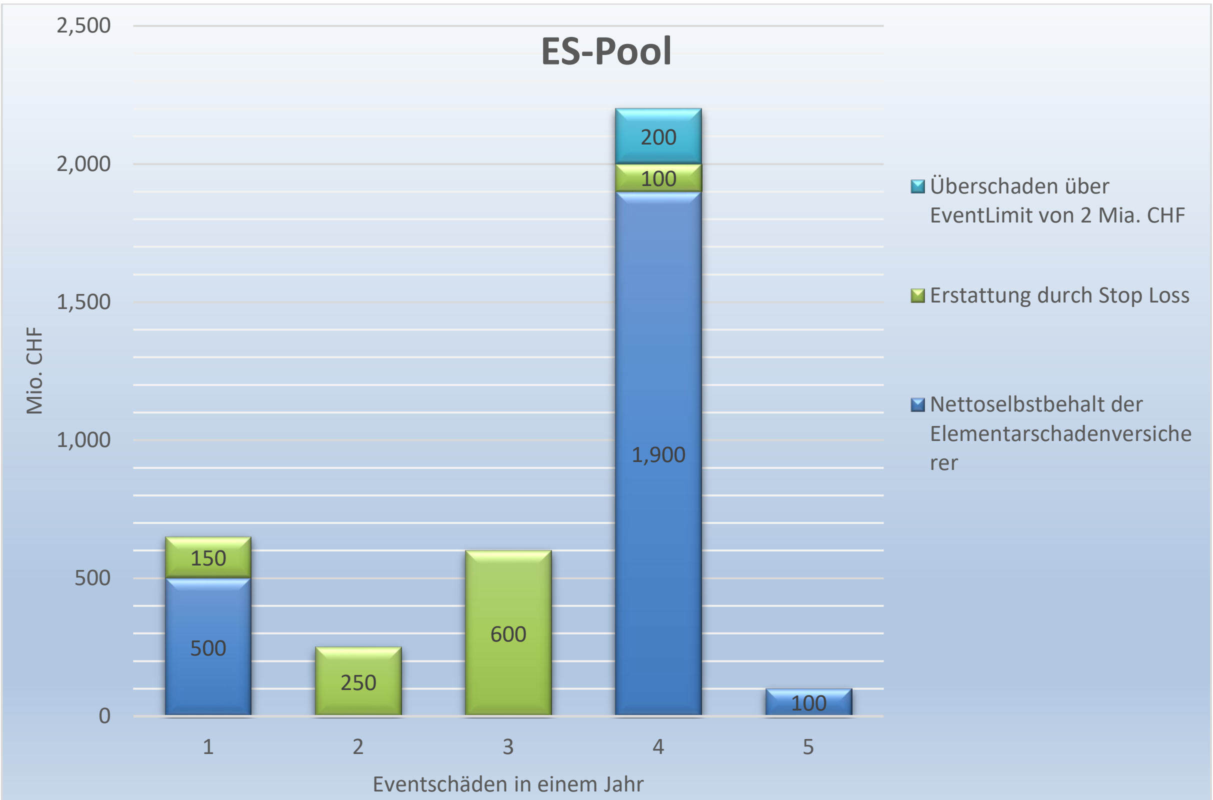


Illustration 3-1 Exemple schématique du pool DN et de la fonction *stop loss* 1100 xs 500 millions avec une cession de 100 %

Les sinistres du pool DN sont répartis proportionnellement entre les assureurs de dommages naturels en fonction de leur part de marché respective m_{ESP} :

$$S_{individuell}^{CY,ESP} = m_{ESP} \cdot \boldsymbol{SL}_{1'250\,xs\,550}\{S^{CY,ESP,KS} + S^{CY,ESP,GS}\} \tag{86}$$

Les autres assureurs DN-OS doivent appliquer leurs solutions de réassurance individuelles $f_{RI,individuell}$ à leurs propres dommages naturels.

$$S_{individuell}^{CY,ES-Markt} = f_{RI,individuell}\left(m_{individuell,ES-Markt} \cdot (S^{CY,ES-Markt,NS} + S^{CY,ES-Markt,GS})\right) \tag{87}$$

3.6.8.2 Modélisation des « autres dommages naturels »

Les autres dommages naturels sont étroitement liés aux dommages du marché DN, car ils découlent des mêmes événements naturels. C'est pourquoi ils sont modélisés de manière comonotone avec les dommages du marché DN.

Les inondations d'août 2005 ont permis de déduire que ces dommages supplémentaires se montaient à environ

- 20 % du dommage du marché DN pour la branche choses et
- 10 % du dommage du marché DN pour la branche CVM.

Dans le modèle standard, seuls les sinistres sur la branche chose couvrant les autres dommages naturels sont modélisés. Les éventuels sinistres en CVM dus à des événements naturels sont déjà couverts par la distribution pour les sinistres de grêle.

Comme plus haut, nous désignons par $Y_j^{ES-Markt}$ le montant du sinistre sur l'ensemble du marché pour les grands sinistres du marché DN. Les sinistres supplémentaires aux choses peuvent être pris en compte par un ajustement de 20 % : $0.2 \times Y_j^{ES-Markt}$.

$x_{0,\text{übr}.ES} = 0.2 \cdot x_{0,ES-Markt} = 11.12$ et le paramètre $\beta_{\text{übr}.ES} = 0.2 \cdot \beta_{ES-Markt} = 0.2310$ sont échelonnés, à l'instar de la formule (77).

Il est judicieux, pour ces sinistres également, d'introduire une limite supérieure. Dans le modèle standard, celle-ci est fixée à $\gamma = 1\ Mia.CHF$. La somme annuelle des autres dommages naturels se définit comme

$$S^{CY,\text{übr}.Elementar} = \sum_{j=1}^{N} min\left(\gamma, 0.2 \cdot Y_j^{ES-Markt}\right) = \sum_{j=1}^{N} min\left(1'000\ MCHF, 0.2 \cdot Y_j^{ES-Markt}\right) \tag{88}$$

3.6.8.3 Modélisation du total des dommages naturels

La somme des dommages selon DN-OS et des autres dommages naturels représente le total des dommages naturels du marché de l'assurance qui sont provoqués par le même événement naturel. Elle se traduit par la formule suivante pour les membres du pool DN :

$$\begin{aligned} S_{Markt}^{CY,Elementar} &= S_{Markt}^{CY,ESP} + S^{CY,GS,\text{übr}.Elementar} \\ &= \boldsymbol{SL}_{1'250xs550}\{S^{CY,ESP,KS} + S^{CY,ESP,GS}\} + S^{CY,\text{übr}.Elementar} \end{aligned} \tag{89}$$

Pour les assureurs DN-OS, on considère en conséquence :

$$S_{Markt}^{CY,Elementar} = S_{Markt}^{CY,ES-Markt} + S^{CY,GS,\text{übr}.Elementar} \tag{90}$$

Les sinistres dus à des événements naturels sont répartis entre les assureurs correspondants proportionnellement à leur part de marché dans le pool DN m_{ESP} ou $m_{individuell/\,ES-Markt}$ pour les assureurs DN-OS et à leur part de marché m_{BI} au titre de l'assurance en cas d'interruption de l'exploitation :

$$\begin{aligned} S_{individuell}^{CY,Elementar,(N)} &= S_{individuell}^{CY,ESP} + m_{BI} \cdot S^{CY,\text{übr}.Elementar} \\ &= m_{ESP} \cdot \boldsymbol{SL}_{1'250\ xs\ 550}\{S^{CY,ESP,KS} + S^{CY,ESP,GS}\} + m_{BI} \\ &\cdot \sum_{j=1}^{N} min\left(1'000\ MCHF, 0.2 \times Y_j^{ES-Markt}\right) \end{aligned} \tag{91}$$

Pour les autres assureurs DN-OS, on considère en conséquence :

$$\begin{aligned} S_{individuell}^{CY,Elementar,(N)} &= S_{individuell}^{CY,ES-Markt} + m_{BI} \cdot S^{CY,\text{übr}.Elementar} \\ &= S_{individuell}^{CY,ES-Markt} + m_{BI} \cdot \sum_{j=1}^{N} min\left(1'000\ MCHF, 0.2 \times Y_j^{ES-Markt}\right) \end{aligned} \tag{92}$$

La formule (91) ou (92) permet de déterminer les sinistres annuels non actualisés de l'entreprise. En vue de l'actualisation, la cadence de paiements incrémentielle $\{\beta_j^{ES}\}_{j\geq 0}$ est nécessaire pour calculer le facteur d'actualisation $D_{individuell}^{CY,Elementar}$. Aux fins de simplification, on peut utiliser en l'espèce la cadence de paiements de l'assurance choses.

$$D_{individuell}^{CY,Elementar} = \sum_{j\geq 0} \frac{\beta_j^{Elementar}}{\left(1 + r_j^{(t_0)}\right)^j} \tag{93}$$

$$S_{individuell}^{CY,Elementar} = D_{individuell}^{CY,Elementar} \cdot S_{individuell}^{CY,Elementar,(N)} \tag{94}$$

3.7 Traitement des sinistres *URR*

Lorsque des contrats sont conclus en cours d'année ou durent plusieurs années, la prime n'est pas entièrement acquise pendant la période $[t_0, t_1]$. En d'autres termes, il existe encore, à la fin de la période d'un an à compter de la date de référence, des primes non acquises (UPR_{t_1}), c'est-à-dire qui comprennent, comme indiqué à la section 2.3.1, aussi bien les reports de prime que les éventuels paiements de prime encore dus, pour lesquelles des sinistres peuvent se produire durant les périodes à venir. Ceux-ci doivent également figurer dans le bilan SST au moment t_1.

Le poste *URR* désigne la valeur conforme au marché des flux de paiement relatifs aux primes non acquises *(UPR)* dans un bilan économique :

$$BE_t^{URR} := \sum_{j \geq 0} \nu_j^{(t)} \cdot CF_{t+j}^{(t),URR} \tag{95}$$

Le calcul des futurs *cash flows* doit tenir compte de la cadence d'acquisition *(earning pattern)*, c'est-à-dire de la façon dont la prime est acquise au fil du temps. Cette cadence détermine quand les sinistres correspondants peuvent survenir et quand le versement commence. On suppose fréquemment que la prime est acquise de manière égale au fil du temps, selon le principe du prorata temporis. Ce n'est pas forcément le cas si les sinistres sont plutôt saisonniers (tempêtes hivernales, par ex.).

La prime non acquise (c'est-à-dire les reports de prime et les éventuels paiements de prime encore dus) $UPR_{t_1} = \sum_{j \geq t_1} EP_j$ au moment t_1 peut également être considérée comme la somme des primes qui seront acquises pendant les futures périodes postérieures à t_1. La valeur CR_t désigne le ratio combiné technique *(technical combined ratio)* de la période t. Elle permet de calculer les futures charges de sinistres, y compris les coûts correspondants $S_t^{URR,(N)} = CR_t \cdot EP_t$, pour les périodes $t \geq t_1$. La charge des sinistres totale $S^{URR,(N)}$ est donnée par la somme sur les futures périodes, jusqu'à ce que la valeur UPR_{t_1} soit entièrement acquise :

$$S^{(N),URR} = \sum_{t \geq t_1} S_t^{(N),URR} \tag{96}$$

L'actualisation doit être effectuée avec la cadence de paiements attendue des *cash flows* pour obtenir les sinistres totaux attendus actualisés pour le risque *URR* :

$$S^{URR} := \sum_{j \geq 1} \frac{\beta_j^{URR}}{\left(1+r_j^{(t_1)}\right)^j} S_{t_1+j}^{(N),URR} = BE_{t_1}^{URR,t_1} \tag{97}$$

La cadence de paiements attendus $\{\beta_j^{URR}\}_{j\geq t_1}$ qui figure à l'expression précédente résulte de la cadence d'acquisition *(earning pattern)* $\{\epsilon_j\}_{j\geq t_1}$ où $\sum_{j\geq t_1}\epsilon_j = 1$ et de la cadence des paiements pour une année de survenance $\{\beta_j^{URR,1}\}_{j\geq t_1}$ comme suit :

$$\beta_j^{URR} = \sum_{k=1}^{j} \epsilon_k \cdot \beta_{j-k+1}^{URR,1}, \qquad j \geq t_1 = 1 \tag{98}$$

La valeur *best estimate* des dommages liés à la future prime acquise est elle aussi empreinte d'incertitude en raison principalement d'influences exogènes pendant la période d'un an, telles que la modification du contexte juridique à la suite d'une nouvelle jurisprudence ou les changements induits par la mortalité, l'inflation ou des facteurs similaires, c'est-à-dire des modifications qui correspondent au risque de paramètre. A des fins de simplification, les coefficients de variation issus de la modélisation des sinistres ordinaires du risque *CY* sont utilisés pour modéliser l'ensemble des sinistres *URR*, lesquels contiennent à la fois les grands sinistres, les sinistres événementiels et les sinistres ordinaires.

De manière analogue à la procédure en cas de sinistres *PY* et de sinistres ordinaires *CY*, la prise en compte de l'inflation inattendue dans les paramètres de la distribution log-normale est ici aussi effectuée au niveau de chaque branche d'assurance avant l'agrégation des moments. $\tilde{S}^{URR}$ désigne la variable aléatoire des sinistres *URR* après prise en compte d'un choc d'inflation.

Le risque aléatoire peut être ignoré lors de la modélisation du risque *URR*.

3.8 Résultat d'assurance attendu

La représentation (32) de la section 2.3 correspond à la définition suivante du résultat attendu :

$$D^{(t_0)} \cdot E\left[BE_{t_1}^{(N),Neu} + L_{t_1}^{Neu}\right] = D^{(t_0)} \cdot E\left[WP_{t_1} - S_{t_1}^{(N),Neu} - K_{t_1}\right] \tag{99}$$

WP_{t_1} désigne ici les primes souscrites concernant les polices dont la période de couverture commence dans la période d'un an (c'est-à-dire, dans le SST 2020, concernant les primes souscrites dont la période de couverture commence entre le 1er janvier et le 31 décembre 2020). $S_{t_1}^{(N),Neu}$ désigne la charge des sinistres totale et K_{t_1} les frais d'exploitation et d'administration, pour les primes souscrites WP_{t_1}.

La contribution du résultat de liquidation des provisions des années précédentes a une valeur attendue nulle et n'est donc pas incluse dans la formule ci-dessus.

3.9 Agrégation

Les calculs ne peuvent pas tous être faits directement dans le *template* SST dommages pour l'assurance dommages. Ceux à effectuer en dehors sont indiqués ci-après (liste non exhaustive) :

1. L’agrégation des risques d’assurance :
   - Agrégation du total des grands sinistres
   - Agrégation des grands sinistres avec les autres risques d’assurance
   - Agrégation des risques d’assurance déterminés grâce au modèle standard avec les risques d’assurance issus d’un éventuel modèle interne pour les catastrophes naturelles
   - Agrégation des affaires directes suisses avec les affaires directes non suisses et la réassurance active
2. L’agrégation des risques de marché, de crédit et d’assurance et des scénarios

Pour les agrégations mentionnées au point 1, nous renvoyons aux méthodes d’agrégation usuelles, telles que les procédures de simulation (implémentation par ex. avec R, Matlab, @risk, IGLOO, Remetrica) ou des procédures non fondées sur des simulations, comme l’algorithme de Panjer.

3.9.1 Agrégation des affaires directes suisses avec les affaires directes non suisses et la réassurance active

Afin de calculer le montant minimum, les risques *PY*, *CY* et *URR* des différents domaines d’affaires doivent être agrégés en utilisant des hypothèses de dépendances propres à l’entreprise. Ces grandeurs sont utilisées en entrées pour le calcul simplifié du montant minimum.

3.9.2 Agrégation des sinistres ordinaires *(current year ; CY)*, des risques de provisionnement *(previous year ; PY)* et des sinistres *URR*

L’agrégation $\tilde{S}^{(PY+CY,NS+URR)}$ des sinistres *PY*, des sinistres ordinaires *CY* et des sinistres *URR*

$$\tilde{S}^{(PY+CY,NS+URR)} = \tilde{S}^{PY} + \tilde{S}^{CY,NS} + \tilde{S}^{URR} \tag{100}$$

est supposée suivre une distribution log-normale, et les paramètres correspondants sont calculés dans le *template SST dommages* pour la segmentation des branches standard SST. Les hypothèses de corrélation pour les affaires directes non suisses et les causes de dépendance entre les affaires directes suisses, les affaires directes étrangères et les réassureurs actifs sont des paramètres spécifiques à l’entreprise.

La variance de la somme des provisions *PY*, des sinistres ordinaires *CY* et des sinistres *URR* résulte des variances des termes de la somme et de la matrice de corrélations, en utilisant l’agrégation des moments.

ρ désigne la matrice de corrélations complète pour les sinistres *PY*, les sinistres ordinaires *CY* et les sinistres *URR*. Par conséquent :

$$Var\left(\tilde{S}^{(PY+CY,NS+URR)}\right) = \sum_{l,m\in\{PY,(CY,NS),URR\}x\{PY,(CY,NS),URR\}} \sum_{i,j\in LOBs} \rho_{i,j}^{l,m} \cdot \sqrt{Var\left(\tilde{S}_i^l\right)Var\left(\tilde{S}_j^m\right)} \tag{101}$$

3.9.3 Agrégation des grands sinistres en $\boldsymbol{S^{(A1)}}$

L'agrégation des différents domaines d'affaires que sont les affaires directes suisses, les affaires directes étrangères et la réassurance active se fonde sur des hypothèses de dépendances spécifiques à l'entreprise.

$$S^{(A1)} = S^{CY,GS} \tag{102}$$

3.9.4 Agrégation des catastrophes naturelles $\boldsymbol{S^{(A2)}}$

Au cours d'une étape intermédiaire, il faut agréger les dommages dus aux catastrophes naturelles $S^{CY,NatCat}$ qui proviennent d'un éventuel modèle interne y relatif, avec les dommages issus de l'assurance des dommages naturels et les sinistres événementiels en supposant l'indépendance, en vue du reporting et du calcul du montant minimum. L'agrégation des différents domaines d'affaires que sont les affaires directes suisses, les affaires directes étrangères et la réassurance active se fonde sur des hypothèses de dépendances spécifiques à l'entreprise.

$$S^{(A2)} = S^{CY,Elementar}_{individuell} + S^{CY,MFK} + S^{CY,NatCat} \tag{103}$$

3.9.5 Agrégation du total des sinistres ordinaires *CY* $\boldsymbol{S^{(A3)}}$

Pour calculer le montant minimum, il faut agréger les sinistres ordinaires des domaines d'affaires que sont les affaires directes suisses, les affaires directes étrangères et la réassurance active en $S^{(A3)}$, en se fondant sur les hypothèses de dépendances spécifiques à l'entreprise.

3.9.6 Agrégation du risque de nouveaux sinistres total $\boldsymbol{S^{(A4)}}$

Au cours d'une étape intermédiaire, il faut déterminer, en vue de l'établissement du rapport, le risque de nouveaux sinistres total qui découle de l'agrégation des éléments suivants supposés indépendants:

$$S^{(A4)} = S^{(A1)} + S^{(A2)} + S^{(A3)} \tag{104}$$

Cette valeur est requise pour le calcul du montant minimum.

3.9.7 Agrégation du risque de provisionnement *PY* total $S^{(A5)}$

Pour calculer le montant minimum, il faut agréger les risques de provisionnement *PY* découlent des domaines d'affaires que sont les affaires directes suisses, les affaires directes étrangères et la réassurance active en $S^{(A5)}$ en se fondant sur les hypothèses de dépendances spécifiques à l'entreprise.

3.9.8 Agrégation du risque *URR* total $S^{(A6)}$

Pour calculer le montant minimum, il faut agréger les risques *URR* qui découlent des domaines d'affaires que sont les affaires directes suisses, les affaires directes étrangères et la réassurance active en $S^{(A6)}$, en se fondant sur les hypothèses de dépendances spécifiques à l'entreprise.

3.9.9 Agrégation des risques d'assurance totaux $S^{(A7)}$ et (B)

L'agrégation $\tilde{S}^{(PY+CY,NS+URR)}$ entre d'une part les risques de provisionnement, les sinistres ordinaires *CY* et les sinistres *URR*, et d'autre part les autres catégories de risque $S^{(A1)}$ et $S^{(A2)}$ doit être effectuée en supposant l'indépendance.

$$S^{(A7)} = S^{(A1)} + S^{(A2)} + \tilde{S}^{(PY+CY,NS+URR)} \tag{105}$$

La modélisation présentée jusqu'à présent se rapportait aux distributions non centrées des risques d'assurance, qui sont définies sur l'axe positif.

Lors de l'agrégation supplémentaire avec les autres composantes du risque, les risques d'assurance sont représentés en premier lieu au sens des formules (34) et (32), de manière centrée et sur l'axe négatif, afin de présenter correctement la variation des engagements d'assurance inscrits au bilan. Il en résulte une distribution agrégée du risque d'assurance (B).

3.9.10 Agrégation des risques d'assurance et des risques de marché ; agrégation des scénarios

L'agrégation des risques d'assurance avec les risques de marché, les risques de crédit et les éventuels scénarios est expliquée dans la description technique du modèle standard agrégation et montant minimum. La FINMA met à disposition pour ce faire un outil R (« sstCalculation ») dont l'utilisation est facultative. Le fichier d'entrées *SST-Template* fait partie dans tous les cas du rapport et doit être rempli.

Le *SST-Template* requiert les informations suivantes du modèle standard pour l'assurance dommages, à reporter dans les feuilles ci-après mentionnées :

1. Les *cash flows* nécessaires pour calculer le risque d'intérêt et de change (total des engagements hors rentes LAA et prestations de longue durée) par monnaie à la feuille « Insurance Liabilities ».
2. Les sensibilités des rentes LAA et des prestations de longue durée aux taux d'intérêt à la feuille « Delta Remainder Market Risks ».

3. Le montant minimum découlant de l'assurance dommages avant la prise en compte du risque de marché impossible à couvrir *(non hedgeable market risk)* (cf. également 3.10) à la feuille de calcul *« General Inputs »*.
4. *Trigger* pour le calcul du risque de marché impossible à couvrir et la valeur de base correspondante pour calculer cette grandeur à la feuille de calcul *« General Inputs »*.
5. Le résultat d'assurance attendu actualisé (brut ou net, en conformité avec la modélisation du SST) à la feuille *« General Inputs »*.
6. La distribution actualisée centrée pour le risque d'assurance découlant de l'assurance de dommages B indiquée dans la feuille de calcul *« NL_Distributions »* du *template SST dommages*, à saisir dans la feuille *« Non Life Distributions »*. Il est également possible de saisir directement les résultats simulés, sans ordre particulier. Pour les entreprises d'assurance qui ont un profil de risque très simple et qui calculent le SST seulement sur la base des sinistres ordinaires dans le strict modèle standard, la saisie des paramètres de la distribution log-normale μ et σ peut être suffisante.
7. Les expositions au risque de crédit envers la réassurance dans la feuille *« Credit Risk »*.

De plus, des valeurs doivent être reportées dans la FDS. (Cela se fait de manière automatisée lors de l'utilisation du R-Tool via les entrées dans le *SST-Template*.)

8. Différentes espérances mathématiques et *expected shortfalls* pour les risques individuels tels que les sinistres *PY*, les sinistres *CY*, les sinistres ordinaires *CY*, les sinistres *CY* découlant de catastrophes naturelles. Chacune de ces valeurs se trouve dans le *template SST dommages*. La saisie est effectuée dans la feuille « *Other Data ».*

3.10 Des valeurs *best estimate* des engagements doivent en outre être reportées dans le bilan SST à la feuille *« SST Balance ».* Montant minimum *(market value margin, MVM)*

3.10.1 Principes

Pour une description détaillée du montant minimum, nous renvoyons à la description technique agrégation et montant minimum. Nous nous limitons ici à la partie désignée par $MVM_{dommages}$ dans la section 6.2 de la description technique agrégation et montant minimum.

Cette composante du montant minimum se calcule comme la somme des valeurs actualisées des coûts du capital pour les risques d''assurance sur toutes les années futures après t_1 sur lesquelles s'étend la liquidation des engagements d'assurance par l'entreprise d'assurance elle-même, les valeurs étant déterminées par l'évolution attendue à ce même moment. En particulier, on suppose que l'entreprise d'assurance ne conclut aucune affaire nouvelle à partir du moment t_1.

En notant $\{CES_j\}_{j\geq 1}$[15] les *expected shortfall* centrés futurs, où η_{CoC} désigne le taux des coûts du capital prescrit par la FINMA, on a :

$$MVM_{dommages} = \eta_{CoC} \cdot \sum_{j\geq 1} \frac{CES_j}{\left(1 + r_{j+1}^{(t_0)}\right)^{j+1}} \tag{106}$$

Le montant minimal figurant dans le modèle standard de l'assurance dommages concerne toutes les branches d'assurance qui doivent être modélisées dans le modèle dommages, y compris celle des affaires LAA.

Dans le modèle standard pour l'assurance dommages, les coûts du capital sur les besoins en capitaux destinés aux risques suivants sont encourus pour chaque année future postérieure à t_1 :

a) Risque de provisionnement des provisions en liquidation restantes au début de l'année future respective (sinistres *PY*) ;
b) Risque de nouveaux sinistres des affaires acquises lors de l'année future respective (sinistres *CY*) ;
c) Risque de sinistres relatifs aux primes non acquises (risques *URR*) des affaires non encore acquises à la fin de l'année future respective ;
d) Risque de crédit envers les réassureurs en cas de modélisation sur une base nette, c'est-à-dire face à une défaillance de la réassurance existante pour l'ensemble des dommages cédés (sinistres *CY*, *PY* et éventuellement les sinistres futurs pour les *UPR*) ; et
e) Risques de marché impossibles à couvrir *(non-hedgeable market risk)*.

Les catégories de risque a), b) et c) représentent, sommées sur les années futures, le risque de liquidation pour le risque d'assurance total des futures périodes. Actuellement, toutes les catégories de risque a) à e) sont additionnées dans le modèle standard. Cette procédure implique une comonotonie des risques sur un an durant les années postérieures à t_1. Le taux des coûts du capital à utiliser est défini dans la description technique du modèle standard pour l'agrégation et le montant minimum et figure par ailleurs dans le *SST-Template*.

Le modèle standard utilise les postulats suivants :

- Le coefficient de variation des provisions est supposé constant.

  Remarque : cette simplification a un effet progressif : la réduction du portefeuille entraînant une diminution de la diversification au sein de ce dernier, il faudrait supposer une volatilité plus élevée et donc un coefficient de variation croissant.
- Les risques de provisionnement sur une année a) évoluent proportionnellement à liquidation des provisions selon les paiements attendus dans les années futures après l'année actuelle où le SST est déterminé.
- Les risques de nouveaux sinistres sur une année b) évoluent proportionnellement aux primes acquises pendant les futures périodes d'un an. Les risques *URR* sur une année c) évoluent

[15] *Centred Expected Shortfall* ; *expected shortfall* centré

proportionnellement à la provision pour primes non acquises à la fin de la période d'un an. L'*earning pattern* détermine comment les primes sont acquises et comment les sinistres correspondants doivent être modélisés. Les provisions issues de b) et c) à la fin de la période d'une année se comportent comme décrit au point précédent.

- Les risques de crédit d) évoluent en général proportionnellement au risque de liquidation total résultant des catégories de risque a), b) et c).
- Le calcul simplifié du risque de crédit selon Bâle III est autorisé pour déterminer la contribution dans le montant minimum, mais le calcul du risque de crédit en tant que tel devrait être effectué selon le modèle Merton via les *cash-flows*. Cf. à ce sujet le point 5 de la description technique du modèle standard SST risque de crédit.
- Les risques de marché impossibles à couvrir e) sont définis dans le modèle standard pour l'agrégation et le montant minimum.

L'effet des scénarios s'apparentant aux catégories de risque a) à d) prédéfinis qui doivent êtres agrégés au capital cible ou propres à l'entreprise doit aussi être pris en compte.

Exemples à titre d'illustration :

Il s'agit ici de se focaliser sur les risques d'assurance a), b) et c). Les éléments d) et e) sont négligés.

<u>Cas 1 :</u> toutes les polices commencent le 1er janvier d'une année et prennent fin le 31 décembre de la même année. Elles sont renouvelées automatiquement chaque année, mais l'entreprise d'assurance dispose d'un droit de résiliation unilatéral ou les primes et les conditions particulières peuvent être adaptées librement chaque année. Dans ce cas, il n'y a aucune prime non acquise à la fin de l'exercice SST et les éléments b) et c) ne doivent donc pas être modélisés pour le montant minimum.

<u>Cas 2 :</u> les polices commencent un jour quelconque entre le 1er janvier et le 31 décembre d'une année. Chacune dure un an et elles peuvent être résiliées unilatéralement par l'entreprise d'assurance à la fin de l'année contractuelle ou les primes et les conditions particulières peuvent être adaptées librement chaque année. En d'autres termes, il existe des primes non acquises à la fin de l'exercice SST qui sont entièrement acquises au plus tard l'année suivante. Dans ce cas, le calcul du montant minimum doit tenir compte des éléments a) et b), mais pas de c).

<u>Cas 3 :</u> les polices sont conclues pour une période supérieure à un an (contrats pluriannuels), avec des conditions et des primes définies et sans droit de résiliation unilatéral de l'entreprise d'assurance avant leur échéance. Dans ce cas, il est possible que des primes non acquises soient reportées au prorata temporis pendant plusieurs périodes successives postérieures à l'exercice SST et que des sinistres relatifs à ces primes se produisent. En d'autres termes, le calcul du montant minimum doit alors tenir compte des éléments a), b) et c).

3.10.2 Calcul simplifié des futurs risques de liquidation, y compris risques de crédit issus de la réassurance

Le calcul du montant minimum se fait par approximations dans le *template* SST dommages. Seul le calcul du montant minimum sans prise en compte du risque de marché impossible à couvrir est décrit ici. Le risque de marché impossible à couvrir n'interviendra que dans le *« SST-Dashboard »* par un modèle factoriel simple (cf. également à ce sujet, la description technique pour l'agrégation et le montant minimum).

Les valeurs qui entrent dans le risque de liquidation sont les provisions futures qui résultent des postes a) à c). Les *expected shortfalls* futurs correspondants doivent être calculés. Leur calcul direct est généralement compliqué. C'est pourquoi le calcul proposé à titre d'approximation est la multiplication de la valeur des *expected shortfalls* des risques *PY*, *CY* et *URR* sur un an par le facteur dit *decay factor* $df_j, j \geq 1$. Ce facteur est déterminé à partir des cadences de paiements pour les sinistres sous-jacents et en prenant en compte de la cadence d'acquisition *(earning pattern)*.

On désigne par $\left\{\beta_j^{(CY)}\right\}_{j\geq 0}$ les paiements incrémentaux futurs d'un *cash flow* CF exprimé en pourcentage du versement total à la fin de l'année de liquidation concernée j. On a $\sum_{\{j\geq 0\}} \beta_j = 1$.

On désigne par

- $\{\beta_j^{PY}\}_{j\geq 0}$ la cadence de paiements incrémentielle pour les provisions liées aux sinistres des années précédentes cumulées $S^{(N),PY}$,
- par $\{\beta_j^{CY}\}_{j\geq 0}$ la cadence de paiements incrémentielle pour les sinistres $S^{(N),CY}$ liés au risque *CY*,
- et par $\{\beta_j^{URR,1}\}_{j\geq 1}$ la cadence de paiements incrémentielle pour une année de survenance correspondant aux versements des sinistres *URR* $S^{(N),URR}$. Conformément à la convention selon laquelle les sinistres sont payés à la fin de l'année, le premier versement n'intervient qu'à la fin de l'année 1.

Si l'on néglige les provisions futures qui sont attendues des sinistres *CY* et des sinistres *URR*, le *decay factor* pour le risque de provisionnement df_j^{PY} résulte directement de la cadence de paiements incrémentielle $\{\beta_j\}_{j\geq 0}$ et correspond à la provision initiale résiduelle de l'année j divisée par la provision initiale au moment $t = 0$.

$$df_j^{S^{(N),PY}} = \frac{\sum_{k\geq j} S_k^{(N),PY}}{\sum_{k\geq 0} S_k^{(N),PY}} = \frac{\sum_{k\geq 0} S_k^{(N),PY} - \sum_{k<j} S_k^{(N),PY}}{\sum_{k\geq 0} S_k^{(N),PY}} = 1 - \sum_{k=0}^{j-1} \beta_k^{PY}, \qquad j \geq 1 \tag{107}$$

Pour le calcul des risques *CY* et *URR* futurs, on a besoin du facteur *run off risk* des *URR* :

$$rf_j^{(URR)} = 1 - \sum_{k=1}^{j} \epsilon_k, \qquad j \geq 1 \tag{108}$$

où l'on désigne par

- $\left\{\epsilon_j^{(URR)}\right\}_{j\geq 1}$ la cadence d'acquisition *(earning pattern)* incrémentielle des *URR*.

On a $\sum_{j\geq 1} \epsilon_j = 1$.

Il en résulte pour les sinistres *CY* attendus dans les périodes SST futures :

$$S^{CY_k} = S^{URR_0} \cdot \epsilon_k, \qquad k \geq 1 \tag{109}$$

et pour les sinistres *URR* attendus y relatifs :

$$S^{URR_k} = S^{URR_0} \cdot rf_k^{URR}, \qquad k \geq 1 \tag{110}$$

Le *decay factor* pour le risque *CY* est déterminé comme suit, à l'aide de la formule (109) :

$$df_j^{CY} = \frac{S^{CY_j}}{S^{CY}}, \qquad j \geq 1 \tag{111}$$

L'expression (110) montre que le *decay factor* correspond à $df_j^{URR} = rf_j^{URR}, j \geq 1$.

La provision initiale R_0 au moment $t = 0$ correspond à celle retenue pour le calcul du SST. En intégrant les *cash flows* découlant des sinistres *CY* et des sinistres *URR*, on obtient la provision initiale R_1 au moment $t = j = 1$ selon l'expression :

$$R_1 = S^{PY} \cdot (1 - \beta_0^{PY}) + S^{CY} \cdot (1 - \beta_0^{CY}) \tag{112}$$

Pour $j = 2$, on a :

$$R_2 = S^{PY} \cdot \left(1 - (\beta_0^{PY} + \beta_1^{PY})\right) + S^{CY} \cdot (1 - (\beta_0^{CY} + \beta_1^{CY})) + S^{URR} \cdot \epsilon_1 \cdot (1 - \beta_1^{URR,1}) \tag{113}$$

Pour $j = 3$, on a :

$$\begin{aligned} R_3 = S^{PY} \cdot \left(1 - \sum_{k=0}^{2} \beta_k^{PY}\right) + S^{CY} \cdot \left(1 - \sum_{k=0}^{2} \beta_k^{CY}\right) \\ + S^{URR} \cdot \epsilon_1 \cdot \left(1 - \sum_{k=1}^{2} \beta_k^{URR,1}\right) + S^{URR} \cdot \epsilon_2 \cdot (1 - \beta_1^{URR,1}) \end{aligned} \tag{114}$$

En général, on a pour $j \geq 2$:

$$R_j = S^{PY} \cdot \left(1 - \sum_{k=0}^{j-1} \beta_k^{PY}\right) + S^{CY} \cdot \left(1 - \sum_{k=0}^{j-1} \beta_k^{CY}\right) + \sum_{k=1}^{j-1} \epsilon_k \cdot S^{URR} \cdot \left(1 - \sum_{l=1}^{j-k} \beta_l^{URR,1}\right) \tag{115}$$

Grâce à l'expression (98), il est possible de calculer la cadence de paiements totale pour toutes les années de survenance $\{\beta_j^{URR}\}_{j\geq 1}$ et ainsi d'obtenir une formule alternative pour calculer la provision initiale des affaires acquises :

$$R_j = S^{PY} \cdot \left(1 - \sum_{k=0}^{j-1} \beta_k^{PY}\right) + S^{CY} \cdot \left(1 - \sum_{k=0}^{j-1} \beta_k^{CY}\right) + S^{URR} \left(1 - \sum_{k=0}^{j-1} \beta_k^{URR}\right) - S^{CY_k} - S^{URR_k} \qquad (116)$$

Cette dernière formule (116) est implémentée dans le *SST-Nonlife-Template*. En utilisant les valeurs *best estimate* pour S^{PY}, S^{CY} et S^{URR} et les cadences de paiements correspondantes, on obtient le *decay factor* pour le risque *PY* :

$$df_j^{PY} = \frac{R_j}{R_0}, \quad j \geq 1 \qquad (117)$$

Les *expected shortfalls* centrés futurs, respectivement pour PY : $\{CES_j^{PY}\}_{j\geq 1}$, pour *CY* : $\{CES_j^{CY}\}_{j\geq 1}$ et pour *URR* : $\{CES_j^{URR}\}_{j\geq 1}$ se calculent par l'*expected shortfall* centré correspondant $CES_0^{PY\ oder\ CY\ oder\ URR}$ de l'année du SST pris comme base multiplié par le *decay factor* adéquat.

Pour le risque de crédit issu de la réassurance ou la rétrocession, c'est également l'*expected shortfall* résultant du calcul du risque de crédit qui est pris comme base. L'entreprise doit choisir le *decay factor*. Communément, on pourrait s'attendre à ce que le *decay factor* pour le risque de crédit *CR* soit comme pour le risque de provisionnement *PY* :

$$df_j^{CR} = df_j^{PY}, j \geq 1 \qquad (118)$$

Dans le *template* SST dommages et sans aucune adaptation, il est par ailleurs possible d'intégrer au calcul jusqu'à trois scénarios susceptibles de jouer un rôle dans le calcul du montant minimum. Ici aussi, il faut choisir les *decay factors* correspondants.

Les $\{CES_j\}_{j\geq 1}$ centrés futurs résultent de l'agrégation comonotone des différentes composantes.

$$CES_j = CES_j^{PY} + CES_j^{CY} + CES_j^{URR} + CES_j^{CR} + CES_j^{Scenario1} + CES_j^{Scenario2} + CES_j^{Scenario3} \qquad (119)$$

Autrement dit aucune diversification future entre catégories de risque n'est prise en compte. En revanche, la méthode de calcul décrite ci-dessus suppose des coefficients de variation constants. En réalité, ce n'est pas ainsi. Avec un volume en baisse, on s'attendrait à une hausse du coefficient de variation.

3.11 Assurance de garantie de loyer pratiquée par des entreprises *monoline*

3.11.1 Assurance de garantie de loyer

L’assurance de garantie de loyer implique en principe trois parties :

1. Le locataire, en tant que preneur d’assurance
2. Le bailleur, en tant que destinataire de la prestation d’assurance
3. L’assurance, en tant qu’émettrice

La prestation d’assurance naît le plus souvent conjointement à un déménagement du locataire et va de l’assurance au bailleur. Ensuite, ces coûts ainsi qu’un émolument de traitement (coûts internes et éventuellement externes de traitement du sinistre) sont facturés au locataire en tant que prestations récursoires. Le montant de celles-ci est connu, pour un cas de sinistre fermé. Le montant des prestations qui retournent à l’assurance et le moment où elles lui sont remboursées n’est en revanche pas certain. Le risque de défaut est relativement élevé. Souvent, ces prestations sont soit remboursées intégralement, soit pas du tout remboursées, mais des remboursements partiels sont aussi possibles.

Définition des sinistres ouverts : des prestations sont encore ouvertes envers le bailleur. Le montant final du sinistre n’est pas encore définitivement connu. Il s’ensuit que le montant des créances récursoires envers le locataire n’est pas définitif, ou possiblement pas encore facturé.

Définition des sinistres fermés : sinistres pour lesquels un remboursement complet au bailleur a déjà été effectué. Pour ces sinistres, seules les prestations récursoires facturées au locataire sont encore dues. Elles comportent un risque de crédit.

Des prescriptions particulières s’appliquent lorsque la branche Garantie de loyer est pratiquée comme unique branche d’assurance (« entreprises *monoline* de garantie de loyer »).

3.11.2 Bilan SST

Les prestations récursoires apparaissent à l’actif comme créances et correspondent à la valeur *best estimate* des créances récursoires relatives aux sinistres fermés au moment t_0.

La valeur *best estimate* des provisions nettes après prestations récursoires relatives aux sinistres ouverts est inscrite au passif. Le CPR ne change pas de ce fait, mais l’on évite qu’il y ait des provisions négatives au passif.

3.11.3 Risques d'assurance

3.11.3.1 Risques *PY*

Dans les risques d'assurance, seuls les sinistres ouverts sont modélisés pour *PY*, car le montant des prestations récursoires des sinistres fermés fait que les provisions peuvent devenir globalement négatives et que la modélisation n'est plus possible avec la distribution log-normale.

La modélisation du risque de défaillance des prestations récursoires en suspens s'effectue dans le modèle standard SST pour les risques de crédit et est décrite dans la section 3.11.4.

La valeur *best estimate* sous-jacente pour la paramétrisation de la distribution log-normale est déterminée sur la base des sinistres ouverts nets après prestations récursoires attendues, sur la base des triangles de liquidation afférents.

La valeur par défaut pour le coefficient de variation du risque de paramètre est de 5 %. L'entreprise *monoline* de garantie de loyer détermine le coefficient de variation pour le risque aléatoire comme d'habitude sur la base de ses propres données, par ex. avec Merz-Wüthrich, sur la base du triangle de liquidation des sinistres ouverts nets après créances récursoires

3.11.3.2 Risques *CY*

Par définition, tous les sinistres doivent être considérés ouverts à la date de référence t_0. La valeur *best estimate* des sinistres attendus nets après prestations récursoires des entreprises *monoline* de caution de loyer est estimée comme espérance mathématique de la distribution log-normale. Cette valeur peut par ex. être déterminée avec le nombre de sinistres nets après prétentions récursoires multiplié par le montant brut moyen des sinistres avant prétentions récursoires.

Le nombre de sinistres est encore requis pour la calibration du coefficient de variation. Le nombre de sinistres après les prétentions récursoires attendues est également pris en compte. Autrement dit le nombre de sinistres est réduit des sinistres qui après réception des prétentions récursoires ont valeur nulle ou négative. Pour cela, le nombre de sinistres avant prétentions récursoires peut être déterminé avec l'espérance mathématique de tous les sinistres bruts avant prétentions récursoires, multipliée par un moins le taux de recouvrement (*recovery rate*) attendu.

Pour le cas particulier des assureurs de garantie de loyer, un coefficient de variation pour les sinistres individuels spécifique a été déterminé dans la branche « Financement et caution », qui est inférieur à celui des autres assureurs pour lesquels il existe encore de nombreux autres produits d'assurance de crédit, de cautionnement et financiers.

Aucun grand sinistre ne doit être modélisé.

3.11.3.3 Risques *URR*

Le risque de paramètre est modélisé ici par analogie avec le modèle standard normal sur la base du sinistre attendu pour la prime non acquise nette après prestations récursoires. Par définition, ici tous les sinistres doivent également être considérés ouverts.

3.11.4 Risques de crédit

Conformément à la description à la section 3.11.1, il existe des demandes de remboursement particulièrement élevées envers les locataires mais aussi un risque de défaillance particulièrement élevé qui n'est pas encore suffisamment couvert dans la paramétrisation du risque d'assurance.

Le modèle standard actuel pour le risque de crédit doit être utilisé pour la modélisation.

La valeur de base pour le risque de défaillance est constituée de trois éléments :

1. Prestations récursoires encore dues pour les sinistres *PY* fermés
2. plus la différence entre l'*expected shortfall* du risque *CY* brut, avant prestations récursoires, et l'*expected shortfall* du risque CY net, après prestations récursoires
3. plus la différence entre l'*expected shortfall* du risque *URR* brut, avant prestations récursoires, et l'*expected shortfall* du risque URR net, après prestations récursoires

Ces valeurs doivent être entrées et modélisées, selon l'approche standard de Bâle III (voir sections 2.4. à 2.7. de la description technique du modèle standard pour les risques de crédit), à la position « B Classes de positions de l'AS-BRI sans notations externes : B.1 Personnes naturelles et petites entreprises *(retail)*: B.1.1 »

3.11.5 Scénario

Dans une crise économique, il faut supposer une incapacité de paiement accrue de prétentions récursoires par le locataire. Etant donné que le modèle standard ne représente pas suffisamment ce risque de crédit, un scénario approprié, spécifique à l'entreprise, doit être agrégé.

La définition de scénario suivante peut servir de référence :

1. Pour CY : les prestations, c'est-à-dire les paiements pour sinistres attendus, sont augmentées de 50 %, et les prestations récursoires, calculées sur la base des prestations pour sinistres augmentées, diminuent de 50 %. Les primes et frais d'administration demeurent inchangés. (Effet sur le passif).
2. Pour PY : les retours attendus des prestations récursoires diminuent de 50 %. Cela impacte tant les prestations récursoires déjà facturées (effet à l'actif du bilan) que les provisions pour les sinistres ouverts (effet sur le passif).

La probabilité de survenance est de 1 %.

4 Adaptations du modèle standard

4.1 Contexte

Le modèle standard pour l'assurance dommages est calibré pour les affaires directes suisses sur une base brute. Pour représenter les affaires pour lesquelles la FINMA ne met pas de paramétrisation à disposition ou lorsque les risques encourus par l'entreprise le requièrent, certaines adaptations du modèle standard sont prévues. La FINMA décide dans chaque cas particulier si l'adaptation d'un modèle standard est soumise à approbation (art. 9 al. 3 OS).

4.2 Adaptations du modèle standard

Sauf indication contraire, les adaptations du modèle standard décrites ci-après ne sont pas soumises à approbation.

4.2.1 Segmentation et paramétrisation

En règle générale, la modélisation utilise les branches prévues dans le modèle standard (« branches standard SST ») pour les affaires suisses.

Les paramètres par défaut pour les coefficients de variation et pour les grands sinistres par branche SST standard et les valeurs standard pour les corrélations entre les branches standard SST sur une base brute restent inchangés.

Une entreprise d'assurance peut utiliser une segmentation spécifique plus détaillée lorsque la garantie existe que les données des segments possèdent une grandeur pertinente du point de vue statistique et que l'évaluation de paramètres spécifiques sur la base de cette segmentation est stable. La segmentation choisie ne doit donc être modifiée sur la durée qu'en cas de modification fondamentale des risques encourus.

Les hypothèses de distribution du modèle standard restent inchangées. Cela vaut également pour la matrice de corrélations au niveau des branches standard SST, l'entreprise d'assurance définissant toutefois elle-même la structure de dépendances spécifique des segments qu'elle a elle-même choisis pour le niveau de hiérarchisation inférieur aux branches standard SST. De plus, les paramètres déterminés sur la base de la segmentation spécifique doivent être agrégés aux branches standard SST, en utilisant la structure de dépendances propre.

Si les paramètres de variation ainsi définis sont inférieurs aux paramètres par défaut du modèle standard, la segmentation et la paramétrisation choisies sont considérées comme une adaptation soumise à approbation.

Lors de l’utilisation de la segmentation standard aussi, une entreprise d’assurance peut définir ses propres coefficients de variation et paramètres de grands sinistres pour la modélisation, lorsque l’évaluation de ses paramètres spécifiques est stable. Là encore, une adaptation des paramètres par défaut du modèle standard qui réduit les exigences en capital est soumise à approbation.

L’entreprise d’assurance détermine le risque d’assurance sur la base de la segmentation et de la paramétrisation choisies.

Le cheminement qui a conduit aux paramètres propres ainsi qu’à une segmentation plus détaillée et une structure de dépendances spécifiques doit être documenté dans le cadre du rapport SST, conformément à l’art. 24 al. 3 d – e OS-FINMA.

4.2.2 Modélisation de l’assurance-maladie dans le modèle standard pour l’assurance dommages

L’assurance-maladie individuelle qui n’engendre pas d’engagements de long terme (engagements viagers), par exemple pour la couverture maladie de l’assurance-voyages *« stand alone »*, continue à être modélisée dans le modèle standard pour l’assurance dommages.

L’assurance-maladie individuelle qui engendre des engagements viagers est modélisée via le modèle standard pour l'assurance-maladie, qui est calibré pour les affaires directes suisses.

Dans le sens d’une simplification, il est cependant permis de modéliser dans le modèle standard pour l’assurance dommages l’assurance-maladie individuelle qui engendre des engagements viagers, en cas de faible importance. Ceci est notamment le cas lorsqu’il est question de portefeuilles fermés ne regroupant plus qu’un petit nombre de polices.

Pour la branche assurance collective d'indemnités journalières, le modèle standard pour l’assurance dommages s’applique aux sociétés qui n’ont pas besoin du modèle standard pour l’assurance-maladie. Toutes les autres modélisent également la branche assurance collective d'indemnités journalières dans le modèle standard pour l’assurance-maladie. En cas de modélisation dans le modèle standard pour l’assurance dommages, le risque doit aussi être présenté dans la FDS, à la rubrique assurance dommages. Les provisions *best estimate* correspondantes sont en revanche saisies aux positions relatives à l’assurance-maladie.

4.2.3 Agrégation

Pour effectuer un calcul du risque actuariel au niveau des branches standard SST, il faut utiliser la matrice de corrélations standard donnée. L’utilisation de paramètres spécifiques pour les coefficients de variation et les grands sinistres est admise.

Si le risque d’assurance est calculé sur la base d’une segmentation propre et en ayant recours à une structure de dépendances spécifique, il convient de réaliser une plausibilisation avec le risque d’assurance calculé au niveau des branches standard SST. Le calcul comparatif à réaliser dans le cadre du reporting annuel et son analyse servent notamment cet objectif (cf. également section 4.4.).

4.3 Adaptations soumises à approbation

Les adaptations suivantes du modèle standard sont soumises à approbation au sens de l'art. 9 al. 3a OS-FINMA.

4.3.1 Affaires étrangères

Le risque d'assurance des succursales ou des filiales peut en général être modélisé sur la base des branches requises par la législation prudentielle du pays d'opération concerné. La FINMA ne donne actuellement aucun paramètre pour les segments relatifs aux affaires étrangères.

Les affaires d'assurance directes qui sont souscrites dans le cadre de l'accord sur l'assurance directe et l'accord sur l'assurance des dommages dus à de événements naturels avec la Principauté de Liechtenstein ne valent pas comme affaires étrangères.

Les distributions admises pour la modélisation sont, pour les sinistres ordinaires et le risque de provisionnement, la distribution log-normale, et pour les grands sinistres, une distribution de Poisson composée avec des montants de sinistres distribués selon la distribution de Pareto de la même manière que pour les affaires suisses selon le modèle standard.

4.3.2 Réassurance active

Les entreprises d'assurance appliquent en général le modèle standard pour la réassurance (StandRe) pour les affaires de réassurance active. Une entreprise d'assurance qui opère majoritairement des affaires directes d'assurance dommages peut également déposer, pour des raisons d'importance, une demande de modélisation sous la forme d'une adaptation soumise à approbation du modèle standard pour l'assurance dommages.

La description du modèle standard pour la réassurance est une référence concernant la définition d'une segmentation appropriée.

Les distributions admises pour la modélisation sont, pour les sinistres ordinaires et le risque de provisionnement, la distribution log-normale, et pour les grands sinistres, une distribution de Poisson composée avec des montants de sinistres distribués selon la distribution de Pareto.

4.3.3 Traitement des monnaies étrangères

En règle générale, dans le modèle standard pour l''assurance dommages le risque d'assurance et le résultat attendu sont calculés sur une base actualisée avec une monnaie SST unique. Dans le cas d'activités directes à l'étranger et de réassurance active, la "monnaie locale" dans laquelle ces activités sont gérées peut-être une monnaie différente de la monnaie SST. Dans le cas de parts importantes, et en particulier lorsque les provisions sont couvertes par des actifs en monnaie locale, cela peut entraîner des distorsions. Il peut donc être judicieux d'actualiser les flux de trésorerie concernés dans la monnaie locale correspondante, mais pour cela, ces flux de trésorerie doivent, à l'origine, également être disponibles dans leur intégralité (primes, coûts et paiements de sinistres) dans la monnaie locale.

Il convient également de veiller à ce que les cadences de liquidation aient été déterminés sur la base de la monnaie locale en question. Le *template SST dommages* indique quelles monnaies locales peuvent être utilisées.

L'utilisation de différentes monnaies pour l'actualisation ferra donc partie de la demande.

4.3.4 Agrégation en cas d'adaptations soumises à approbation

Les dépendances entre les risques des affaires suisses, des affaires étrangères et de la réassurance active de l'entreprise d'assurance qui doivent être prises en compte pour l'agrégation font partie intégrante de la demande.

4.3.5 Demande et documentation

Conformément aux dispositions des art. 11 et 12 OS-FINMA, avant d'appliquer une adaptation soumise à autorisation, il faut déposer une demande d'approbation à la FINMA, avec

- une description des adaptations demandées, des méthodes, des sources de données et des procédures utilisées, ainsi que de leur implémentation ; et
- une motivation de ces adaptations, incluant les données disponibles et les analyses pertinentes ainsi qu'une étude des avantages et inconvénients par rapport à la procédure existante.

Dans la mesure où elles sont pertinentes pour l'adaptation concernée, la documentation correspondante devrait notamment comprendre les informations suivantes (sans prétention à l'exhaustivité) :

1. Données concernant la segmentation
   - Une énumération complète de la segmentation demandée, accompagnée de sa description et de sa projection *(mapping)* vers les segments standard du modèle standard.
2. Indications d'informations par segment
   - Evolution historique des primes : primes brutes souscrites et acquises, y compris *fronting* et co-assurance
   - Autres informations relatives aux expositions telles que volumes historiques des provisions, nombres des polices
   - Inflation passée et future
   - Informations sur les frais (ALAE, ULAE)
3. Etendue des estimations de paramètres
   - Coefficients de variation pour les projections répartis en risque de paramètre et risque aléatoires

- Coefficients de variation pour les sinistres individuels sous un seuil des grands sinistres
- Nombre de sinistres ordinaires
- Nombre de grands sinistres
- Paramètres pour la distribution de Pareto des grands sinistres
- Corrélations entre les branches et entre les sinistres PY et les sinistres CY, ainsi que les sinistres URR

4. Statistiques des données
   - Données sous-jacentes comme les triangles de liquidation historiques pour l'évaluation des paramètres des sinistres PY, mais aussi les expositions historiques (cf. point 2)
   - Séries chronologiques des sinistres CY bruts par segment modélisé
   - Graphiques sous-jacents pour les tests de significativité statistique pour les paramètres des sinistres CY (sinistres ordinaires et grands sinistres)
   - Indication des séries chronologiques historiques des paramètres estimés pour représenter les paramètres estimés et permettre éventuellement l'approbation d'un intervalle de paramètre.
5. Méthodes
   - Description de la procédure d'estimation utilisée et des comparaisons effectuées, par ex. *back testing* ou méthodes alternatives
   - Adaptations éventuelles des données de calibration, telles que les adaptations pour l'inflation ou les adaptations IBNER
   - Vérification des paramètres choisis, par exemple par des ajustements de distribution
   - Méthodes d'évaluation des frais ALAE et ULAE
6. Traitement des monnaies étrangères pour le risque d'assurance et le résultat attendu
   - Liste de toutes les monnaies étrangères avec indication de l'exposition
   - Description de l'actualisation

En cas d'approbation de l'adaptation, cette documentation de la segmentation, de la base de données, des méthodes de calcul et des structures de dépendances des paramètres choisies fait partie intégrante du *reporting du SST* (cf. également section 4.4).

4.4 Reporting des adaptations

L'entreprise d'assurance indique toujours dans le rapport les paramètres utilisés pour la modélisation des affaires suisses, aussi sur une base brute, afin de permettre une comparaison sur le marché. De plus, elle doit indiquer la segmentation choisie et les paramètres utilisés pour la segmentation dans le *template* SST dommages.

Si une entreprise ne reprend pas intégralement la segmentation standard et les paramètres par défaut donnés dans le modèle standard (cf. section 4.2) ou s'il y a d'autres adaptations approuvées par la FINMA (cf. section 4.3), elle remet, dans le cadre du rapport annuel SST, une documentation technique actualisée qui englobe les justifications ayant motivé toutes les adaptations et les calculs (au sens de l'art. 24 OS-FINMA). Par ailleurs, une partie du rapport SST doit être consacrée à la description et à l'analyse des différences par rapport à l'*expected shortfall* des branches standard SST pour les affaires suisses.

La documentation technique dot être claire, compréhensible, univoque, complète et exempte de contradictions. Une personne du domaine peut comprendre, en un temps raisonnable, le choix des paramètres, de la méthodologie et de l'adéquation de la segmentation et évaluer si les exigences qualitatives, quantitatives et organisationnelles de la FINMA sont remplies.

5 Description du *template SST dommages*

Le *template SST dommages (SST-Nonlife-Template)* du modèle standard pour l'assurance dommages sert à la fois à rendre compte de l'exposition et des paramètres utilisés pour le calcul et aussi, en partie, à procéder au calcul en lui-même.

Dans le cadre du rapport SST, le risque d'assurance des affaires suisses sur la base des paramètres propres à l'entreprise est comparé, le cas échéant, au risque d'assurance sur la base des paramètres par défaut.

Comme expliqué à la section 3.9, la modélisation de certaines distributions et quelques agrégations doivent être effectuées en dehors du *template* et la distribution qui en résulte doit être indiquée dans le *template* sous forme discrétisée.

Le *template* peut être téléchargé depuis le site Internet de la FINMA . Il est adapté chaque année pour correspondre aux paramètres actuels (par ex. courbes de taux).

Tableau 5-1 Aperçu des feuilles de calcul dans le *template SST dommages*

N°	**Feuille**	**Titre**	**Utilisation**
1	Intro_SM_Nonlife	*Template* SST pour l'assurance dommages	Saisie, information et base de calcul pour les feuilles 7, 10, 11, 12, 13, 14, 15, 16, 19
2	Update	Liste des mises à jour	Information
3	list_of_sheets	Liste des feuilles de calcul	Information
4	Glossary	Glossaire Allemand – Français - Anglais	Pilotage de la langue des désignations dans le *template*
5	Inputparam	Variables financières et paramètres SST	Saisie, information et base de calcul pour les feuilles 7, 10, 11, 12, 13, 14, 15, 16, 19
6	NL_LOB	Assurance dommages : branches d'assurance standard SST	Information

N°	Feuille	Titre	Utilisation
7	NL_SST_Default_Pay-ment_Pattern	Assurance dommages : cadence de paiements par défaut	Information
8	NL_Default_Parameter	Assurance dommages : paramètres par défaut	Information, base de calcul pour la feuille 15
9	NL_Default_Correlations	Assurance dommages : matrice de corrélations par défaut	Information, base de calcul pour la feuille 15
10	NL_Segments_CH_direct	Assurance dommages : affaires directes suisses (y compris les affaires souscrites dans la Principauté de Liechtenstein dans le cadre de l'accord sur l'assurance directe et l'accord sur l'assurance des dommages dus à des événements naturels)	Données pour le reporting et base de calcul pour les feuilles 13, 14, 15, 16, 17, 19
11	NL_Segments_Non-CH_direct	Assurance dommages : affaires directes Etranger	Données pour le reporting et base de calcul pour les feuilles 13, 14, 15, 16, 17, 19
12	NL_Segments_active_RI	Assurance dommages : Réassurance active	Données pour le reporting et base de calcul pour les feuilles 13, 14, 15, 16, 17, 19
13	NL_Insurance_Risk	Assurance dommages : calcul du risque d'assurance pour les sinistres PY, les sinistres ordinaires CY et les sinistres URR	Calcul
14	NL_MVM	Assurance dommages : montant minimum	Données et calcul
15	NL_Expected_Result	Assurance dommages : résultat d'assurance attendu	Données et calcul
16	NL_Distributions	Assurance dommages : distributions	Données pour le reporting et base de calcul pour la feuille 17
17	NL_Input_SST_Template	Assurance dommages : données pour le modèle standard de risques de marché et pour l'agrégation	Base de calcul pour les risques de marché et l'agrégation
18	NL_Tests	Assurance dommages : vérifications de consistance	Aide à l'examen des entrées

N°	Feuille	Titre	Utilisation
	ValuesCH	Feuille auxiliaire : sauvegarde des valeurs saisies dans la feuille NL_CH_Direct	
	ValuesNonCH	Feuille auxiliaire : sauvegarde des valeurs saisies dans la feuille NL_Non_CH_Direct	
	ValuesRI	Feuille auxiliaire : sauvegarde des valeurs saisies dans la feuille NL_Active_RI	

Pour des raisons techniques, le titre des feuilles est généralement en anglais car le nombre de caractères est limité et parce que la désignation anglaise est souvent la plus courte.

Dans le *template* SST dommages, les champs de saisie à remplir par l'entreprise se caractérisent par un fond de couleur orange. Les champs avec un fond gris contiennent en général des formules ayant un lien direct avec les données fournies par l'entreprise d'assurance.

Les feuilles de calcul 2, 3 et 4 ne sont pas décrites plus en détail. Pour les autres feuilles de calcul, une brève description est donnée par la suite. Les feuilles de calcul « ValuesCH », « ValuesNonCH » et «ValuesRI » servent respectivement à sauvegarder les données des feuilles « NL_Segments_CH_direct », « NL_Segments_Non_CH_direct » et « NL_Segments_active_RI ». Ces feuilles ne sont sinon réutilisées nulle part ailleurs.

5.1 Feuille : « Intro_SM_Nonlife »

Information :

C'est ici que figure l'explication du code couleurs utilisé dans le *template*.

Données fournies par l'entreprise :

- Sélection de la langue du *template*
- Nom de la société
- Sélection de la base de modélisation : modélisation brute ou nette
- Monnaie du SST
- Sélection pour déterminer si une assurance pratique l'assurance des dommages naturels et est membre du pool DN ou si elle n'est pas membre du pool DN, ou ne pratique pas l'assurance des dommages naturels.
- Sélection pour déterminer si une société d'assurance pratique la garantie de loyer en tant qu'entreprise *monoline*.

Résultat :

La sélection entre base brute ou nette, le choix de la monnaie du SST et la sélection concernant la garantie de loyer ont une incidence sur les formules des feuilles de calcul et parfois des feuilles de saisie, ainsi que sur la feuille « NL_Input_SST_Template ».

5.2 Feuille : « Inputparameter »

Information :

Des variables financières telles que les courbes de taux sans risque pour les monnaies CHF, EUR, USD et GBP ainsi que le choc d'inflation « Delta_Inflation » sont mises à disposition pour la modélisation de l'inflation inattendue.

Les paramètres pour les coûts du capital et le niveau de confiance pour le SST sont en outre mis à disposition ici.

Données fournies par l'entreprise :

Si la monnaie du SST est autre que CHF, EUR, USD ou GBP, il est possible d'indiquer ici la courbe de taux sans risque de la monnaie du SST. Dans ce cas, le cours de conversion avec le CHF doit aussi être saisi dans le tableau des taux de change.

Résultat :

Les facteurs d'actualisation de la monnaie du SST ainsi que les autres paramètres sont réutilisés dans les feuilles de calcul et partiellement dans les feuilles de saisie.

5.3 Feuille : « NL_LoB »

Information :

Cette feuille contient la vue d'ensemble des branches standard du SST et leur définition (cf. également l'annexe 6.2). Pour ces branches, la FINMA met à disposition des paramètres par défaut pour les paramètres de distribution choisis.

5.4 Feuille : « NL_SST_Default_Payment_Pattern »

Information : la FINMA met ici à disposition les cadences de paiements par défaut.

Elles sont indiquées pour une année de survenance de sinistres pour chaque branche standard et peuvent être utilisées par les entreprises lorsque leur base de données propres n'est pas suffisante pour leur permettre de calculer elles-mêmes la cadence de paiements.

Cela peut notamment être le cas lorsque il n'y a pas assez d'années de sinistres observées par le passé pour pouvoir en dériver la cadence de paiements complète. Dans ce cas, il est possible de recourir à la cadence de liquidation par défaut.

Il est renoncé à fournir des cadences de liquidation pour les provisions. Chaque assurance peut les calculer elle-même sur la base du montant des provisions par année et de la cadence de paiements restants, laquelle se fonde sur une cadence de paiements typique pour une année de survenance de sinistres. Nous renvoyons à ce sujet au *template* auxiliaire NL_Calc_Pattern.xlsx, dans lequel le calcul correspondant est implémenté et illustré par un exemple.

Résultat :

La duration et le facteur d'évaluation de cette cadence de paiements pour la courbe de taux en CHF sont calculés à titre d'information.

5.5 Feuille : « NL_Default_Parameter »

Information :

La FINMA met à disposition les paramètres par défaut suivants au niveau des branches standard pour les :

Risques *PY* :

- Coefficients de variation pour le risque de modélisation
- Coefficient de variation pour le risque de paramètre

Risques *CY* :

- Coefficients de variation pour le risque de paramètre des sinistres ordinaires
- Coefficients de variation pour le risque aléatoire pour les sinistres ordinaires sur la base des sinistres individuels en fonction du seuil des grands sinistres choisi (de 0,5 million, de 1 million, de 2 millions ou de 5 millions de francs).
- Part des grands sinistres rapportés au nombre de sinistres ordinaires pour le seuil des grands sinistres de 0,5 million de francs
- Paramètre de Pareto α selon le seuil des grands sinistres de 0,5 million, de 1 million, de 2 millions ou de 5 millions de francs.
- Paramètres pour la modélisation des sinistres événementiels pour la branche CVM (grêle)
- Paramètres pour la modélisation du sinistre touchant au marché résultant des dommages naturels pour les membres du pool DN et les autres assureurs DN-OS ainsi que pour les autres dommages naturels tels que décrits dans la section 3.6.1

Risque *URR* :

- Coefficient de variation pour le risque de paramètre

Risque d'inflation inattendue :

- Paramètres pour les facteurs g, cf. section 6.11,
- dont découle le calcul des facteurs d'inflation cumulatifs par segment.

Résultat :

Les paramètres sont reliés dans les feuilles « NL_Insurance_Risk » et « NL_Insurance_Risk default ». Dans la feuille « NL_Insurance_Risk », les paramètres par défaut sont utilisés pour le calcul du risque de provisionnement (PY), du risque de sinistres ordinaires *CY* et du risque *URR*, lorsque l'entreprise d'assurance n'a réalisé aucune saisie relative aux paramètres dans la feuille « NL_Segments_CH_direct ».

Des propositions pour le nombre de grands sinistres et le paramètre de Pareto α sont également faites dans la feuille de saisie « NL_Segments_CH_direct » sur la base de ces paramètres.

Les facteurs d'inflation cumulatifs par segment

$$\left\{ f_{Infl,t} = \prod_{j=0}^{t} (1 + g \cdot \Delta r_{Infl,j}) \right\}_{t=0}^{49}$$

sont réutilisés dans les feuilles « NL_Segments_CH_direct », « NL_Segments_Non-CH_direct » et « NL_Segments_active_RI » afin de calculer $1 + F^{Infl}$.

5.6 Feuille : « NL_Default_Correlations »

Information :

Matrice de corrélations :

- Matrice de corrélations pour les sinistres *PY*, les sinistres ordinaires *CY* et les sinistres *URR*

Résultat :

Cette matrice de corrélations est réutilisée dans la feuille « NL_Insurance_Risk_default ».

Elle est en outre automatiquement indiquée dans la feuille de saisie « NL_Segments_CH_direct » si la segmentation standard est utilisée.

5.7 Feuille : « NL_Segments CH direct »

Données provenant d'autres feuilles :

- « Intro_SM_Nonlife » :
    - Monnaie du SST
- « Inputparam » :
    - Courbe de taux correspondant à la monnaie du SST
- « NL_Default_Parameter »
- « NL_Default_Correlations »

Données provenant du *SST-UVG-Valuation-template*

- Pour la mesure des risques du best estimate sous-jacent, valeurs brutes non actualisées pour les branches d'assurances standard SST « 5a LAA, cas ne donnant pas droit à une rente » et « 5b rentes LAA ».
- Cadence de paiement pour les provisions *PY* pour les branches d'assurance standard SST « 5a LAA, cas ne donnant pas droit à une rente » et « 5b rentes LAA ».

Données fournies par l'entreprise :

L'utilisation de cette feuille est requise pour la saisie de l'exposition et des paramètres ainsi que celle de la cadence de paiements des affaires directes suisses utilisées pour l'actualisation, y compris des affaires souscrites dans la Principauté de Liechtenstein dans le cadre de l'accord sur l'assurance directe et l'accord sur l'assurance des dommages dus à des événements naturels.

Lorsqu'une entreprise a besoin d'une segmentation propre plus détaillée, c'est-à-dire plusieurs segments en dessous d'une branche standard SST (cf. Tabelle 5-1), la macro VBA peut être utilisée pour créer des tableaux pour saisir la segmentation et les paramètres ; la feuille est préformatée pour les cas ordinaires. Avant de lancer la macro VBA, l'entreprise doit indiquer les différents sous-segments par branche SST standard. S'il n'y a pas de subdivision en sous-segments pour une branche donnée et que tout est modélisé dans le modèle direct dans cette branche, le nom de cette dernière doit être saisie comme seul « sous-segment». Si aucune affaire n'existe dans une branche donnée, cette dernière ne doit pas être supprimée. La segmentation minimale pour cette feuille de calcul est celle des 13 branches d'assurance SST standard. Aucun capital-risque n'est calculé pour les branches SST standard dont rien n'est saisi dans le champ pour l'exposition

Tableau 5-1 Masque de saisie pour le choix de la segmentation avec des saisies à titre d'exemple

N°	Branches d'assurance standard SST	Nombre de segments	Propres segments	
1	Responsabilité civile VM	1	Responsabilité civile VM	
2	CVM	1	CVM	
3	Choses	1	Choses	
4	Responsabilité civile	2	Responsabilité civile Particuliers	Responsabilité civile Industrie
5	LAA	1	LAA	
6	Accidents hors LAA	1	Accidents hors LAA	
7	Indemnités journalières collectives	1	Indemnités journalières collectives	
8	Maladie individuelle	1	Maladie individuelle	
9	Transport	1	Transport	
10	Aviation	1	Aviation	
11	Financement et caution	1	Cautionnement	
12	Protection juridique	1	Protection juridique	
13	Autres	1	Autres	

La macro crée les tableaux avec la segmentation propre à l'entreprise pour les domaines suivants :

- Risques *PY*
- Risques *CY*
- Risques *URR*
- Grandeurs saisies pour l'exposition et le résultat attendu
- Cadence de paiements pour les provisions *PY*
- Cadence de paiements pour les sinistres *CY*
- Cadence de paiements pour les sinistres *URR* pour une année de survenance
- Cadence d'acquisition des primes *URR*
- Cadence de paiements pour les sinistres *URR* cumulée pour toutes les années de survenance futures
- Matrice de corrélations

Ces saisies sont automatiquement reliées aux feuilles suivantes :

- « NL_Insurance_Risk»
  - Expositions, paramètres et facteurs d'actualisation pour la modélisation des sinistres *PY*, les sinistres ordinaires *CY* et les sinistres *URR*.
- « NL_Insurance_Risk_default » :
  - Expositions, paramètres et facteurs d'actualisation pour la modélisation des sinistres *PY*, les sinistres ordinaires *CY* et les sinistres *URR*.

- « NL_ExpectedRes » :
    - Expositions et facteurs d'actualisation
- « NL_Input_SST_Template »

Les données suivantes sont requises pour chaque segment et pour le total par branche standard SST (le formatage avec un fond orange de la feuille vous permet d'identifier clairement quelles valeurs sont requises par sous-segment ou seulement pour le total).

Indépendamment du choix de la base de calcul (brute ou nette) pour le risque d'assurance, il convient de saisir tant les valeurs brutes (avant réassurance) que les valeurs nettes (après réassurance) pour le reporting.

Le calcul de la cadence agrégée des paiements se fait sur la base des provisions nettes pour PY ou des sinistres bruts pour *CY* et *URR*.

Risques *PY* :

- Provisions pour sinistres nominales initiales brutes et nettes (saisie requise)
- Coefficients de variation pour le risque de paramètre (saisie facultative ; si le champ est laissé vide, les autres calculs seront réalisés selon l'hypothèse que ce sont les valeurs par défaut qui ont été utilisées)
- Coefficients de variation pour le risque aléatoire (saisie requise)
- Coefficients de variation pour le risque de modèle (à ne saisir que si l'on s'écarte du paramètre par défaut du coefficient de variation pour le risque de paramètre)
- Indication de l'espérance mathématique actualisée des provisions (saisie uniquement requise si les calculs propres à l'entreprise divergent des calculs des feuilles « NL_Insurance_Risk » et « NL_Insurance_Risk »).
- Indication de l'*ES (expected shortfall)* pour le total du risque *PY* centré aux fins de comparaison avec la valeur correspondante sur la base des branches standard avec les paramètres par défaut (saisie uniquement requise si les calculs propres à l'entreprise divergent des calculs des feuilles « NL_Insurance_Risk » et « NL_Insurance_Risk_default »)
- Aucune saisie n'est en général attendue pour la ligne « Pool pour les dommages naturels », les éventuelles provisions étant habituellement intégrées dans la branche Biens. S'il existe toutefois des raisons de les indiquer séparément pour le pool pour les dommages naturels (par ex. couverture en réassurance séparée), il est possible de le faire. Dans ce cas, les autres provisions de l'assurance de biens sont indiquées sans la part du pool pour les dommages naturels et les désignations des branches sont automatiquement adaptées. Ainsi, les provisions ne sont pas comptées à double.

Risques *CY* :

- Seuil utilisé pour la modélisation des grands sinistres (les sinistres ordinaires étant inférieurs à ce seuil), c'est-à-dire 0,5 million, 1 million, 2 millions ou 5 millions de francs (saisie requise)

- Le plus grand dommage possible des grands sinistres (sinistre individuel ou sinistre événementiel) en millions de la monnaie du SST (saisie facultative ; si le champ est laissé vide, l'hypothèse retenue est celle d'une distribution de Pareto non tronquée)
- Nombre attendu de sinistres ordinaires (saisie requise)
- Nombre des grands sinistres attendu sur la période d'un an. (Une proposition utilisant les paramètres par défaut est calculée sur la base des seuils de grands sinistres choisis.)
- Coefficients de variation pour le risque de paramètre des sinistres individuels (saisie facultative ; si le champ est laissé vide, les autres calculs seront réalisés selon l'hypothèse que ce sont les valeurs par défaut qui ont été utilisées)
- Coefficients de variation pour le risque aléatoire des sinistres agrégés. (Une entrée n'est prévue qu'en cas d'adaptation soumise à approbation, voir aussi la section 4.2.1)
- Coefficients de variation pour le risque aléatoire pour la modélisation des sinistres ordinaires. On attend habituellement ici la saisie des sinistres individuels. (L'entrée est facultative; si le champ reste vide, la valeur par défaut est utilisée dans les calculs subséquents.)
- Paramètre de Pareto α pour la modélisation de la distribution des grands sinistres. (Une proposition utilisant les paramètres standard est retenue sur la base des seuils de grands sinistres choisis. Lorsque le paramètre utilisé diverge de cette proposition, il doit être saisi.)
- Résultats de la modélisation des grands sinistres : Espérance mathématique et *expected shortfall* en millions de la monnaie du SST (saisie requise)
- Résultats de la modélisation des sinistres ordinaires : espérance mathématique et *expected shortfall* centré (saisie uniquement requise si les calculs divergent des calculs des feuilles « NL_Insurance_Risk » et « NL_Insurance_Risk_default »)
- Pour la ligne « Pool des dommages naturels », aucune saisie n'est attendue ici concernant les sinistres ordinaires. La saisie s'effectue dans le tableau relatif aux sinistres événementiels.
- Aucune saisie n'est attendue pour la ligne « Rentes LAA ».

Données financières relatives au calcul du résultat attendu et bases de modélisation

- Prime non acquise, tant brute que nette, en millions de la monnaie du SST, au moment $t = 0$. La saisie est requise.
- Prime souscrite, tant brute que nette, en millions de la monnaie du SST. La saisie est requise.
- Prime non acquise, tant brute que nette, en millions de la monnaie du SST, au moment $t = 1$. La saisie est requise.
- Prime acquise, tant brute que nette, en millions de la monnaie du SST. La saisie est requise.
- Frais d'exploitation et d'administration, tant bruts que nets, en millions de la monnaie du SST. La saisie est requise.
- Sinistres attendus relatifs à la prime souscrite. La saisie est requise.
- Sinistres attendus relatifs à la prime acquise. La saisie est requise.
- Sinistres attendus relatifs à la prime non acquise. La saisie est requise.

Risques *URR* :

- Coefficients de variation pour le risque de paramètre (saisie facultative ; si le champ est laissé vide, les autres calculs seront réalisés selon l'hypothèse que ce sont les valeurs par défaut qui ont été utilisées)
- Résultats de la modélisation des sinistres *URR* : espérance mathématique et *expected shortfall* centré (saisie uniquement requise si les calculs divergent des calculs des feuilles « NL_Insurance_Risk » et « NL_Insurance_Risk_default »)

Cadence de paiements pour les sinistres *PY* :

- Les cadences de paiements incrémentielles utilisées doivent être saisies pour la somme des années précédentes par segment modélisé. Le total est défini comme étant la moyenne pondérée sur les différents segments.
- Si la base de données pour la détermination d'une cadence de paiements attendue est insuffisante, il est possible de recourir aux valeurs par défaut pour les cadence de paiements pour une année de survenance de sinistres et au calcul de la cadence de paiements des provisions, au moyen du *template* auxiliaire NL_Calc_Pattern.xlsx.

Cadence de paiements pour les sinistres *CY* :

- Les cadences de paiements incrémentielles utilisées doivent être saisies pour les sinistres *CY* par segment modélisé. Le total est défini comme étant la moyenne pondérée sur les différents segments.
- Si les données propres à l'entreprise ne sont pas suffisantes, il est possible d'avoir recours aux cadences de paiements par défaut. Dans ce cas, ces dernières doivent être indiquées ici.

Cadence de paiements pour les sinistres *URR* :

- Les cadences de paiements incrémentielles pour une année de survenance utilisées doivent être saisies pour les sinistres URR par segment modélisé. Le total est défini comme étant la moyenne pondérée sur les différents segments.
- En guise de simplification, il est possible de saisir ici la cadence de paiements CY, toutefois, il convient de tenir compte du fait que seuls 49 points sont prévus dans le template. L'addition des incréments de la cadence de paiements doit donner un total de 100%. Cela peut être corrigé dans le dernier incrément de la cadence de paiements.
- Il faut en sus saisir la cadence d'acquisition par segment modélisé. Il s'ensuit la cadence de paiements totale. Si tout est acquis l'année suivante, il faut saisir 100% à la première colonne et la cadence de paiements totale vaut celle pour une année de survenance.

Matrice de corrélations :

- Si les branches standard SST ont été utilisées, ce champ de saisie est déjà rempli avec la matrice de corrélations standard. Si ce n'est pas le cas, il faut saisir ici la matrice spécifique à l'entreprise. En l'occurrence, il convient de vérifier que la matrice est semi-définie positive et symétrique.

Résultat :

Risques *PY* :

- Indication de la base (soit brute, soit nette) choisie pour le calcul SST (dans le *template*, le calcul est alors automatique effectué sur la base choisie, brute ou nette), ainsi que
- du montant actualisé au moment t_0 des provisions choisies pour le calcul du SST, en millions de la monnaie du SST (cette valeur est automatiquement calculée avec la cadence de paiements saisie et la monnaie du SST choisie)
- Pour les grands sinistres *CY* :
  - Proposition pour l'espérance mathématique du nombre de grands sinistres (paramètre λ de la distribution de Poisson) en fonction du seuil des grands sinistres et du nombre saisi des sinistres totaux (cf. également 6.16.2)

Les valeurs ou les résultats ci-après sont réutilisés dans d'autres feuilles, telles que « NL_Insurance_Risk », « NL_Insurance_Risk_default », « NL_ExpectdRes », « NL_MVM » et « NL_Input_SST_template » :

- Expositions brutes ou nettes pour les sinistres *PY*, *CY* et *URR*, en fonction du choix du paramètre dans la feuille « Intro_SM_Nonlife », pour la modélisation du risque sur la base de la distribution log-normale
- Facteurs d'actualisation par segment et total des sinistres *PY*, *CY* et *URR* pour la modélisation du risque sur la base de la distribution log-normale
  - Effet de l'inflation $1 + F^{Infl}$ par segment et classe de risque PY-, CY- et URR pour la modélisation des risques sur la base de la distribution log-normale, y compris le choc d'inflation
- Cadence de paiements pour le calcul du montant minimum et comme proposition pour déterminer les *cash flows* pour le risque de taux dans le modèle de risque de marché

Pour calculer la valeur actuelle (actualisation), on prend systématiquement comme moment du paiement la fin d'une année.

5.8 Feuille : « NL_Segments Non-CH direct »

Cette feuille doit être remplie si une société réalise des affaires directes à l'étranger et peut les présenter dans le cadre du modèle standard. A cet effet, il faut soumettre une demande d'adaptation pour la modélisation des affaires directes non suisses.

Données provenant d'autres feuilles :

- « Intro_SM_Nonlife » :
  - Monnaie du SST
- « Inputparam » :
  - Courbe de taux correspondant à la monnaie du SST

Données fournies par l’entreprise :

Cette feuille sert, dans le cadre de l’établissement du rapport, pour saisir la segmentation spécifique choisie pour les affaires directes non suisses, les expositions et paramètres sous-jacents à la modélisation ainsi que la cadence de paiements utilisée pour l’actualisation.

Dans la feuille, une macro VBA soutient l’établissement des tableaux servant à la saisie de la segmentation et des paramètres. L’entreprise doit saisir le nombre de segments utilisés et exécuter la macro pour générer les tableaux prédéfinis.

La macro crée les tableaux avec la segmentation propre à l’entreprise pour les domaines suivants :

- Risques *PY*
- Risques *CY*
- Risques *URR*
- Grandeurs saisies pour l’exposition et le résultat attendu
- Cadence de paiements pour les provisions *PY*
- Cadence de paiements pour les sinistres *CY*
- Cadence de paiements pour les sinistres *URR* pour une année de survenance
- Cadence d’acquisition des primes *URR*
- Cadence de paiements pour les sinistres *URR* cumulée pour toutes les années de survenance futures
- Matrice de corrélations

Les saisies suivantes doivent être opérées pour chaque segment :

- Désignation du segment
- Domaine géographique du risque
- Numéro du segment pour le choc d’inflation
- Monnaie pour l’actualisation si elle diffère de la monnaie du SST et que la cadence de paiements a été déterminée sur la base de la monnaie choisie.

Cf. exemple pour les deux derniers points :

No du segment pour le choc d'inflation	Segment pour le choc d'inflation	Monnaie pour l'actualisation (par défaut Monnaie du SST)
Entrées valides {1-12}		
3	biens (choses)	CHF
		CHF
		CHF
		CHF
		CHF

Les données suivantes sont requises pour chaque sous-segment et pour le total de la branche standard SST :

Risques *PY* :

- Provisions pour sinistres nominales initiales brutes et nettes (saisie requise)
- Coefficients de variation pour le risque de paramètre (saisie requise)
- Coefficients de variation pour le risque aléatoire (saisie requise)
- Indication de l'espérance mathématique actualisée des provisions (saisie uniquement requise si les calculs propres à l'entreprise divergent des calculs de la feuille « NL_Insurance_Risk »)
- Indication de l'*ES (expected shortfall)* des risques *PY* centrés. (Saisie uniquement requise si les calculs propres à l'entreprise divergent des calculs de la feuille « NL_Insurance_Risk »)

Risques *CY* :

- Seuil utilisé pour la modélisation des grands sinistres (saisie requise)
- Le plus grand dommage possible des grands sinistres (sinistre individuel ou sinistre événementiel ; saisie facultative ; si le champ est laissé vide, l'hypothèse retenue est celle d'une distribution de Pareto non tronquée)
- Nombre attendu de sinistres ordinaires (saisie requise)
- Nombre attendu de grands sinistres pendant la période d'un an (saisie requise)
- Coefficients de variation pour le risque de paramètre (saisie requise)
- Coefficients de variation pour le risque aléatoire pour la modélisation des sinistres ordinaires. On attend habituellement ici la saisie des sinistres individuels. La possibilité est donnée de saisir aussi, dans une colonne séparée, la valeur sur la base des sinistres agrégés.
- Paramètre de Pareto α pour la modélisation de la distribution des grands sinistres (saisie requise)
- Résultats de la modélisation des grands sinistres : Espérance mathématique et *expected shortfall* en millions de la monnaie du SST (saisie requise)
- Résultats de la modélisation des sinistres ordinaires : Espérance mathématique et *expected shortfall* centré (saisie uniquement requise si les calculs propres à l'entreprise divergent des calculs de la feuille « NL_Insurance_Risk »)

Données financières relatives au calcul du résultat attendu et bases de modélisation

- Prime non acquise, tant brute que nette, en millions de la monnaie du SST, au moment $t = 0$. La saisie est requise.
- Prime souscrite, tant brute que nette, en millions de la monnaie du SST. La saisie est requise.
- Prime non acquise, tant brute que nette, en millions de la monnaie du SST, au moment $t = 1$. La saisie est requise.
- Prime acquise, tant brute que nette, en millions de la monnaie du SST. La saisie est requise.
- Frais d'exploitation et d'administration, tant bruts que nets, en millions de la monnaie du SST. La saisie est requise.
- Sinistres attendus relatifs à la prime souscrite. La saisie est requise.
- Sinistres attendus relatifs à la prime acquise. La saisie est requise.
- Sinistres attendus relatifs à la prime non acquise. La saisie est requise.

Risque URR :

- Coefficients de variation pour le risque de paramètre (saisie optionnelle, si le champ reste vide, les autres calculs se basent sur l'utilisation des valeurs saisies correspondantes au risque CY)
- Résultats de la modélisation des sinistres *URR* : espérance mathématique et *expected shortfall* centré (saisie unique requise si les calculs propres à l'entreprise divergent des calculs de la feuille « NL_Insurance_Risk »)

Cadence de paiements pour les sinistres *PY* :

- Les cadences de paiements incrémentielles utilisées doivent être saisies pour la somme des années précédentes par segment modélisé. Le total est défini comme étant la moyenne pondérée sur les différents segments. En cas de besoin, le *template* auxiliaire NL_Calc_Pattern.xlsx peut être utilisé pour le calcul de la cadence de paiements par segment à partir d'une cadence de paiements typique pour une année de survenance.

Cadence de paiements pour les sinistres *CY* :

- Les cadences de paiements incrémentielles utilisées doivent être saisies pour les sinistres *CY* par segment modélisé. Le total est défini comme étant la moyenne pondérée sur les différents segments.

Cadence de paiements pour les sinistres *URR* :

- Les cadences de paiements incrémentielles utilisées doivent être saisies pour les sinistres *URR* par segment modélisé pour une année de survenance. Le total est défini comme étant la moyenne pondérée sur les différents segments.

- En guise de simplification, il est possible de saisir ici la cadence de paiements *CY*, toutefois, il convient de tenir compte du fait que seuls 49 points sont prévus dans le *template*. L'addition des incréments de la cadence de paiements doit donner un total de 100 %. Cela peut être corrigé dans le dernier incrément de la cadence de paiements.
- Il faut en sus saisir la cadence d'acquisition par segment modélisé. Il s'ensuit la cadence de paiements totale. Si tout est acquis l'année suivante, il faut saisir 100 % à la première colonne et la cadence de paiements totale vaut celle pour une année de survenance.

Matrice de corrélations :

- Il faut saisir ici la matrice spécifique à l'entreprise. En l'occurrence, il convient de vérifier que la matrice est semi-définie positive et symétrique.

Résultat :

Risques *PY* :

- Indication de la base (soit brute, soit nette) choisie pour le calcul SST (dans le *template*, le calcul est alors automatique effectué sur la base choisie, brute ou nette), ainsi que
- du montant actualisé au moment t_0 des provisions choisies pour le calcul du SST, en millions de la monnaie du SST (cette valeur est automatiquement calculée avec la cadence de paiements saisie et la monnaie du SST choisie)

Les valeurs ou les résultats ci-après sont réutilisés dans d'autres feuilles, telles que « NL_Insurance_Risk », « NL_ExpectdRes », « NL_MVM » et « NL_Input_SST_template » :

- Expositions brutes ou nettes pour les sinistres *PY*, *CY* et *URR*, en fonction du choix du paramètre dans la feuille « Intro_SM_Nonlife », pour la modélisation du risque sur la base de la distribution log-normale
- Facteurs d'actualisation par segment et total des sinistres *PY*, *CY* et *URR* pour la modélisation du risque sur la base de la distribution log-normale
- Effet de l'inflation $1 + F^{Infl}$ par segment et classe de risque PY-, CY- et URR pour la modélisation des risques sur la base de la distribution log-normale, y compris le choc d'inflation
- Cadence de paiements pour le calcul du montant minimum et comme proposition pour déterminer les *cash flows* pour le risque de taux dans le modèle de risque de marché

Pour calculer la valeur actuelle (actualisation), on prend systématiquement comme moment du paiement la fin d'une année.

5.9 Feuille : « NL_Segments active RI »

Cette feuille est à remplir lorsqu'une société opère une réassurance active mais qu'elle ne la modélise pas avec StandRe, car elle a demandé une adaptation pour la modélisation de la réassurance active.

Données provenant d'autres feuilles :

- « Intro_SM_Nonlife » :
  - Monnaie du SST
- « Inputparam » :
  - Courbe de taux correspondant à la monnaie du SST

Données fournies par l'entreprise :

Cette feuille sert, dans le cadre de l'établissement du rapport, pour indiquer la segmentation spécifique choisie pour les affaires de réassurance active, les expositions et paramètres sous-jacents à la modélisation ainsi que la cadence de paiements utilisée pour l'actualisation.

Dans la feuille, une macro VBA soutient l'établissement des tableaux servant à la saisie de la segmentation et des paramètres. L'entreprise doit saisir le nombre de segments utilisés et exécuter la macro pour générer les tableaux prédéfinis.

Les saisies suivantes doivent être opérées pour chaque segment :

- Désignation du segment
- Domaine géographique du risque
- Type de contrat : proportionnel ou non proportionnel
- Numéro du segment pour le choc d'inflation
- Monnaie pour l'actualisation dans le cas où elle diffère de la monnaie du SST et que la cadence de paiements a été déterminée sur la base de la monnaie choisie. Le pré-remplissage dans cette colonne est effectué sur la base de la monnaie du SST.
- Cf. exemples suivants pour les trois derniers points :

No du segment pour le choc d'inflation	Segment pour le choc d'inflation	Monnaie pour l'actualisation (par défaut Monnaie du SST)
Entrées valides {1-7}		
4	Property non-prop.	CHF
		CHF
		CHF
		CHF
		CHF

Le segment pour le choc d'inflation est déterminé en combinant le type de contrat et le numéro du segment.

La macro crée les tableaux avec la segmentation propre à l'entreprise pour les domaines suivants :

- Risques *PY*

- Risques *CY*
- Risques *URR*
- Grandeurs saisies pour l'exposition et le résultat attendu
- Cadence de paiements pour les provisions *PY*
- Cadence de paiements pour les sinistres *CY*
- Cadence de paiements pour les sinistres *URR* pour une année de survenance
- Cadence d'acquisition des primes *URR*
- Cadence de paiements pour les sinistres *URR* cumulée pour toutes les années de survenance futures
- Matrice de corrélations

Les données suivantes sont requises pour chaque sous-segment et pour le total de la branche SST standard (le formatage vous indique dans chaque cas quelles valeurs sont requises) :

Risques *PY* :

- Provisions pour sinistres nominales initiales brutes et nettes (saisie requise)
- Coefficients de variation pour le risque de paramètre (saisie requise)
- Coefficients de variation pour le risque aléatoire (saisie requise)
- Indication de l'espérance mathématique actualisée des provisions (saisie uniquement requise si les calculs divergent des calculs de la feuille « NL_Insurance_Risk »)
- Indication de l'*ES (expected shortfall)* des risques *PY* centrés. (Saisie uniquement requise si les calculs propres à l'entreprise divergent des calculs de la feuille « NL_Insurance_Risk »)

Risque *CY* :

- Seuil utilisé pour la modélisation des grands sinistres (saisie requise)
- Le plus grand dommage possible des grands sinistres (sinistre individuel ou sinistre événementiel ; saisie facultative ; si le champ est laissé vide, l'hypothèse retenue est celle d'une distribution de Pareto non tronquée)
- Nombre attendu de sinistres ordinaires (saisie requise)
- Nombre attendu de grands sinistres pendant la période d'un an (saisie requise)
- Coefficients de variation pour le risque de paramètre (saisie requise)
- Coefficients de variation pour le risque aléatoire pour la modélisation des sinistres ordinaires. Pour la réassurance active, il faut saisir la valeur sur la base des sinistres agrégés.
- Paramètre de Pareto α pour la modélisation de la distribution des grands sinistres (saisie requise)
- Résultats de la modélisation des grands sinistres : Espérance mathématique et *expected shortfall* en millions de la monnaie du SST (saisie requise)

- Résultats de la modélisation des sinistres ordinaires : Espérance mathématique et *expected shortfall* centré (saisie uniquement requise si les calculs propres à l'entreprise divergent des calculs de la feuille « NL_Insurance_Risk »)

Données financières relatives au calcul du résultat attendu et bases de modélisation

- Prime non acquise, tant brute que nette, en millions de la monnaie du SST, au moment $t = 0$. La saisie est requise.
- Prime souscrite, tant brute que nette, en millions de la monnaie du SST. La saisie est requise.
- Prime non acquise, tant brute que nette, en millions de la monnaie du SST, au moment $t = 1$. La saisie est requise.
- Prime acquise, tant brute que nette, en millions de la monnaie du SST. La saisie est requise.
- Frais d'exploitation et d'administration, tant bruts que nets, en millions de la monnaie du SST. La saisie est requise.
- Sinistres attendus relatifs à la prime souscrite. La saisie est requise.
- Sinistres attendus relatifs à la prime acquise. La saisie est requise.
- Sinistres attendus relatifs à la prime non acquise. La saisie est requise.

Risque URR :

- Coefficients de variation pour le risque de paramètre (saisie optionnelle, si le champ reste vide, les autres calculs se basent sur l'utilisation des valeurs saisies correspondantes au risque CY)
- Résultats de la modélisation des sinistres *URR* : espérance mathématique et *expected shortfall* centré (saisie uniquement requise si les calculs divergent des calculs de la feuille « NL_Insurance_Risk »)

Cadence de paiements pour les sinistres *PY* :

- Les cadences de paiements incrémentielles utilisées doivent être saisies pour la somme des années précédentes par segment modélisé. Le total est défini comme étant la moyenne pondérée sur les différents segments. En cas de besoin, le *template* auxiliaire NL_Calc_Pattern.xlsx peut être utilisé pour le calcul de la cadence de paiements par segment à partir d'une cadence de paiements typique pour une année de survenance.

Cadence de paiements pour les sinistres *CY* :

- Les cadences de paiements incrémentielles utilisées doivent être saisies pour les sinistres *CY* par segment modélisé. Le total est défini comme étant la moyenne pondérée sur les différents segments.

Cadence de paiements pour les sinistres *URR* :

- Les cadences de paiements incrémentielles utilisées doivent être saisies pour les sinistres *URR* par segment modélisé pour une année de survenance. Le total est défini comme étant la moyenne pondérée sur les différents segments.
- En guise de simplification, il est possible de saisir ici la cadence de paiements *CY*, toutefois, il convient de tenir compte du fait que seuls 49 points sont prévus dans le *template*. L'addition des incréments de la cadence de paiements doit donner un total de 100 %. Cela peut être corrigé dans le dernier incrément de la cadence de paiements.
- Il faut en sus saisir la cadence d'acquisition par segment modélisé. Il s'ensuit la cadence de paiements totale. Si tout est acquis l'année suivante, il faut saisir 100 % à la première colonne et la cadence de paiements totale vaut celle pour une année de survenance.

Matrice de corrélations :

- Il faut saisir ici la matrice spécifique à l'entreprise. En l'occurrence, il convient de vérifier que la matrice est semi-définie positive et symétrique.

Résultat :

Risque *PY* :

- Indication de la base (soit brute, soit nette) choisie pour le calcul SST (dans le *template*, le calcul est alors automatique effectué sur la base choisie, brute ou nette), ainsi que
- du montant actualisé au moment t_0 des provisions choisies pour le calcul du SST, en millions de la monnaie du SST (cette valeur est automatiquement calculée avec la cadence de paiements saisie et la monnaie du SST choisie)

Les valeurs ou les résultats ci-après sont réutilisés dans d'autres feuilles, telles que « NL_Insurance_Risk », « NL_ExpectdRes », « NL_MVM » et « NL_Input_SST_template » :

- Expositions brutes ou nettes pour les sinistres *PY*, *CY* et *URR*, en fonction du choix du paramètre dans la feuille « Intro_SM_Nonlife », pour la modélisation du risque sur la base de la distribution log-normale
- Facteurs d'actualisation par segment et total des sinistres *PY*, *CY* et *URR* pour la modélisation du risque sur la base de la distribution log-normale
- Effet de l'inflation $1 + F^{Infl}$ par segment et classe de risque PY-, CY- et URR pour la modélisation des risques sur la base de la distribution log-normale, y compris le choc d'inflation
- Cadence de paiements pour le calcul du montant minimum et comme proposition pour déterminer les *cash flows* pour le risque de taux dans le modèle de risque de marché

Pour calculer la valeur actuelle (actualisation), on prend systématiquement comme moment du paiement la fin d'une année.

5.10 Feuille : « NL_Insurance_Risk »

Données provenant d'autres feuilles :

Cette feuille utilise les résultats des feuilles :

- « NL_Segments_CH_direct »
- « NL_Segments_Non_CH_direct »
- « NL_Segments_active_RI »

Résultat :

Cette feuille sert à calculer le risque d'assurance pour les affaires directes suisses, les affaires directes étrangères et pour la réassurance passive des provisions *PY*, des sinistres ordinaires *CY* et des sinistres *URR* en utilisant des paramètres spécifiques à l'entreprise. La distribution log-normale est calculée en incluant le choc d'inflation. L'effet du choc d'inflation est déterminé sur la base de l'écart relatif du facteur *expected shortfall* et présenté,

$$\frac{ESfactor_{1-\alpha}(\tilde{\sigma})}{ESfactor_{1-\alpha}(\sigma)} - 1$$

5.11 Feuille : « NL_Insurance_Risk_default »

Cette feuille sert à calculer le risque d'assurance pour les affaires directes suisses pour les provisions *PY*, les sinistres ordinaires *CY* et les sinistres *URR* en utilisant les paramètres par défaut.

De plus, il convient de saisir ici les paramètres et les résultats pour les dommages cumulatifs pour lesquels la modélisation repose sur les sinistres touchant au marché.

Données provenant d'autres feuilles :

Cette feuille utilise les résultats des feuilles :

- « NL_Default_Parameter »
- « NL_Default_Correlations »
- « NL_Segments_CH_direct » :
  - Valeur *best estimate* actualisée des provisions (soit brute, soit nette, en fonction de la paramétrisation *(trigger)* de la feuille « Intro_SM_Nonlife »)
  - Espérance mathématique nominale des sinistres annuels pour les sinistres ordinaires (soit brute, soit nette, en fonction de la paramétrisation (trigger) de la feuille « Intro_SM_Nonlife »)

Risques *PY* :

- Coefficients de variation pour le risque de modélisation, c'est-à-dire la reprise du paramètre par défaut en cas d'évaluation des paramètres spécifiques pour le risque de paramètre ; en cas d'utilisation des paramètres par défaut pour le risque de paramètre, aucune saisie n'est nécessaire.
- Coefficients de variation pour le risque de paramètre (soit choix du paramètre par défaut, soit évaluation de paramètres spécifiques)
- Coefficients de variation pour le risque aléatoire

Risques *CY* pour les sinistres ordinaires :

- Seuil utilisé pour la modélisation des grands sinistres, c'est-à-dire soit 1 million, soit 5 millions de francs
- Nombre attendu de sinistres ordinaires
- Coefficients de variation pour le risque de paramètre et le risque aléatoire pour la modélisation des sinistres ordinaires.

Données fournies par l'entreprise :

Risques *CY* pour les grands sinistres auxquels l'entreprise participe par le biais de sa part de marché (pool DN / DN-OS et CVM grêle) :

- Part de marché aux sinistres événementiels
- Espérance mathématique et *expected shortfall* pour la distribution des sinistres événementiels en total annuel (propre part), qui se compose des sinistres ordinaires et des grands sinistres pour le cas des sinistres événementiels pour le pool DN / DN-OS.

Résultat :

Les résultats suivants sont calculés, pour chaque branche standard, en appliquant les paramètres par défaut pour la corrélation et en posant l'hypothèse d'une distribution log-normale, choc d'inflation inclus :

- Pour les sinistres *PY,* ordinaires *CY* et *URR* par branche standard SST :
  - Ecart-type et coefficient de variation (agrégation du risque de paramètre et du risque aléatoire)
  - Paramètres μ et σ pour la distribution log-normale, choc d'inflation exclu, par branche standard SST
  - Paramètres $\tilde{\mu}$ et $\tilde{\sigma}$ pour la distribution log-normale, choc d'inflation inclus, par branche standard SST
  - Ecart-type, *expected shortfall* de la distribution log-normale et *expected shortfall* centré
- Pour les sinistres *PY,* ordinaires *CY* et *URR* agrégés :

- Espérance mathématique actualisée des provisions pour les années précédentes (total *PY* actualisé)
- Espérance mathématique des sinistres ordinaires *CY* (total *CY* nominal)
- Espérance mathématique des sinistres ordinaires *URR* (total *URR* nominal)
- Somme du total *PY* (actualisé) et du total *CY* (actualisé)
- Somme du total *PY* (actualisé), du total *CY* (actualisé) et du total *URR* (actualisé)
- Ecart-type, *expected shortfall* de la distribution log-normale, espérance mathématique et *expected shortfall* et *expected shortfall* centré agrégés pour le total *PY*, le total *CY*, le total *URR,* le total *PY* + *CY* et le total *PY* + *CY* + *URR*
- L'effet du choc d'inflation est déterminé sur la base de l'écart relatif du facteur *expected shortfall* et présenté,

$$\frac{ESfactor_{1-\alpha}(\tilde{\sigma})}{ESfactor_{1-\alpha}(\sigma)} - 1$$

5.12 Feuille : « NL_MVM »

Cette feuille sert à calculer le montant minimum, cf. également section 3.10.

Données provenant d'autres feuilles :

Cette feuille utilise les résultats des feuilles :

- « Inputparam » :
  - Courbe de taux d'intérêt en CHF sans risque et facteurs d'actualisation qui en dérivent au jour de référence du calcul SST
  - Taux des coûts du capital en % sur le taux d'intérêt sans risque. (Cette valeur est donnée par la FINMA.)
- « NL_Segments_CH_direct » :
  - Provisions non actualisées
  - Sinistres totaux attendus pour *CY* et *URR* si le modèle *« opt in »* est choisi
  - Cadence totale de paiements, respectivement pour *PY*, *CY*, *URR*
- « NL_Segments_Non_CH_direct »
  - Provisions non actualisées
  - Sinistres totaux attendus pour *CY* et *URR* si le modèle *« opt in »* est choisi
  - Cadence totale de paiements, respectivement pour *PY*, *CY*, *URR*
- « NL_Segments_active_RI »
  - Provisions non actualisées
  - Sinistres totaux attendus pour *CY* et *URR* si le modèle *« opt in »* est choisi
  - Cadence totale de paiements, respectivement pour *PY*, *CY*, *URR*

- « NL_Insurance_Risk »
    - *Expected shortfall* centré pour *PY*, *CY*, *URR*
- « NL_Insurance_Risk_default »
    - *Expected shortfall* centré pour *PY*, *CY*, *URR*
- « NL_ExpectedRes » :
    - Montants *UPR* bruts attendus au moment t_1
- « NL_Distributions » :
    - *Expected shortfall* centré pour *PY*, *CY*, *URR*
- « NL_Input_SST_Template » : exposition pour les risques de crédit provenant des positions d'assurance et de réassurance, voir la section 5 de la description technique du modèle standard SST pour les risques de crédit.

Si une société d'assurance ne modélise ni les affaires à l'étranger, ni la réassurance active, certaines valeurs telles que par ex. le risque de provision, le risque de sinistres ordinaire et le risque URR peuvent directement être transférées de la feuille de calcul « NL_Insurance_risk ». Si cette entreprise d'assurance n'est toujours exposée ni à de grands sinistres, ni à des sinistres événementiels, la valeur pour le risque centré de nouveaux sinistres peut aussi, dans l'ensemble, être égale au risque centré de sinistres ordinaires. Il est possible de le faire via les indications dans le *template*.

Données fournies par l'entreprise :

Pour toutes les périodes futures, ultérieures à la période d'un an, il est possible à titre facultatif de procéder aux saisies suivantes :

- Risque de liquidation, c'est-à-risque le risque d'assurance total pour la liquidation des engagements d'assurance
- Risques de marché impossible à couvrir *(non-hedgeable market risk)* et frais de couverture *(hedging costs)*
- Risques de crédit liés aux positions d'assurance, par exemple envers des réassureurs.
- Effet des scénarios, répartis en différents scénarios (trois au maximum) ; comme auparavant, il est possible d'opter pour une saisie à titre effet total dans un seul scénario. Cette saisie doit donner lieu à un bref commentaire.

Si ce bloc de saisie est utilisé, les résultats obtenus entre en ligne de compte pour le montant minimum, en lieu et place du calcul par défaut du *template*.

Résultat :

Les grandeurs suivantes sont calculées dans la monnaie du SST :

- Coûts nominaux du capital pour les périodes futures de la liquidation attendue après la période d'un an

- Valeur actuelle des coûts du capital pour les périodes futures de la liquidation attendue après la période d'un an
- Montant minimum au moment t_1 actualisé au moment t_0 en tant que somme des valeurs actuelles des coûts du capital pour les périodes futures de la liquidation attendue.

5.13 Feuille : « NL_ExpctdRes »

Données provenant d'autres feuilles :

Cette feuille utilise les données des feuilles de saisie « NL_Segments_CH_direct », « NL_Segments_Non_CH_direct », « NL_Segments_active_RI » :

- Prime souscrite au cours de l'année d'établissement du rapport SST,
- Frais d'exploitation et d'administration qui surviennent au cours de l'année d'établissement du rapport SST,
- Charge de sinistres attendue relative à la prime souscrite (nouveaux sinistres attendus)

  Ainsi que facteurs d'actualisation concernant les paiements des sinistres sur la base des cadences CY.

Données fournies par l'entreprise :

- Autres postes de délimitation pour le résultat attendu, par ex. les participations aux excédents peuvent être saisies en plus dans trois champs au maximum. Ces derniers doivent être commentés.

Résultat :

Le résultat d'assurance est calculé respectivement sur une base brute et nette, une fois sur une base actualisée, une fois sur une base non actualisée.

Le résultat d'assurance actualisé est reporté dans la feuille « NL_Input_SST_Template », sur la base choisie, pour ensuite servir de donnée pour le SST-*Dashboard*.

5.14 Feuille : « NL_Distributions »

Cette feuille sert à saisir les distributions discrétisées après agrégation de la distribution des sinistres ordinaires avec la distribution des grands sinistres et des sinistres événementiels et avec la distribution des sinistres découlant de la modélisation des catastrophes naturelles. Il s'agit des distributions avant agrégation des scénarios. En fonction de la base de calcul choisie (brute ou nette), la saisie des distributions actualisées pour les risques d'assurance intervient sur une base brute avant application de la réassurance ou sur une base nette après application de la réassurance.

Tableau 5-2 Vue d'ensemble des distributions à saisir (extrait du *template*)

	Distribution détaillée des
(A1)	grands sinistres et sinistres événementiels *CY* agrégés hors dommages liés aux catastrophes naturelles (agrégat des affaires directes Suisse, affaires directes hors Suisse et réassurance active)
(A2)	sinistres liés aux catastrophes naturelles *CY* agrégés (agrégat des affaires directes Suisse, affaires directes hors Suisse et réassurance active)
(A3)	sinistres ordinaires *CY* agrégés (agrégat des affaires directes Suisse, affaires directes hors Suisse et réassurance active), choc d'inflation inclus
(A4)	sinistres totaux *CY* agrégés (agrégat des affaires directes Suisse, affaires directes hors Suisse et réassurance active et des sinistres ordinaires, grands sinistres, sinistres événementiels et sinistres liés aux catastrophes naturelles), choc d'inflation inclus
(A5)	sinistres totaux *PY* agrégés (agrégat des affaires directes Suisse, affaires directes hors Suisse et réassurance active), choc d'inflation inclus
(A6)	sinistres totaux *URR* agrégés (agrégat des affaires directes Suisse, affaires directes hors Suisse et réassurance active), choc d'inflation inclus
(A7)	sinistres d'assurance agrégés (agrégat des risques *PY*, *CY* et *URR*), choc d'inflation inclus
(B)	résultats d'assurance (centrés), choc d'inflation inclus

Données fournies par l'entreprise :

Les distributions doivent être décomposées en 5000 points équidistants. Si 5000 points ne sont pas suffisants, les formules peuvent également être étendues par l'entreprise jusqu'à 10000 points.

Pour les distributions de sinistres (A1) à (A7), les grands nombres positifs correspondent aux dommages élevés. Ces distributions doivent être saisies non centrées et actualisées.

En (B), c'est la distribution centrée du résultat technique qui est saisie. Les nombres négatifs représentent une perte de la société.

Résultat :

Les résultats obtenus sont les suivants :

- *Expected shortfall* (ES) pour chacune des distributions saisies
- Espérance mathématique pour chacune des distributions saisies
- *Value at risk* (VaR) pour chacune des distributions saisies

Les résultats issus des distributions (A1) à (A6), à l'exception de (A3) sont réutilisés lors du calcul du montant minimum, et reportés dans la feuille « NL_Input_SST_Template ». De cette feuille proviennent des saisies dans le SST-*Dashboard* qui reporte des résultats dans la FDS.

La distribution (B) est réutilisée dans le SST-*Dashboard* comme saisie pour la distribution du résultat d'assurance découlant de l'assurance dommages. La saisie s'effectue dans la feuille « Non Life » du *template* SST dans les colonnes "D" et "E". Il est également possible de saisir ses propres simulations pour la distribution (B) dans la colonne "B".

5.15 Feuille : « NL_Input_SST_Template »

Données provenant d'autres feuilles :

Cette feuille utilise les résultats des feuilles :

- « Intro_SM_Nonlife » :
  - Trigger : brut/net
- « NL_MVM » :
  - Postes pour les futurs *cash flows* (provisions *PY*, charge des sinistres *CY* attendue, charge des sinistres *URR* attendue)
  - Cadence de paiements
- « NL_ExpctdRes » :
  - Résultat d'assurance attendu actualisé, en fonction de la base choisie : brute ou nette
- « NL_Distributions » ou « NLInsurance_Risk_default» :
  - Valeurs requises pour le report dans la FDS

Données fournies par le *SST-UVG-Valuation-Template*

- Valeur du fonds de renchérissement à la fin du de la liquidationj
- *Cash flow* incrémentiel des paiements de compensation LAA

  Remarque : comme il s'agit de *cash flows* entrants, ces valeurs doivent être saisies avec un signe négatif.

Données fournies par l'entreprise :

- *Cash flows* par monnaie
- Le cas échéant, postes supplémentaires pour les futurs *cash flows* à l'actif :
  - Créances non recouvrées envers les preneurs d'assurance et les agents
  - Créances non recouvrées envers les entreprises d'assurance
  - Cadence de paiements correspondante
- Le cas échéant, postes supplémentaires pour les futurs *cash flows* au passif :
  - Provisions pour les participations contractuelles aux excédents
  - Cadence de paiements correspondante

- Autres risques d’assurance découlant des affaires dommages (centrés), nets ou bruts selon la base de calcul sous-jacente au SST.

Résultat :

Ces données sont reportées dans le SST-*Template* et requises pour le calcul des risques de crédit, des risques de marché et de la distribution agrégée pour déterminer le capital cible.

Le tableau avec les positions au bilan à la section II.a sert de moyen auxiliaire pour comparer les positions du bilan SST aux saisies du *SST-Nonlife-Template*. Selon la décomposition du bilan la transition des *URR* en $t = 0$ se fait vers les sinistres *CY* et les *URR* en $t = 1$, si bien que les valeurs du tableau II.b les contiennent pour la prise en compte du *cash flow*. La part du réassureur aux *URR* en $t = 0$ doit être prise en compte aux positions correspondantes pour les affaires non acquises. Cf. également le tableau en section 2.3.3.

Les résultats suivants sont reportés pour les calculs :

- *Cash flows* par monnaie pour calculer le risque de taux, saisie dans la feuille « Insurance Cashflows ».

  Remarque : la désignation des colonnes dans le *template* SST-Nonlife se réfère à l’année durant laquelle le *cash flow* respectif est généré ; avec la convention que cela se produit respectivement à la fin de l’année. Dans le *template* SST, elle se réfère en revanche au taux d’intérêt, ce qui signifie que le *cash flow* dans la colonne i est actualisé avec le taux d’intérêt à i ans. Dans la convention du *template* SST-Nonlife, la première année représente par conséquent l’année « 0 », alors que dans le *template* SST, le décompte commence avec l’année « 1 ». Le *cash flow* doit donc être reporté inchangé, de sorte que le montant de l’année « 0 » soit inscrit dans la cellule intitulée « 1 » dans le *template* SST.
- Montant minimum (valeur qui pour l’instant ne tient pas compte du risque de marché impossible à couvrir)
- *Trigger* (déclencheur) permettant de savoir si le risque de marché impossible à couvrir doit être calculé
- Résultat d’assurance attendu, saisie dans la feuille « General Inputs »

Le résultat du calcul du montant minimum (sans prise en compte du risque de marché impossible à couvrir) est lié de la feuille « NL_Riskmargin » à la feuille « NL_MarketRisk_Input » de la section IV et doit être saisi comme nombre positif dans la monnaie du SST dans la feuille « General Inputs » du *template* SST.

Le déclencheur (*trigger*) permettant de savoir si le risque de marché impossible à couvrir est considéré comme négligeable se calcule comme suit

$$\frac{BE^{(N)}_{nonlife,">15y"}}{BE^{(N)}_{nonlife}} > 10\ \%$$

où les valeurs estimatives non actualisées les meilleures possibles représentent la somme de tous les flux de paiements des engagements. Les valeurs $BE^{(N)}_{nonlife}$ et $BE^{(N)}_{nonlife,">15y"}$ comprennent également le paiement du fonds de renchérissement TF à la fin de la liquidationj. Le risque de marché du fonds de renchérissement à la fin de la liquidation est modélisé via l'approche delta. Cf. également la description détaillée à l'annexe LAA.

Cette propriété est testée à la section V « Montant minimum » et il en résulte la valeur de l'indicateur correspondant $\chi_{nonlife}$.

En plus de la valeur $\chi_{nonlife}$, il convient de reporter dans le champ « Chi Schaden » de la feuille « General Inputs » appartenant au fichier sst-template.xlsx le montant de (actualisé) comme grandeur auxiliaire. Le risque de marché impossible à couvrir est pris en compte si le paramètre $\chi_{nonlife}$ est égal à 1.

La documentation technique du modèle standard pour l'agrégation et le montant minimum décrit la procédure pour le cas où $BE_{nonlife}$ serait négatif en section 5.3. Cas échéant, la valeur conforme $\widetilde{BE}_{nonlife}$ doit être calculée par l'entreprise et entrée dans le SST-Template. Cela dit, il faut s'attendre à ce qu'en règle générale $\widetilde{BE}_{nonlife} = BE_{nonlife} \geq 0$.

In der technischen Beschreibung des Standardmodells Aggregation und Mindestbetrag wird im Abschnitt 5.3 auf die Vorgehensweise eingegangen, falls der Wert $BE_{nonlife}$ doch einmal negativ werden sollte. Dann soll der Wert $\widetilde{BE}_{nonlife}$ entsprechend der Spezifikation durch das Unternehmen selbst berechnet und in das SST-Template eingetragen werden. In der Regel wird aber der Wert $\widetilde{BE}_{nonlife} = BE_{nonlife} \geq 0$ sein.

D'autres résultats du *template SST-Nonlife* doivent être reportés dans la FDS pour d'autres exploitations et pour ce faire être saisis en plus dans la feuille « Other Data » du *template* SST :

Les valeurs indiquées ci-après doivent être reportées dans le premier tableau. (Si d'autres branches sont souscrites, elles doivent être directement additionnées dans le *template* SST aux valeurs correspondantes des autres branches)

- Primes brutes attendues (brut)
- Primes nettes attendues (net)
- Sinistres annuels bruts attendus (brut)
- Sinistres annuels nets attendus (net)
- Coûts attendus (net).

Les valeurs suivantes sont reportées dans le deuxième tableau :

- Risque de provisionnement
- Charge des sinistres attendue actualisée pour les sinistres ordinaires
- Charge des sinistres attendue actualisée pour les grands sinistres hors catastrophes naturelles

- Charge des sinistres attendue actualisée pour les catastrophes naturelles
- Risque centré de nouveaux sinistres
- dont risque centré de nouveaux sinistres ordinaires
- dont risque centré de nouveaux grands sinistres hors catastrophes naturelles
- dont risque centré de nouveaux sinistres de catastrophes naturelles
- Autres risques d'assurance découlant des affaires de dommages (centrés)
  Dans ce champ, l'*expected shortfall* centré fait d'objet d'un lien vers le risque *URR*.
- Coefficient de variation des risques de nouveaux sinistres ordinaires
- Coefficient de variation des risques de provisionnement

Si une société d'assurance ne modélise ni les affaires à l'étranger, ni la réassurance active, certaines valeurs telles que par ex. le risque de provision, le risque de sinistres ordinaire et le risque *URR* peuvent directement être transférées de la feuille de calcul « NL_Insurance_risk». Si cette entreprise d'assurance n'est toujours exposée ni à de grands sinistres, ni à des sinistres événementiels, la valeur pour le risque centré de nouveaux sinistres peut aussi, dans l'ensemble, être égale au risque centré de sinistres ordinaires. Il est possible de le faire via les indications dans le *template*.

À titre d'information et pour mesurer l'impact du choc d'inflation, il existe un tableau supplémentaire dans lequel sont indiqués les expected shortfalls de la distribution log-normale, choc d'inflation exclu.

5.16 Feuille : « NL_Tests »

A titre d'aide, des contrôles ont été introduits au sujet de la vérification de la cohérence des indications fournies. Celles-ci ne sont pas exhaustives.

6 Annexe

6.1 Notations

Explication des abréviations et des appellations utilisées dans le présent document :

A	Probabilité de survenance, $0 < \alpha < 1$, proche de 0
$1 - \alpha$	Niveau de confiance du SST, proche de 1
α	Paramètre de structure de la distribution de Pareto généralisée
α_i	Paramètre de Pareto de la branche d'assurance i
α^{Hagel}	Paramètre de Pareto du grand sinistre de grêle
α^{Unfall}	Paramètre de Pareto du grand sinistre accident

β	Paramètre d'échelle de la distribution de Pareto généralisée
β_j^{CF}	Incrément de la cadence de paiements d'un CF au moment j
β_j^{ESP}	Incrément de la cadence de paiements du pool DN au moment j
$\beta_{i,j}^{GS}$	Incrément de la branche d'assurance i et des sinistres j des grands sinistres
β_j^{MFK}	Incrément du moment j dans la branche d'assurance CVM
$\beta_{i,j}^{NS}$	Incrément de la branche d'assurance i et de l'année de sinistre j des sinistres ordinaires
β_j^{PY} *ou* $\beta_{t_0+j}^{PY}$	Incrément de la cadence de paiements des sinistres *PY* au moment j
β_j^{URR}	Incrément de la cadence de paiements des *URR* au moment j
γ	Limite de responsabilité d'une distribution de Pareto généralisée
γ	Limite de responsabilité des autres dommages dus à des événements naturels
γ_i	Limite de plafonnement de la distribution de Pareto de la branche d'assurance i
$\lambda_i(x)$	Paramètre de la distribution de Poisson de la branche d'assurance i en fonction de x
λ_i^{GS}	Paramètre de la distribution de Poisson pour les grands sinistres de la branche d'assurance i
λ^{Hagel}	Paramètre de la distribution de Poisson pour les sinistres de grêle de l'entreprise d'assurance
$\lambda_{\mathrm{Markt}}^{Hagel}$	Paramètre de la distribution de Poisson pour les sinistres de grêle touchant au marché
$\epsilon_{i,j}$	Part de la prime souscrite de la police d'assurance i et dans l'intervalle $[t_{j-1}, t_j]$
Θ_i	Caractéristiques de risque de la branche d'assurance i
ϑ_i	Réalisations de Θ_i.
γ_i	Limite de plafonnement des grands sinistres
τ_{modell}^2	Erreur de modélisation (variance)
τ_{param}^2	Erreur de paramètre (variance)
τ_{zufall}^2	Erreur aléatoire (variance)
$\tau_{i,modell}^2$	Erreur de modélisation (variance) de la branche d'assurance i
$\tau_{i,param}^2$	Erreur de paramètre (variance) de la branche d'assurance i
$\tau_{i,zufall}^2$	Erreur aléatoire (variance) de la branche d'assurance i
$\rho_{i,j}^{PY}$	Paramètre de corrélations en $[t-1, t]$ entre les branches d'assurance i et j

$\mathcal{F}_t$	σ-algèbre des informations disponibles au moment t
$\mathcal{D}$	Données observées du triangle de liquidation
t	Moment, avec t_0 qui représente la date de référence du SST (1er janvier, 0 heure) et t_1, la fin de la même année (31 décembre, 24 heures)
$[t_0, t_1]$	Période d'un an entre le moment t_0 et t_1
i	Année de survenance
$I+1$	Nombre d'années de survenance
j	Année de liquidation
$J+1$	Nombre d'années de liquidation
A_t	Actifs évalués à leur valeur conforme au marché au moment t
BE_t	Valeur *best estimate* des engagements d'assurance au moment t
$BE_t^{(N)}$	Valeur *best estimate* non actualisée des engagements d'assurance au moment t
$BE^{(N)}(x)$	Valeur *best estimate* non actualisée de x
BE_t^{PY,t_0} ou BE_t^{PY}	Valeur *best estimate* au moment t pour les sinistres antérieurs à l'année t_0
BE_t^{PY,t_1}	Valeur *best estimate* au moment t pour les sinistres antérieurs à l'année t_1
BE_t^{CY} ou $BE_{[t,t+1]}^{CY}$	Valeur *best estimate* au moment t pour les sinistres de l'année comprise entre $[t, t+1]$
$BE_t^{CY,Bestand}$ ou $BE_{[t,t+1]}^{CY,Bestand}$	Valeur *best estimate* au moment t pour les sinistres de l'année comprise entre $[t, t+1]$ pour les polices antérieures à t_0
$BE_t^{CY,Neu}$ ou $BE_{[t,t+1]}^{CY,Neu}$	Valeur *best estimate* au moment t pour les sinistres de l'année comprise entre $[t, t+1]$ pour les polices entre $[t_0, t_1]$
BE_t^{URR,t_0}	Valeur *best estimate* au moment t pour les provisions requises après t_0 pour les primes non acquises avant t_0
BE_t^{URR,t_1} ou BE_t^{URR}	Valeur *best estimate* au moment t pour les provisions requises après t_1 pour les primes non acquises avant t_1
$BE_t^{URR,Neu}$	Valeur *best estimate* au moment t pour les provisions requises après t_1 pour les primes non acquises avant t_1 pour les nouvelles polices entre $[t_0, t_1]$
$BE_t^{(N),PY,t_0}$	Valeur *best estimate* non actualisée au moment t pour les sinistres antérieurs à l'année t_0
$BE_t^{(N),PY,t_1}$	Valeur *best estimate* non actualisée au moment t pour les sinistres antérieurs à l'année t_1
$BE_t^{(N),CY}$	Valeur *best estimate* non actualisée au moment t pour les sinistres de l'année comprise entre $[t, t+1]$

$BE_t^{(N),CY,Bestand}$	Valeur *best estimate* non actualisée au moment t pour les sinistres de l'année comprise entre $[t, t+1]$ pour les polices antérieures à t_0
$BE_t^{(N),CY,Neu}$	Valeur *best estimate* non actualisée au moment t pour les sinistres de l'année comprise entre $[t, t+1]$ pour les nouvelles polices entre $[t_0, t_1]$
$BE_t^{(N),URR,t_0}$	Valeur *best estimate* non actualisée au moment t pour les provisions requises après t_0 pour les primes non acquises avant t_0
$BE_t^{(N),URR,t_1}$	Valeur *best estimate* non actualisée au moment t pour les provisions requises après t_1 pour les primes non acquises avant t_1
$BE_t^{(N),URR,Neu}$	Valeur *best estimate* non actualisée au moment t pour les provisions requises après t_1 pour les primes non acquises avant t_1 pour les nouvelles polices entre $[t_0, t_1]$
$BE_t^{(N),Neu}$	Evaluation des provisions techniques au moment t pour les nouvelles polices entre $[t_0, t_1]$
c_k	Variation du CPR relative au scénario k
CDR_t	Résultat de liquidation *(claim development result)* au moment t
$CDR_t^{(\mathrm{N})}$	Résultat de liquidation non actualisé *(claim development result)* au moment t
CF_j	Flux de paiement *(cash flow)* au moment j
$CF_{t+j}^{(t)}$	Flux de paiement *(cash flow)* dans j années après le moment t
$CF_{t+j}^{(t),URR}$	Flux de paiement *(cash flow)* dans j années après le moment t des URR
CR_t	Ratio combiné *(combined ratio)* technique
$D^{(t)}$	Facteur d'actualisation au moment t
$D_{CF}^{(t)}$	Facteur d'actualisation d'un *cash flow* au moment t
$D_{individuell}^{CY,ESP}$	Facteur d'actualisation CY du pool DN par assurance du pool DN
$E[X]$	Espérance mathématique des variables aléatoires X
$ES_\alpha\ [X]$ ou $ES^{1-\alpha}\ [-X]$	*Expected shortfall* des variables aléatoires X au niveau de confiance α
EP_t	Prime acquise au moment t
$F_i(y)$	Fonction de distribution des sinistres i au montant de sinistre y
K_t	Coûts au moment t
$L_{[t_0,t_1]}$	Flux de paiement entre $[t_0, t_1]$
L_{t_1}	Somme des flux de paiement entre $[t_0, t_1]$
$L_{t_1}^{CY,Bestand}$	Flux de paiement entre $[t_0, t_1]$ pour les affaires maintenues

$L_{t_1}^{CY,Neu}$ ou $L_{t_1}^{Neu}$	Flux de paiement entre $[t_0, t_1]$ pour les affaires souscrites après t_0
$L_{t_1}^{CY}$	Flux de paiement entre $[t_0, t_1]$ pour les affaires souscrites
$L_{t_1}^{PY}$	Flux de paiement entre $[t_0, t_1]$ pour les affaires souscrites avant t_0
$L_{t_1}^{(N),PY}$ ou $L_{t_1}^{(N),PY,t_0}$	Flux de paiement non actualisés entre $[t_0, t_1]$ pour les affaires souscrites avant t_0
m_{BI}	Part du marché de la société à l'assurance en cas d'interruption de l'exploitation
m_{ESP}	Part de marché de la société au pool DN
m_{Hagel}	Part de marché de la société aux sinistres de grêle assurés par l'industrie
MVM_t	Montant minimum *(market value margin)* au moment t
N	Nombre d'événements engendrant des grands sinistres
N_i	Nombre de sinistres individuels
N_i^{GS}	Nombre de grands sinistres de la branche d'assurance i
N^{Hagel}	Nombre de sinistres de grêle supérieurs à $x_{0,Markt}^{Hagel}$
N_{Markt}^{Hagel}	Nombre de sinistres de grêle supérieurs à $x_{0,Markt}^{Hagel}$
OL_t	Autres engagements au moment t
p_0	Probabilité qu'aucun scénario ne survienne
p_k	Probabilité que le scénario k survienne
$r_j^{(t)}$	Taux d'intérêt sans risque au moment t avec une durée de j ans
$R_{i,j}$	Provisions de l'année de survenance i et de l'année de liquidation j
CPR_t	Capital porteur de risque au moment t
ΔCPR	Variation sur un an du capital porteur de risque
$S^{(A1)}$	Agrégation des grands sinistres CY, des sinistres CVM CY et des sinistres accident CY
$S^{(A2)}$	Agrégation des dommages naturels CY et des dommages cat nat CY
$S^{(A3)}$	Agrégation des sinistres PY et des sinistres ordinaires CY
$S^{(A4)}$	Agrégation de tous les sinistres CY
$S^{(A5)}$	Agrégation de tous les sinistres PY, CY et URR
S_0	Pas de scénario
S_k	Scénario k
S^{PY}	Charge des sinistres entre $[t-1, t]$
S_i^{PY}	Charge des sinistres entre $[t-1, t]$ de la branche d'assurance i

$S_{i,j}$	Dépenses cumulées pour les dommages de l'année de survenance i et de l'année de liquidation j
S_t	Charge des sinistres au moment t
$S_t^{(N),URR}$	Charge non actualisée des sinistres URR au moment t.
$S^{(N),URR}$	Charge non actualisée des sinistres URR
S^{PY}	Charge totale des sinistres avant t_0
S^{CY}	Charge totale des sinistres entre $[t_0, t_1]$
$S^{CY,NS}$	Charge des sinistres ordinaires entre $[t_0, t_1]$
$S^{CY,GS}$	Charge des grands sinistres entre $[t_0, t_1]$
$S^{CY,MFK}$	Charge des sinistres CVM entre $[t_0, t_1]$
$S^{CY,Unfall}$	Charge des sinistres accident entre $[t_0, t_1]$
$S^{CY,NatCat}$	Charge des sinistres cat nat entre $[t_0, t_1]$
S^{URR}	Charge des sinistres *URR*
$S_{individuell}^{CY,ESP}$	Charge des sinistres de chacune des assurances du pool DN
$S^{CY,ESP,GS}$	Charge des grands sinistres pour le pool DN
$S^{CY,ESP,KS}$	Charge des petits sinistres pour le pool DN
$S_{individuell}^{CY,Elementar}$	Charge des sinistres de chacune des assurances du pool DN et de l'assurance en cas d'interruption de l'exploitation
$S^{CY,übr.Elementar}$	Charge des sinistres hors pool DN
$S_{Markt}^{CY,ESP}$	Charge des sinistres pour les dommages du pool DN touchant au marché
$S_{Markt}^{CY,Elementar}$	Charge de tous les dommages naturels touchant au marché
$S^{CY,(N)}$ ou $S^{(N),CY}$	Charge totale des sinistres non actualisée entre $[t_0, t_1]$
$S^{CY,NS,(N)}$	Charge non actualisée des sinistres ordinaires entre $[t_0, t_1]$
$S^{CY,GS,(N)}$	Charge non actualisée des grands sinistres entre $[t_0, t_1]$
$S^{CY,MFK,(N)}$	Charge non actualisée des sinistres CVM entre $[t_0, t_1]$
$S^{CY,Unfall,(N)}$	Charge non actualisée des sinistres accident entre $[t_0, t_1]$
$S_{individuell}^{CY,Elementar,(N)}$	Charge non actualisée des sinistres de chacune des assurances du pool DN et de l'assurance en cas d'interruption de l'exploitation
$S_i^{CY,NS,(N)}$	Charge non actualisée des sinistres ordinaires entre $[t_0, t_1]$
$S_i^{CY,GS,(N)}$	Charge non actualisée des grands sinistres entre $[t_0, t_1]$

$S_i^{CY,NS}$	Charge des sinistres ordinaires entre $[t_0, t_1]$ de la branche d'assurance i
$S_i^{CY,GS}$	Charge des sinistres ordinaires entre $[t_0, t_1]$ de la branche d'assurance i
$\mathrm{SL}_{1'100 \text{ xs } 500}\{x\}$	Fonction de distribution *stop loss* (frais de sinistres compris entre 500 et 1100 francs sont réassurés par le pool DN)
$U_{i,J}$	Montant final des sinistres de l'année de survenance i
UPR^{in}	Primes non acquises des affaires souscrites les années précédentes
UPR^{out}	Primes non acquises des affaires souscrites en $[t_0, t_1]$ pour les prochaines années
$v_j^{(t)}$	Taux d'actualisation au moment t avec une durée de j ans
$v_{[t_0,t_1]}^{(t)}$	Taux d'actualisation pour un moment entre $[t_0, t_1\ ]$ actualisé après t
$Var(X)$	Variance des variables aléatoires X
WP_t	Prime d'assurance souscrite au moment t
x_0	Seuil des grands sinistres
$x_{0,i}$	Seuil des grands sinistres de la distribution de Pareto de la branche d'assurance i
$x_{0,Markt}^{Hagel}$	Seuil des grands sinistres de grêle touchant au marché (45 millions de francs)
$x_{0,Markt}^{Unfall}$	Seuil des grands sinistres accident touchant au marché (20 millions de francs)
$X_{i,j}$	Incrément de paiements des sinistres de l'année de survenance i et de l'année de liquidation j
Y_j	Montant des grands sinistres individuels d'une distribution de Pareto généralisée
Y_j	Montant des dommages aux biens
$Y_i^{CY,NS,(N)}$	Sinistres individuels non actualisés des sinistres ordinaires entre $[t_0, t_1]$ de la branche d'assurance i
$Y_i^{CY,GS,(N)}$	Sinistres individuels non actualisés des grands sinistres entre $[t_0, t_1]$ de la branche d'assurance i
$Y_{i,n}^{CY,NS,(N)}$	n-ième sinistre individuel non actualisé des sinistres ordinaires entre $[t_0, t_1]$ de la branche d'assurance i
$Y_{i,n}^{CY,GS,(N)}$	n-ième sinistre individuel non actualisé des grands sinistres entre $[t_0, t_1]$ de la branche d'assurance i
$Y_{n,Markt}^{CY,NS,(N)}$	n-ième sinistre individuel non actualisé des sinistres ordinaires entre $[t_0, t_1]$ touchant au marché
$Y_{n,Markt}^{CY,GS,(N)}$	n-ième sinistre individuel non actualisé des grands sinistres entre $[t_0, t_1]$ touchant au marché

$Y_{n,Markt}^{CY,MFK,(N)}$	n-ième dommage individuel cumulatif non actualisé entre $[t_0, t_1]$ touchant au marché
$Y_{i,n}^{CY,GS,(N)}$	n-ième sinistre individuel non actualisé des grands sinistres entre $[t_0, t_1]$ de la branche d'assurance i
$Z_{i,j}$	Paiements cumulés des sinistres de l'année de survenance i de l'année de liquidation j

Abréviations	
$ALAE$	Frais de gestion des sinistres imputables *(allocated loss adjustment expenses)*
IE	Interruption d'exploitation
CES	*Expected shortfall* centré *(centred expected shortfall)*
IPC	Indice des prix à la consommation *(consumer price index)*
CY	Année (de survenance) en cours *(Current [Accident] Year)*
Pool DN	Pool pour les dommages naturels
iid	indépendant et identiquement distribué *(independent and identically distributed)*
$IBNER$	Sinistres survenus mais pas suffisamment provisionnés *(incurred but not enough reported)*
$IBNR$	sinistres survenus mais pas encore déclarés *(incurred but not reported)*
LOB	Branche d'assurance *(line of business)*
MCHF	Million(s) de francs suisses
CVM	Assurance casco des véhicules à moteur
Nouveau	Nouvelles affaires souscrites dans l'intervalle $[\mathrm{t}_0, \mathrm{t}_1]$
PY	Année (de survenance) antérieure *(Previous [accident] year)*
SST	Test suisse de solvabilité
$ULAE$	Frais de gestion des sinistres non imputables *(unallocated loss adjustment expenses)*
LAA	Loi fédérale sur l'assurance-accidents
VK	Coefficient de variation
XoL	Excédent de sinistres *(excess of loss)*
CC	Capital cible

6.2 Branches standard SST pour l'assurance dommages

6.2.1 Affaires directes suisses

Tableau 6-1 Branches standard SST

No	Branches utilisées dans le SST	Explication
1	**RCVM**	Assurance de la responsabilité civile des véhicules à moteur
2	**CVM**	Assurance casco des véhicules à moteur
3	**Biens**	Assurance incendie Assurance des dommages naturels Assurance des travaux de construction Assurance choses pour les entreprises *Engineering*, assurance des machines Assurance contre le vol Assurance de l'inventaire du ménage (si elle peut être distinguée de la responsabilité civile privée) Autres assurances contre les dommages matériels
4	**Responsabilité civile**	Assurance de la responsabilité civile des bâtiments Assurance de la responsabilité civile privée Assurance de la responsabilité civile des entreprises Assurance de la responsabilité civile des maîtres d'ouvrage Assurances générales de la responsabilité civile
5	**LAA**	Assurance-accidents professionnels obligatoire Assurance-accidents non professionnels obligatoire Assurance facultative selon la LAA
6	**Accidents hors LAA**	Assurance-accidents individuelle Assurance complémentaire à la LAA Assurance-accidents pour les passagers du véhicule Autres assurances-accidents collectives
7	**Collective indemnités journalières**	Assurance collective d'indemnités journalières en cas de maladie
8	**Maladie individuelle**	Autres assurances maladie
9	**Transports**	Assurance du transport de marchandises Assurance casco du transport sur rail Assurance casco des bateaux Assurance de la responsabilité civile pour les bateaux
10	**Aviation**	Assurance casco des aéronefs Assurance de la responsabilité civile pour les aéronefs

No	Branches utilisées dans le SST	Explication
11	**Financement et caution**	Assurance de crédit Assurance de caution Assurance de la garantie de l'ouvrage Assurances contre les pertes financières
12	**Protection juridique**	Assurance de la protection juridique
13	**Autres**	Assurance voyage, tourisme et dépannage Assurance contre les épidémies, etc.

6.2.2 Affaires directes non suisses

No	LoB	Explication
1	**RCVM**	Assurance de la responsabilité civile des véhicules à moteur
2	**CVM**	Assurance casco des véhicules à moteur
3	**Biens**	Assurance incendie Assurance des dommages naturels Assurance des travaux de construction Assurance choses pour les entreprises *Engineering*, assurance des machines Assurance contre le vol Assurance de l'inventaire du ménage (si elle peut être distinguée de la responsabilité civile privée) Autres assurances contre les dommages matériels
4	**Responsabilité civile**	Assurance de la responsabilité civile des bâtiments Assurance de la responsabilité civile privée Assurance de la responsabilité civile des entreprises Assurance de la responsabilité civile des maîtres d'ouvrage Assurances générales de la responsabilité civile
5	**Accidents sans prestations en rentes adaptées à l'inflation**	Assurance-accidents avec indemnités fixes y compris rentes sans possibilité d'adaptation au renchérissement futur
6	**Accidents**	Assurance-accidents avec indemnités, prestations de soins et y compris rentes avec possibilité d'adaptation au renchérissement futur
7	**Maladie**	Assurance maladie
8	**Transport**	Assurance casco du transport sur l'eau et la terre Assurance de la responsabilité civile sur l'eau et la terre
9	**Aviation**	Assurance casco pour les aéronefs

No	LoB	Explication
		Assurance de la responsabilité civile pour les aéronefs
10	**Protection juri-dique**	Assurance de la protection juridique
11	**Financement et caution**	Assurance de crédit Assurance de caution Assurance de la garantie de l'ouvrage Assurances contre les pertes financières
13	**Autres**	Assurance voyage, tourisme et dépannage Assurance contre les épidémies, etc.

6.2.3 Réassurance active

No	StandRe LOB	detailed LOB
1	Accident and Health	- Compulsory Accident - Non-Compulsory Accident
		- Compulsory Health (care) - Non-Compulsory Health (care) - Workers Compensation - Employers Liability - Other/Non-Specific or Combined Accident and Health
2	Motor	- Motor Hull (and Accident) (commercial and personal - Motor Liability - Other/Non-Specific or Combined Motor
3	Marine, Aviation and Other Transport (MAT)	- Marine Hull (incl. Shipbuilding) (ocean, inland) - Marine Cargo (goods in transit) - Marine Liability (incl. Protection & Indemnity PI) - Specie and Fine Art - Railway and Other Transport - Other/Non-Specific or Combined Marine
		- Aviation Hull (and Accident) - Aviation Liability (incl. Aviation Product Liability) - Space (incl. satellites) (hull) - Other/Non-Specific or Combined Aviation - Energy Offshore (incl. BI)
4	Property	- Energy Onshore (incl. BI) - Personal Property (incl. homeowners) - Commercial Property (incl. BI) - Other/Non-Specific or Combined Property - Engineering/Construction
5	Financial Losses	- Credit (incl. export credit, mortgages) - Surety - Political Risks - Agriculture - Other Financial Losses (incl. Income Protection)

No	StandRe LOB	detailed LOB
6	General Liability	- Personal Liability (Public Liability) - Commercial Liability (Public Liability) - Product Liability - Professional Indemnity incl. Errors & Omissions (E&O) (incl. Medical malpractice) - Directors and Officers (D&O) (management liability) - Other/Non-Specific or Combined Liability
7	Other Non-Life	- Legal Expenses - Other Non-Life (Assistance, Miscellaneous etc.) - Multiline

6.3 Matrice de corrélations

La matrice de corrélations est définie dans le *template SST dommages*. Dernière mise à jour : SST 2024.

6.4 Coefficients de variation pour le risque *PY*

Tableau 6-2 Coefficients de variation pour les risques de modélisation et de paramètre *PY*

Branche standard SST	**Coefficient de variation pour le risque de modélisation**	**Coefficient de variation par défaut du risque de paramètre**
Responsabilité civile véhicules à moteur	2,8 %	3,5 %
Casco des véhicules à moteur	3,6 %	4,5 %
Biens (Choses)	2,8 %	3,5 %
Responsabilité civile	3,6 %	4,5 %
LAA	4,0 %	5,0 %
Rentes LAA	1,6 %	2,0 %
Accidents hors LAA	4,0 %	5,0 %
Collective indemnités journalières	2,4 %	3,0 %
Maladie individuelle	4,0 %	5,0 %

Transport	5,2 %	6,5 %
Aviation	4,0 %	5,0 %
Financement et caution	8,0 %	10,0 %
Financement et caution (uniquement pour les entreprises *monoline* de garantie de loyer)	4,0 %	5,0 %
Protection juridique	2,8 %	3,5 %
Autres	4,0 %	5,0 %

6.5 Coefficients de variation pour les sinistres ordinaires CY

Tableau 6-3 Coefficients de variation du risque de paramètre pour les sinistres ordinaires *CY*

Branche standard SST	**Coefficient de variation pour le risque de paramètre pour les sinistres ordinaires inférieurs à**			
	0,5 million de CHF	1 million de CHF	2 millions de CHF	5 millions de CHF
Responsabilité civile véhicules à moteur	6,7 %	7,2 %	8,2 %	8,4 %
Casco des véhicules à moteur	7,0 %	7,0 %	7,0 %	7,0 %
Biens hors assurance des dommages naturels	6,9 %	7,0 %	7,1 %	7,3 %
Responsabilité civile	8,0 %	8,0 %	8,0 %	8,0 %
LAA	8,0 %	8,0 %	8,0 %	8,0 %
Accidents hors LAA	6,0 %	6,0 %	6,0 %	6,0 %
Collective indemnités journalières	7,8 %	7,8 %	7,8 %	7,8 %
Maladie individuelle	16,0 %	16,0 %	16,0 %	16,0 %
Transport	8,0 %	8,0 %	8,0 %	9,0 %
Aviation	12,0 %	12,0 %	12,0 %	12,0 %
Financement et caution	10,0 %	10,0 %	10,0 %	10,0 %

Protection juridique	7,5 %	7,5 %	7,5 %	7,5 %
Autres	9,0 %	9,0 %	9,0 %	9,0 %

Tableau 6-4 Coefficients de variation du risque aléatoire pour les sinistres ordinaires *CY*

Branche standard SST	**Coefficients de variation pour le risque aléatoire pour les sinistres ordinaires inférieurs à**			
pour un seuil des grands sinistres de	0,5 million de CHF	1 million de CHF	2 millions de CHF	5 millions de CHF
Responsabilité civile véhicules à moteur	3,5	5,0	6,5	8,0
Casco des véhicules à moteur	2,5	2,5	2,5	2,5
Biens hors assurance des dommages naturels	4,0	4,5	6,0	7,5
Responsabilité civile	5,0	6,5	8,0	10,0
LAA	4,0	6,0	7,0	9,5
Accidents hors LAA	3,5	4,5	4,8	5,5
Collective indemnités journalières	2,0	2,0	2,0	2,0
Maladie individuelle	2,3	2,3	2,3	2,3
Transport	3,5	4,5	5,0	6,0
Aviation	1,5	2,0	2,5	3,5
Financement et caution	3,0	3,5	4,0	5,0
Financement et caution (uniquement pour les entreprises *monoline* de caution de loyer)	1,7	1,7	1,7	1,7
Protection juridique	3,0	3,0	3,0	3,0
Autres	5,0	5,0	5,0	5,0

Dans le SST, les entreprises *monoline* de garantie de loyer utilisent la valeur de 1,7 comme coefficient de variation pour le risque aléatoire pour les sinistres individuels. Cette valeur s'applique aussi à toutes les limites de grands sinistres. Il n'existe en revanche pas de prescriptions séparées pour le risque de paramètre pour les entreprises *monoline* de garantie de loyer.

6.6 Paramètres par défaut pour les grands sinistres *CY*

Aucun paramètre de distribution par défaut n'est indiqué pour les grands sinistres pour les branches d'assurance Casco des véhicules à moteur, Collective indemnités journalières, Maladie individuelle, Protection juridique et Autres. On suppose que ceux-ci peuvent déjà être suffisamment modélisés dans le cadre des sinistres ordinaires. Les sinistres événementiels (p. ex. chute de grêle) sont modélisés dans le cadre de la distribution des sinistres événementiels pour la branche casco véhicule à moteur, cf. la section 0.

Tableau 6-5 Paramètres par défaut pour les grands sinistres *CY*

Branche standard SST	**Part des sinistres dans les sinistres totaux**	**Distribution des sinistres individuels Pareto-α**			
pour un seuil des grands sinistres de	0,5 million de CHF	0,5 million de CHF	1 million de CHF	2 millions de CHF	5 millions de CHF
Responsabilité civile véhicules à moteur	0,00090	1,5	1,8	2,0	2,3
Biens hors assurance des dommages naturels	0,00026	1,4	1,4	1,5	1,5
Responsabilité civile	0,00073	1,5	1,6	1,8	1,9
LAA	0,00045	1,5	2,1	2,7	2,8
Accidents hors LAA	0,00061	2,5	2,5	2,5	2,5
Transport	0,00081	1,6	1,9	1,9	1,9
Aviation	0,00026	1,0	1,1	1,5	2,5
Financement et caution	0,00595	1,1	1,2	1,2	1,2

6.7 Paramètres pour les distributions des sinistres événementiels

Branche standard SST	Nombres attendus d'événements (grands sinistres touchant au marché) λ_{Markt}	Paramètre de Pareto α	Seuil des grands sinistres touchant au marché (limite inférieure de la distribution de Pareto) $x_{0,Markt}$ en millions de francs	Limite supérieure de la distribution de Pareto γ en millions de francs
CVM (grêle)	0,9	1,85	45	1500

Remarque : ces paramètres doivent être convertis en fonction du seuil des grands sinistres utilisé (cf. section 3.6.5)

6.8 Paramètres pour la modélisation de l'assurance des dommages naturels

Des paramètres sont indiqués ici pour la modélisation des dommages naturels selon DN-OS, tant pour les membres du pool DN que pour les autres assureurs qui ne sont pas membres du pool DN.

Tableau 6-6 Paramètre pour la modélisation des sinistres ordinaires

Groupe cible	Espérance mathématique en millions de francs	Ecart-type en millions de francs	Coefficient de variation
Membre du pool DN	100,944	31,354	31,06 %
Autres assureurs DN-OS	112,160	34,838	31,06 %

Tableau 6-7 Paramètres de fréquence pour les grands sinistres

Branches d’assurance standard SST	**Groupe cible**	**Nombre attendu d’événements (grands sinistres touchant au marché)**	
		Binomiale négative	
		n	**p**
Assurance des dommages naturels DN-OS Grands sinistres	Membre du pool DN	3,4524	0,1667
Assurance des dommages naturels DN-OS Grands sinistres	Autres assureurs DN-OS	3,4524	0,1667
Autres dommages dus à des événements naturels	Tous	3,4524	0,1667

Tableau 6-8 Paramètres du montant de sinistres pour les grands sinistres

Branche d’assurance standard SST	**Groupe cible**	**Paramètre de Pareto**	**Paramètre d’échelle**	**Seuil des grands sinistres touchant au marché (limite inférieure de la distribution de Pareto)**	**Limite supérieure de la distribution de Pareto**
		α	β	x_0	γ
			en millions de francs	en millions de francs	en millions de francs
Assurance des dommages naturels DN-OS Grands sinistres	Membre du pool DN	1,1491	1,0395	50,00	1800,00
Assurance des dommages naturels DN-OS Grands sinistres	Autres assureurs DN-OS	1,1491	1,1550	55,60	2000,00
Autres dommages dus à des événements naturels	Tous	1,1491	0,2310	11,12	1000,00

6.9 Coefficients de variation pour les risques *URR*

Tableau 6-9 Coefficients de variation pour les sinistres ordinaires URR

Branches d'assurance standard SST	**Coefficient de variation du risque de paramètre**			
pour un seuil des grands sinistres de	0,5 million de CHF	1 million de CHF	2 millions de CHF	5 millions de CHF
RCVM	6,7 %	7,2 %	8,2 %	8,4 %
CVM	7,0 %	7,0 %	7,0 %	7,0 %
Biens hors assurance des dommages naturels	6,9 %	7,0 %	7,1 %	7,3 %
Responsabilité civile	8,0 %	8,0 %	8,0 %	8,0 %
LAA	8,0 %	8,0 %	8,0 %	8,0 %
Accidents hors LAA	6,0 %	6,0 %	6,0 %	6,0 %
Collective indemnités journalières	7,8 %	7,8 %	7,8 %	7,8 %
Maladie individuelle	16,0 %	16,0 %	16,0 %	16,0 %
Transport	8,0 %	8,0 %	8,0 %	9,0 %
Aviation	12,0 %	12,0 %	12,0 %	12,0%
Financement et caution	10,0%	10,0%	10,0%	10,0%
Protection juridique	7,5%	7,5%	7,5%	7,5%
Autres	9,0%	9,0%	9,0%	9,0%

6.10 Choc d'inflation

$\{\Delta r_{Infl,t}\}_{t\geq 0}$ désigne le vecteur de variation de l'inflation attendue en pourcentage pour chaque année de versement t , de t à $t+1$, (variation du niveau des prix sur un an) au cours de la période d'un an de 0 à 1 et est calibré de la manière suivante :

t	0	1	2	3	…
$\Delta r_{Infl,t}$	4,5 %	1,0 %	0,0 %	0,0 %	0,0 %

Comme il s'agit d'un choc à court terme, il n'y a pas de variation des taux d'intérêt.

6.11 Facteurs g

6.11.1 Affaires directes suisses

N°	Branche d’assurance standard SST	Facteur g
1	Responsabilité civile VM	0,8
2	CVM	1,3
3	Choses, y c. *pool* pour les dommages naturels	1,5
3a	Choses sans *pool* pour les dommages naturels	1,5
3b	*Pool* pour les dommages naturels	1,5
4	Responsabilité civile	1,15
5a	LAA, cas ne donnant pas droit à une rente	0,7
5b	Rentes LAA	0
6	Accidents hors LAA	1,3
7	Indemnités journalières collectives	0
8	Maladie individuelle	1,3
9	Transport	1
10	Aviation	1
11	Financement et caution	0,8
12	Protection juridique	0,5
13	Autres	1

6.11.2 Affaires directes non suisses

N°	Branche d'assurance LoB	Facteur g
1	Responsabilité civile VM	0,8
2	CVM	1,3
3	Choses	1,5
4	Responsabilité civile	1,15
5a	LAA, sans prestations en rentes adaptées à l'inflation	0
6	Accidents	1,3
7	Maladie	1,3
8	Transport	1
9	Aviation	1
10	Protection juridique	0,5
11	Financement et caution	0,8
12	Autres	1

6.11.3 Réassurance active

N°	Branche d'assurance (LOB)	Facteur g proportionnelle	Facteur g non proportion-nelle
1	Accident and Health	1.3	1.5
2	Motor	1.2	1.8
3	Marine, Aviation and Other Transport	1	1.1
4	Property	1.1	1.2
5	Financial Losses	0.8	1.2
6	General Liability	1.15	1.5
7	Other Non-Life	1	1.5

6.12 Décomposition de la variance en erreur de paramètre et erreur aléatoires

Pour paramétrer les fonctions de distribution des différentes catégories de risque, comme le risque de provisionnement et le risque de nouveaux sinistres ordinaires, il faut estimer l'espérance mathématique et la variance des grandeurs aléatoires.

Prenons un espace de probabilités $(\Omega, \mathcal{F}, P)$ et X représentant une variable aléatoire sur cet espace $X: (\Omega, \mathcal{F}) \to \mathbb{R}$. Nous désignons $\mathcal{D}$ comme une σ-algèbre dans $\mathcal{F}$. $\mathbb{R}$ correspond à l'ensemble des nombres réels.

La variance (inconditionnelle) de la variable aléatoire X peut être décomposée en deux parties :

$$\begin{aligned} Var(X) = E[(X - E[X])^2] = E[X^2] - E[X]^2 \\ = E\big[E[X^2|\mathcal{D}]\big] - E\big[E[X|\mathcal{D}]\big]^2 \\ = E[E[X^2|\mathcal{D}] - E[X|\mathcal{D}]^2] + E[E[X|\mathcal{D}]^2] - E\big[E[X|\mathcal{D}]\big]^2 \\ = E[Var(X|\mathcal{D})] + Var(E[X|\mathcal{D}]) \end{aligned} \tag{120}$$

Le premier terme de cette décomposition est appelé erreur aléatoire. Il décrit la variabilité au sein du modèle stochastique. L'erreur aléatoire ne disparaît pas.

Le second terme, également appelé erreur de paramètre, représente la variabilité de l'estimateur décrite ci-dessus et correspond à l'incertitude inhérente à l'estimation des paramètres. L'erreur de paramètre tend à diminuer à mesure que le nombre d'observations (de données pour l'estimation) augmente, mais elle ne peut pas disparaître complètement, car le nombre de données sous-jacentes observées est généralement limité.

Les incertitudes liées au choix du modèle retenu pour l'estimation sont appelées erreur de modélisation et sont intégrées au calcul de la variance (inconditionnelle) de la variable aléatoire X.

6.13 Paramétrisation des sinistres *PY*

Dans le modèle standard, des paramètres par défaut sont mis à disposition pour l'erreur de paramètre et l'erreur de modélisation par des branches standard SST. Pour déterminer le risque de provisionnement, les entreprises d'assurance doivent estimer elles-mêmes l'erreur aléatoire à l'aide d'une méthode de provisionnement stochastique appropriée, qui est cohérente avec la méthode choisie pour définir la valeur *best estimate* des provisions et avec le modèle stochastique sous-jacent. Un portefeuille stable, sans rupture structurelle, est nécessaire à cet effet.

Aucune prescription explicite n'est formulée en la matière, mais il importe qu'une méthode adéquate soit choisie pour les affaires concernées.

De plus, la FINMA recommande une analyse appropriée des séries chronologiques pour vérifier la méthode d'estimation. Pour ce faire, on peut calculer la variance empirique des résultats de liquidation observés sur le plan historique. Par exemple, le rapport entre le résultat de liquidation et les provisions pour sinistres initiales peut être étudié sur une période d'observation suffisamment longue. Il est important pour cette analyse que les provisions passées correspondent à des estimations actuarielles *best estimate*.

6.14 Paramétrisation des sinistres ordinaires *CY*

6.14.1 Risque aléatoire

Le risque aléatoire est modélisé par l'erreur aléatoire $\tau^2_{i,zufall}$. Il représente les incertitudes stochastiques du montant des sinistres annuels pour une caractéristique de risque donnée Θ_i. L'erreur aléatoire mesure la fluctuation autour de l'espérance mathématique :

$$\begin{aligned}\tau^2_{i,zufall} &= E\left[Var\left(S_i^{CY,NS,(N)} \mid \Theta_i = \vartheta_i\right)\right] \\ &= \lambda_i(\vartheta_i) \cdot \left(Var\left(Y_i^{CY,NS,(N)} \mid \vartheta_i\right) + E\left[Y_i^{CY,NS(N)} \mid \vartheta_i\right]^2\right)\end{aligned} \tag{121}$$

La déduction de cette expression figure à la section 3.6.2. Pour estimer le risque aléatoire, il suffit donc d'estimer le paramètre $\lambda_i(\vartheta_i)$ pour le nombre de sinistres ordinaires annuels N_i , l'espérance $E\left[Y_{i,n}^{CY,NS(N)} \mid \vartheta_i\right]$ et la variance $Var\left(Y_{i,n}^{CY,NS,(N)} \mid \vartheta_i\right)$ des montants des sinistres individuels $Y_i^{CY,NS,(N)}$.

Concernant le nombre de sinistres ordinaires annuels $N_{i,j}$, $j \leq t_1$, on suppose que les rapports $N_{i,j}/V_{i,j}$ liés à un volume correspondant du portefeuille $V_{i,j}$ sont, étant donné Θ_{ij}, des variables aléatoires indépendantes identiquement distribuées (iid) pour une valeur $j \leq t_1$, N_{i,t_1} désignant le nombre de sinistres et V_{i,t_1} le volume du portefeuille pour l'année de survenance actuelle $[t_0, t_1]$.

Le paramètre $\lambda_i(\vartheta_i)$ peut ainsi être estimé comme moyenne pondérée du volume à l'aide des observations historiques $\left\{N_{i,j} = n_{i,j}\right\}_{j<t_0}$ des J dernières années :

$$\lambda_{i,t_1}(\vartheta_{i,t_1}) = E\left[\widehat{\frac{N_\iota}{V_\iota} \cdot V_{\iota,t_1}} | \vartheta_{\iota,t_1}\right] = \frac{\sum_{j=t_0-J}^{t_0} n_{i,j} \cdot V_{i,j}}{\sum_{j=t_0-J}^{t_0} V_{i,j}} \cdot E[V_{i,t_1} | \vartheta_{i,t_1}] \tag{122}$$

Lors des estimations de ce paramètre, il faut veiller à respecter la caractéristique iid de ϑ_{ij} des $N_{i,j}/V_{i,j}$, $j \leq t_0$, étant donné ϑ_{ij}.

La même approche s'applique à l'estimation des paramètres empiriques pour les montants des sinistres individuels $Y_{i,n}^{CY,NS,(N)}$ qui, étant donné Θ_i, sont des variables aléatoires iid. Nous réalisons l'estimation suivante en nous basant sur la statistique des J dernières années et sur les observations historiques $\left\{N_{i,j} = n_{i,j}\right\}_{j \leq t_0}$ et $\left\{Y_{i,n,j}^{CY,NS(N)} = y_{i,n,j}\right\}_{j \leq t_0, 1 \leq n \leq n_{i,j}}$ par année de survenance j :

$$\hat{E}\left[Y_{i,n}^{CY,NS,(N)} \mid \vartheta_i\right] = \frac{\sum_{j=t_0-J}^{t_0} \sum_{n=1}^{n_{i,j}} y_{i,n,j}}{\sum_{j=t_0-J}^{t_0} n_{i,j}} \tag{123}$$

$$\widehat{Var}\left(Y_{i,n}^{CY,NS,(N)} \mid \vartheta_i\right) = \frac{1}{J} \cdot \sum_{j=t_0-J}^{t_0} \sum_{n=1}^{n_{i,j}} \frac{\left(y_{i,n,j} - \hat{E}\left[Y_{i,n}^{CY,NS,(N)} \mid \vartheta_i\right]\right)^2}{n_{i,j} - 1} \tag{124}$$

Les sinistres individuels observés sur le plan historique se caractérisent par le montant de leurs versements précédents et par les provisions pour sinistres individuels *(case reserves)*. Au moment t_0, ils se trouvent à des stades de la liquidation différents. Pour estimer les paramètres, il faut évaluer le montant final des sinistres. De plus, les effets du renchérissement doivent être pris en compte. Il convient donc d'effectuer tout d'abord une projection du montant final de ces sinistres individuels en considérant l'inflation, puis d'effectuer le calcul ci-dessus (cf. également la section 6.16.2.6). Seuls les sinistres différents de zéro sont pris en compte. Il serait par ex. envisageable qu'un sinistre se réduise de nouveau à zéro après prétention récursive.

6.14.2 Risque de paramètre

Le risque de paramètre représente la variance de l'estimateur :

$$\tau_{i,param}^2 = Var\left(E\left[\,S_i^{CY,NS,(N)} \mid \Theta_i\,\right]\right) \tag{125}$$

Comme à la section 6.14.1, on suppose que pour un $\Theta_{i,j}$ donné, la charge des sinistres annuelle $S_{i,j}^{CY,NS,(N)}$ dans la branche d'assurance i pendant les différentes années de survenance j pondérée par le volume du portefeuille $V_{i,j}$ sont des variables aléatoires iid. Les réalisations correspondent aux observations historiques $\left\{\frac{1}{V_{i,j}} \cdot s_{i,j}^{CY,NS,(N)} \mid \Theta_{i,j} = \vartheta_{\mathrm{i,j}}\right\}_{j \le t_0}$ des années précédentes $j \le\ t_0$.

La formule (48) de (Gisler A. , 2009) qui repose sur un taux de sinistre pur n'a pas été directement utilisée pour déterminer les valeurs par défaut du risque de paramètre. Une alternative a été implémentée sur la base des indications dans (Gisler A. , 2009) et de la section 4.11 dans (Bühlmann & Gisler, 2005). Les nombres de sinistres *ultimate* estimés pour le secteur de l'assurance i ont été utilisés comme volume de portefeuille. Selon la branche d'assurance, d'autres mesures seraient envisageables, telles que les sommes d'assurance ou le nombre de risques assurés. Dans ce cas, il faudrait cependant vérifier si l'estimateur a toujours des caractéristiques satisfaisantes, par ex. être non biaisé.

Avec $\hat{E}\left[\,Y_i^{CY,NS,(N)} \mid \vartheta_i\,\right] = \sum_{j=1}^{J} w'_{i,j} \cdot \bar{y}_{i,j}^{CY,NS,(N)}$ et $w'_{i,j} = \frac{N_{i,j}}{\sum_{j=1}^{J} N_{i,j}}$, on obtient l'estimateur

$$\hat{\tau}_i^2 = \frac{1}{\sum_{j=1}^{J} w'_{i,j} \cdot (1 - w'_{i,j})} \cdot \left(\sum_{j=1}^{J} w'_{i,j} \cdot \left(\hat{E}\left[\,Y_{i,j}^{CY,NS,(N)} \mid \vartheta_{i,j}\,\right] - \hat{E}\left[\,Y_i^{CY,NS,(N)} \mid \vartheta_i\,\right]\right)^2 - \frac{\hat{\sigma}_i^2}{\frac{\sum_{j=1}^{J} N_{i,j}}{J-1}} \right) \tag{126}$$

sachant que $\bar{y}_{i,j}^{CY,NS,(N)} = \hat{E}\left[\,Y_{i,j}^{CY,NS,(N)} \mid \vartheta_{i,j}\,\right] = \frac{\sum_{n=1}^{N_{i,j}} y_{i,j,n}}{\sum_{n_j=1}^{N_{i,j}} I_{\left\{y_{i,j,n_j}^{CY,NS,(N)} > 0\right\}}}$

$$\hat{\sigma}_i^{\ 2} = \frac{1}{\sum_{j=1}^{J} \sum_{n_j=1}^{N_{i,j}} I_{\left\{y_{i,j,n_j}^{CY,NS,(N)}>0\right\}} - J} \sum_{j=1}^{J} \sum_{n_j=1}^{N_{i,j}} I_{\left\{y_{i,j,n_j}^{CY,NS,(N)}>0\right\}} \cdot \left(y_{j,n_j}^{CY,NS,(N)} - \bar{y}_j^{CY,NS,(N)}\right)^2 \tag{127}$$

est utilisé pour le calcul. Au cas où le biais $\frac{\hat{\sigma}_i^2}{\frac{\sum_{j=1}^{J} N_{i,j}}{J-1}}$ deviendrait très important, $\hat{\tau}_i^2$ peut devenir négatif. Dans ce cas, l'estimateur n'est plus approprié.

Le coefficient de variation pour le risque de paramètre est alors

$$VK\left(S_{i,param}^{CY,NS,(N)}\right) = \frac{\hat{\tau}_i}{\hat{E}\left[\, Y_i^{CY,NS,(N)} \mid \vartheta_i \,\right]} \tag{128}$$

avec $\hat{E}\left[\, Y_i^{CY,NS,(N)} \mid \vartheta_i \,\right] = \frac{\sum_{j=1}^{J} \sum_{n_j=1}^{N_j} I_{\left\{y_{i,j,n_j}>0\right\}}}{J} \cdot \hat{E}\left[\, y_i^{CY,NS,(N)} \mid \vartheta_i \,\right]$.

6.15 Inflation inattendue

6.15.1 Motivation et procédure

Il est supposé que l'inflation attendue, selon la propre estimation des entreprises, est déjà incluse dans les *cash flows* servant au calcul de la valeur estimative la meilleure possible des engagements d'assurance.

L'approche décrite ici doit servir à introduire explicitement un choc d'inflation soudain et inattendu dans le modèle. Eu égard à la soudaineté du choc, on suppose qu'il n'y a pas d'effet pertinent sur le niveau des taux d'intérêt.

La calibration du montant des sinistres découlant du choc d'inflation se fait sur la base de la cadence de paiements attendue déjà existante pour les sinistres ordinaires, à savoir les risques *PY, CY* et *URR*.

Cette approche permet d'intégrer un choc d'inflation inattendu pour les sinistres ordinaires de manière peu invasive. Une variable aléatoire calibrée en fonction d'un scénario d'inflation afin de calculer de manière transparente une volatilité supplémentaire implicite pour la distribution log-normale des sinistres ordinaires. Les chocs d'inflation peuvent ainsi être facilement intégrés dans le modèle standard assurance dommages en ajustant légèrement les paramètres, le modèle restant sinon totalement inchangé (en ce qui concerne la valeur attendue, le mode de calcul du montant minimum, l'application du modèle de participation, etc.).

Pour ce faire, une grandeur aléatoire indépendante « choc d'inflation » de distribution log-normale avec une valeur attendue de 1 est multipliée par la variable aléatoire de distribution log-normale des sinistres actualisés. Cela augmente la variance de la distribution log-normale des sinistres ordinaires actualisés, sans modifier la valeur attendue de la distribution. La calibration se fait au 99e percentile de la distribution du choc d'inflation, ce qui correspond à une probabilité de survenance de 1 %.

6.15.2 Définitions

Pour une durée de projection supposée de 50 ans,

$$\left\{ f_{Infl,t} = \prod_{j=0}^{t} (1 + g \cdot \Delta r_{Infl,j}) \right\}_{t=0}^{49} \tag{129}$$

désigne les facteurs d'inflation cumulés résultant du choc d'inflation avec un facteur g spécifique au segment pour chaque année de versement t à compter de l'exercice SST 0.

$\left\{ \beta_j = \frac{CF_j^{(0)}}{BE_0^{(N)}} \right\}_{j=0}^{49}$ désigne une cadence de paiements incrémentielle pour les années de liquidation j d'une LOB_i donnée et par risque *PY*, *CY* ou *URR* d'une $BE_0^{(N)}$ non actualisée correspondante. Il en résulte $\sum_j \beta_j = 1$.

Pour une meilleure lisibilité, l'indice i de la combinaison entre branche et risques *PY*, *CY* et *URR* a été omis ici.

$BE_0 = BE_0^{(N)} \cdot \sum_{t=0}^{49} \frac{\beta_t}{\left(1+r_{t+1}^{(0)}\right)^{t+1}} = D^{(0)} \cdot E\left[S^{(N)}\right] = E[S]$ désigne la valeur attendue d'une grandeur aléatoire S (avec l'interprétation comme sinistre actualisé sur toute la période de liquidation en posant l'hypothèse d'une courbe des taux SST (c.-à-d. le facteur d'actualisation $D^{(0)}$) et l'inflation atendue (avant le choc) au moment 0. Pour un segment $i \in \{LOBs, Risiko\}$, on obtient pour le *best estimate* après le choc (donc lors de la survenance du scénario de calibration)

$$BE_{après\ choc} = \sum_{t=0}^{49} \frac{CF_t^{(0)}}{\left(1 + r_{t+1}^{(0)}\right)^{t+1}} \cdot \prod_{j=0}^{t} \left(1 + g_{seg} \cdot \Delta r_{Infl,j}\right) \tag{130}$$

et pour l'augmentation des sinistres actualisés du fait de la variation de l'inflation

$$\begin{aligned} BE_{après\ choc} - BE_0 &= \sum_{t=0}^{49} \frac{CF_t^{(0)}}{\left(1 + r_{t+1}^{(0)}\right)^{t+1}} \cdot \left(\prod_{j=0}^{t} \left(1 + g_{seg} \cdot \Delta r_{Infl,j}\right) - 1 \right) \\ &= BE_0^{(N)} \cdot \sum_{t=0}^{49} \frac{\beta_t}{\left(1 + r_{t+1}^{(0)}\right)^{t+1}} \cdot \left(\prod_{j=0}^{t} \left(1 + g_{seg} \cdot \Delta r_{Infl,j}\right) \right) - BE_0 \\ &= BE_0^{(N)} \cdot \sum_{t=0}^{49} \frac{\beta_t \cdot (f_{Infl,t} - 1)}{\left(1 + r_{t+1}^{(0)}\right)^{t+1}} \end{aligned} \tag{131}$$

En représentant l'effet du scénario au moment où il survient comme une modification multiplicative du *best estimate* initial et en l'exprimant au moyen d'un simple taux d'intérêt, on obtient

$$BE_{nach\ Schock} = \sum_{t=0}^{49} \frac{CF_t^{(0)}}{\left(1+r_{t+1}^{(0)}\right)^{t+1}} \cdot \left(\prod_{j=0}^{t} \left(1 + g_{seg} \cdot \Delta r_{Infl,j}\right) \right) = BE_0 \cdot (1 + F^{Infl}) \tag{132}$$

avec la formule généralement connue de « rendement simple »

$$F^{Infl} = \frac{Valeur\ après\ choc - Valeur\ avant\ choc}{Valeur\ avant\ choc} = \frac{BE_{après\ choc} - BE_0}{BE_0} \tag{133}$$

ou en détail

$$F^{Infl} = \frac{BE_0^{(N)} \cdot \left(\sum_{t=0}^{49} \frac{\beta_t \cdot f_{Infl,t}}{\left(1+r_{t+1}^{(0)}\right)^{t+1}} \right) - BE_0^{(N)} \cdot \sum_{t=0}^{49} \frac{\beta_t}{\left(1+r_{t+1}^{(0)}\right)^{t+1}}}{BE_0^{(N)} \cdot \sum_{t=0}^{49} \frac{\beta_t}{\left(1+r_{t+1}^{(0)}\right)^{t+1}}} = \frac{\sum_{t=0}^{49} \frac{\beta_t \cdot f_{Infl,t}}{\left(1+r_{t+1}^{(0)}\right)^{t+1}}}{\sum_{t=0}^{49} \frac{\beta_t}{\left(1+r_{t+1}^{(0)}\right)^{t+1}}} - 1 \tag{134}$$

On obtient ainsi selon (134) l'effet d'ensemble de la modification des hypothèses d'inflation *best estimate* si le scénario survient sur la totalité de l'horizon des versements pour un *best estimate* d'une LOB et d'un risque tel que *PY*, *CY* ou *URR* exprimé avec l'interprétation d'un « rendement de pertes normalisé ».

6.15.3 Approche des modèles

Le sinistre S est multiplié par une variable aléatoire choc d'inflation Z, calibrée par rapport au scénario d'inflation, sans modifier la valeur attendue des sinistres, car seuls les chocs d'inflation inattendus doivent être reflétés. On suppose pour cela $\ln(Z) \sim N\left(-\frac{1}{2}\sigma_Z^2, \sigma_Z\right)$ avec $E[Z] = 1$ selon la formule (161).

$$\tilde{S} = S \cdot Z \tag{135}$$

$\tilde{S}$ désigne la variable aléatoire pour le dommage avec prise en compte de l'inflation inattendue.

Avec $\ln(S) \sim N(\mu_S, \sigma_S)$ et en posant l'hypothèse que S et Z sont indépendants, on obtient pour la somme $\ln(S) + \ln(Z) \sim N\left(\mu_S - \frac{1}{2}\sigma_Z^2, \sqrt{\sigma_S^2 + \sigma_Z^2}\right)$, c'est-à-dire que $S \cdot Z$ est la distribution log-normale (actualisée) des sinistres, y compris le risque d'inflation inattendue (« choc d'inflation »). À noter qu'il en résulte ainsi directement le nouveau paramètre pour l'écart-type de la distribution normale sous-jacente, à savoir

$$\tilde{\sigma} = \sqrt{\sigma_S^2 + \sigma_Z^2} \tag{136}$$

Cela signifie que pour la valeur attendue de la grandeur aléatoire $S \cdot Z$ elle-même on garde effectivement sans changement, comme pour S, :

$$E[S \cdot Z] = e^{\mu_S - \frac{1}{2}\sigma_Z^2 + \frac{1}{2}(\sigma_S^2 + \sigma_Z^2)} = e^{\mu_S + \frac{1}{2}\sigma_S^2} = E[S] \tag{137}$$

et pour la variance, on a

$$Var[S \cdot Z] = e^{2\cdot(\mu_S - \frac{1}{2}\sigma_Z^2) + \sigma_S^2 + \sigma_Z^2} \cdot \left(e^{\sigma_S^2 + \sigma_Z^2} - 1\right) = e^{2\cdot\mu_S + \sigma_S^2} \cdot \left(e^{\sigma_S^2 + \sigma_Z^2} - 1\right) = E[S]^2 \cdot \left(e^{\sigma_S^2 + \sigma_Z^2} - 1\right) \tag{138}$$

Le coefficient de variation est

$$VK[S \cdot Z] = \sqrt{\left(e^{\sigma_S^2 + \sigma_Z^2} - 1\right)} \tag{139}$$

Selon la formule (166), l'*expected shortfall* est donné par :

$$\begin{aligned} ES^{0.99}[S \cdot Z] &= \frac{1}{\alpha}\left(1 - \Phi_{0,1}\left(\Phi_{0,1}^{-1}(0.99) - \tilde{\sigma}\right)\right) \cdot E[S \cdot Z] \\ &= \frac{1}{\alpha}\left(1 - \Phi_{0,1}\left(\Phi_{0,1}^{-1}(0.99) - \tilde{\sigma}\right)\right) \cdot E[S] \\ &= \frac{1}{\alpha}\left(1 - \Phi_{0,1}\left(\Phi_{0,1}^{-1}(0.99) - \sqrt{\sigma_S^2 + \sigma_Z^2}\right)\right) \cdot E[S] \end{aligned} \tag{140}$$

L'*expected shortfall* centré est obtenu par la formule (166) :

$$ES^{0.99}[S \cdot Z] - E[S] = \left(\frac{1}{\alpha}\left(1 - \Phi_{0,1}\left(\Phi_{0,1}^{-1}(0.99) - \sqrt{\sigma_S^2 + \sigma_Z^2}\right)\right) - 1\right) \cdot E[S] \tag{141}$$

6.15.4 Calibration

Selon l'approche par modèle : $Z = \frac{\tilde{S}}{S}$. Le scénario de calibration intervient avec $Z(\omega) = 1 + F^{Infl}$

$$Z(\omega) = 1 + F^{Infl} = \frac{\sum_{t=0}^{49} \frac{\beta_t \cdot f_{Infl,t}}{\left(1 + r_{t+1}^{(0)}\right)^{t+1}}}{\sum_{t=0}^{49} \frac{\beta_t}{\left(1 + r_{t+1}^{(0)}\right)^{t+1}}} \tag{142}$$

En posant l'hypothèse d'une probabilité de survenance de 1 %, $1 + F^{Infl}$ correspond au 99e quantile de cette distribution. Pour calibrer la distribution de Z, σ_Z est déterminé au moyen de l'équation (165) :

$$q_{0.99} = \exp\left(\Phi^{-1}_{-\frac{1}{2}\sigma_Z^2,\sigma_Z}(0.99)\right) = \exp\left(-\frac{1}{2}\sigma_Z^2 + \sigma_Z \Phi_{0,1}^{-1}(0.99)\right) = 1 + F^{Infl}$$

$$-\frac{1}{2}\sigma_Z^2 + \sigma_Z \cdot \Phi_{0,1}^{-1}(0.99) = \ln(1 + F^{Infl})$$

$$-\frac{1}{2}\sigma_Z^2 + \sigma_Z \cdot \Phi_{0,1}^{-1}(0.99) - \ln(1 + F^{Infl}) = 0$$

$$\sigma_{Z_{1,2}} = -1 \cdot \left(-\Phi_{0,1}^{-1}(0.99) \pm \sqrt{\Phi_{0,1}^{-1}(0.99)^2 - 2 \cdot (ln(1 + F^{Infl}))}\right) \tag{143}$$

Sur les deux solutions de $\sigma_{Z_{1,2}}$, la solution σ_{Z_1} est pertinente et intégrée dans le *template* SST Nonlife.

Il existe une solution réelle pour σ_Z seulement à condition que le terme sous la racine reste positif, c.-à-d.

$$\Phi_{0,1}^{-1}(0.99)^2 - 2 \cdot (\ln(1 + F^{Infl})) \geq 0$$

$$\Phi_{0,1}^{-1}(0.99)^2 \geq 2 \cdot (\ln(1 + F^{Infl}))$$

$$\frac{\Phi_{0,1}^{-1}(0.99)^2}{2} \geq \ln(1 + F^{Infl})$$

$$\exp\left(\frac{\Phi_{0,1}^{-1}(0.99)^2}{2}\right) \geq 1 + F^{Infl}$$

Il en découle pour $0 \leq F^{Infl} < 13.96848836$ comme intervalle de solutions possibles contenant tous les effets actuellement vraisemblables de scénarios rares.

6.16 Paramétrisation des grands sinistres *CY*

Le modèle standard utilise de nombreux paramètres, certains étant prédéfinis comme paramètres par défaut, mais pouvant également être déterminés par les entreprises. Le cas échéant, ces propres paramètres requièrent une autorisation en tant qu'adaptation au modèle standard.

De nombreux ouvrages sont disponibles. Les commentaires ci-après ne peuvent, en l'espèce, qu'effleurer ces sujets, mais ils ne sauraient les expliquer en profondeur. La procédure utilisée dépend principalement des données disponibles. La FINMA n'émet aucune prescription pour les entreprises et se contente de fournir des indications.

6.16.1 Inflation

6.16.1.1 Effets de renchérissement

On parle d'effet du renchérissement lorsqu'un sinistre qui se produit cette année coûterait davantage à l'assurance que s'il était survenu au cours d'une année de survenance précédente.

Les effets du renchérissement sont davantage visibles pour les sinistres avec une liquidation particulièrement longue que pour ceux à liquidation courte. On les observe notamment en cas de grands sinistres dans la responsabilité civile en matière de circulation ou la responsabilité civile générale.

Les causes du renchérissement varient d'une branche d'assurance à une autre : hausse des salaires des réparateurs et du personnel médical, augmentation des prix des pièces détachées, nouvelles procédures médicales, modifications du contexte juridique, etc.

En l'espèce, on opère une distinction entre le renchérissement qui peut être représenté à l'aide d'un indice tel que l'indice des coûts salariaux ou l'IPC, et le renchérissement supplémentaire, qui découle par exemple des nouvelles évolutions médicales ou d'un nouvel environnement juridique. Ce dernier type de renchérissement est appelé *superimposed inflation*.

Les termes renchérissement et inflation sont employés comme synonymes dans le présent document.

6.16.2 Estimation du nombre de grands sinistres

6.16.2.1 Procédures possibles

Il existe plusieurs procédures pour estimer le nombre de sinistres ou de grands sinistres en tenant compte des effets du renchérissement. En voici une énumération non exhaustive :

a) Extrapolation à l'aide de facteurs en retenant des hypothèses pour l'inflation et le paramètre de Pareto α (cf. section 6.16.2.4)
b) Projection du nombre de sinistres basée sur un triangle du nombre de sinistres dépassant un certain seuil des grands sinistres (cf. section 6.16.2.5)
c) Projection des sinistres individuels *as if* (corrigés de l'inflation) en sinistres *ultimate* à l'aide d'une procédure basée sur un triangle (par ex. procédure *nearest neighbour* s'appuyant sur le modèle *Chain-Ladder*), puis calcul en tant que moyenne pondérée du taux de sinistres individuels *ultimate* projetés par année de survenance ou année de souscription qui dépassent un seuil des grands sinistres, le taux étant basé sur une exposition sélectionnée (par ex. nombre

des sinistres globaux, nombre de polices ou par rapport aux primes souscrites ou acquises ; cf. section 6.16.2.6)

d) Calcul approximatif à partir des primes de réassurance en tant que calcul inversé assujetti à certaines hypothèses (cf. section 6.16.2.7)

6.16.2.2 Seuil des grands sinistres

Le modèle standard utilise actuellement deux seuils des grands sinistres pour les affaires directes suisses : 1 et 5 millions de francs.

Définie comme distribution standard pour les grands sinistres, la distribution de Pareto permet de transposer facilement la fréquence des grands sinistres d'un seuil à un autre grâce à la relation :

$$P(X > o \mid X > u) = \left(\frac{u}{o}\right)^{\alpha} \quad pour\ u \leq o \tag{144}$$

o constitue le seuil supérieur, u le seuil inférieur et α le paramètre de la distribution de Pareto.

6.16.2.3 Paramètres par défaut dans le modèle standard pour le nombre de grands sinistres des affaires suisses

Le modèle standard fixe des paramètres par défaut pour calculer le nombre de grands sinistres dans certaines branches SST. Ces paramètres sont donnés comme la part des grands sinistres par rapport au nombre des sinistres ordinaires. Spécifique à chaque entreprise, le nombre des sinistres ordinaires est estimé par chaque société sur la base de son expérience passée à l'aide de méthodes appropriées, en tant qu'espérance mathématique reflètant les expositions sous-jacentes sur la période d'un an. Le paramètre défini est calibré en fonction d'un seuil des grands sinistres de 0,5 million de francs. Le nombre attendu de grands sinistres est calculée dans la feuille « NL_Insurance_Risk » (cf. section 5.10) grâce à la formule (144).

Exemple :

Si l'on suppose les éléments ci-après :

- nombre attendu de sinistres ordinaires *CY* = 5000 ;
- paramètre de Pareto pour le seuil des grands sinistres de 0,5 million de francs $\alpha_{0.5Mio} = 2$;
- part attendue des grands sinistres par rapport au nombre des sinistres ordinaires = 0,0005 pour un seuil des grands sinistres de 0,5 million de francs ;

l'espérance mathématique du nombre de grands sinistres N calculé dans le *template SST dommages* avec la formule (144).

- pour un seuil des grands sinistres fixé à 0,5 million de francs :

$$E[N_{0.5Mio.}] = \hat{\lambda}_{0.5\mathrm{Mio.}} = 5000 \cdot 0.0005 \cdot \left(\frac{0.5\ Mio.}{0.5\ Mio.}\right)^2 = 2.5$$

- pour un seuil des grands sinistres fixé à 5 millions de francs :

$$E[N_{5Mio.}] = \hat{\lambda}_{5\mathrm{Mio.}} = \hat{\lambda}_{0.5Mio.} \cdot \left(\frac{0.5\ Mio.}{5\ Mio.}\right)^2 = 0.1$$

6.16.2.4 Extrapolation à l'aide de facteurs

Pour une inflation annuelle constante i et un paramètre de Pareto α donnés, le nombre de grands sinistres croît chaque année selon le facteur $(1+i)^{\alpha}$. Cette relation est motivée par la formule (144). Le nombre de grands sinistres (par ex. > 0,5 million de francs) observés au cours des années précédentes peut être « extrapolé » pour l'année la plus récente en appliquant ce facteur. Cette procédure suppose un portefeuille constant. Sinon, il faut utiliser une moyenne, pondérée de l'exposition, des taux de grands sinistres par rapport à l'exposition correspondante et la multiplier par l'exposition de l'année à projeter.

6.16.2.5 Projection avec un triangle du nombre de sinistres

Pour ce faire, il faut un triangle du nombre de sinistres dépassant un certain seuil des grands sinistres, ce triangle pouvant être extrapolé par une procédure usuelle telle que la méthode multiplicative de *Chain-Ladder*, la méthode additive de *Chain-Ladder* ou la méthode de Bornhuetter Ferguson (avec des informations supplémentaires sur l'exposition sous-jacente appropriée ; p. ex. nombre de polices, nombre des sinistres globaux *ultimate*, prime acquise, etc.) ou par d'autres méthodes comparables pour obtenir le nombre *ultimate* de grands sinistres par année de survenance et par exposition. Dans ce cas également, il est préférable d'utiliser une moyenne basée sur les expositions sous-jacentes.

6.16.2.6 Projection des sinistres individuels *as if*

Conditions implicites pour une projection des sinistres individuels en montant final des sinistres :

- Des sinistres de même type suivent des schémas d'évolution similaires. Les grands sinistres majeurs ne doivent cependant pas nécessairement relever du même schéma que les sinistres petits ou moyens.
- Les sinistres peuvent non seulement croître, mais également repasser au-dessous du seuil des grands sinistres, par exemple lorsque des provisions pour sinistres sont dissoutes à la suite de décisions des tribunaux.
- Concernant l'évolution des sinistres individuels, on identifie des « exemples-types » appropriés se différenciant de manière adéquate à l'aide de caractéristiques telles que :
  - la durée de liquidation, plusieurs périodes étant possibles ;

- le montant de la charge des sinistres ou des paiements ;
- le rapport entre le montant des paiements et celui de la charge des sinistres ;
- des facteurs de liquidation similaires sur plusieurs périodes autour de la durée de liquidation.

- Un ou plusieurs exemples-types peuvent être choisis. Si plusieurs le sont, une fonction d'espacement réciproque permet de calculer la pondération des facteurs de liquidation pour la projection et d'effectuer une moyenne.
- La projection se base sur des sinistres *as if* supérieurs à la moitié du seuil effectif des grands sinistres. On tient ainsi compte du fait qu'au fil du temps, les sinistres peuvent dépasser le seuil des grands sinistres à estimer en raison de la liquidation.

Ces projections peuvent être réalisées tant sur la base des paiements de sinistres que des charges de sinistres. Les projections basées sur les charges des sinistres sont plus pertinentes que les calculs s'appuyant sur les paiements de sinistres, en particulier pour les branches à longue liquidation. Le calcul du nombre attendu de grands sinistres implique de nouveau de tenir compte de l'exposition sous-jacente afin d'obtenir une estimation adéquate du *CY* pour l'année en cours. La charge des sinistres est déterminante pour les sélectionner en vue de la projection. En théorie, tous les sinistres pourraient être projetés ainsi, y compris les petits sinistres. Les calculs sont cependant très contraignants et n'apporteraient pas forcément des enseignements supplémentaires sur les grands sinistres. Il convient d'utiliser des données corrigées de l'inflation pour le calcul.

Avantage :

Toutes les informations issues des sinistres individuels sont exploitées. Les sinistres individuels *ultimate* sont utilisés pour estimer tant le nombre de grands sinistres que le paramètre de Pareto α.

Inconvénient :

Les estimations sont parfois très sensibles au choix des exemples-types appropriés et ne sont pas très robustes selon les circonstances. Les *IBNER* peuvent être évalués avec cette méthode. D'autres réflexions sont nécessaires pour déterminer les *IBNR*. Des sinistres *IBNR* peuvent parfois être observés au cours des années les plus éloignées, mais ils manquent généralement dans les années les plus récentes.

6.16.2.7 Calcul inversé à partir des primes de réassurance des contrats XoL

Cette méthode comporte quelques incertitudes, car il faut retenir des hypothèses quant aux paramètres utilisés par le réassureur, qui ne sont en général pas connus. Si sa propre base de données ne comporte que très peu de grands sinistres observés, cette méthode peut néanmoins servir de calcul approximatif ou de calcul de contrôle. Le recours aux primes de réassurance plutôt qu'à ses propres données comme base de l'estimation des grands sinistres présente l'avantage suivant : le réassureur génère des statistiques du marché à partir de ses contrats et peut en tenir compte lors du calcul des primes de réassurance.

Le calcul devrait reposer sur la prime de réassurance nette, hors majoration liée aux frais de gestion, au courtage, aux coûts du capital et aux bénéfices attendus du réassureur. Cette prime de réassurance nette, également appelée prime de risque, correspond à l'espérance mathématique d'un sinistre du point de vue du réassureur. L'estimation du montant des composantes de coûts représente le principal défi. Le niveau des tarifs de réassurance (cycle de souscription, concurrence tarifaire dans la réassurance) joue également un rôle en la matière. En général, cette méthode convient aux contrats de réassurance non proportionnels, car leur prix est souvent fixé grâce à un modèle de Poisson-Pareto.

La répartition du risque d'inflation à travers la clause d'indexation, en particulier pour les dommages corporels, est une particularité de l'assurance responsabilité civile. La priorité et la limite sont adaptées pendant la durée de liquidation du sinistre grâce à un indice défini (par ex. IPC ou indice des coûts salariaux). Nous n'en tenons pas compte ici.

Cette réflexion simple ne considère pas les effets des réapprovisionnements *(reinstatement)*.

Notations :

l : couverture en responsabilité *(limit)* de la tranche *(layer)*

d : priorité de la tranche *(deductible)*

P_{RV}^{Gross} : prime de réassurance pour cette tranche

$P_{RV}^{Net,U}$: prime de risque de réassurance non actualisée

α : paramètre de Pareto

λ : espérance mathématique du nombre de sinistres supérieurs ou égaux à la priorité d

$E[S^{Layer}]$: espérance mathématique d'un sinistre dans la catégorie $l\ xs\ d$ (≙ sinistres en excédents)

t : durée de placement moyenne du réassureur (durée de liquidation moyenne du sinistre en excédent – délai d'attente moyen jusqu'au paiement de la prime de réassurance)

r: taux d'intérêt pour l'actualisation de la prime de réassurance

z: facteur de majoration de la réassurance (englobe les coûts du capital, le courtage, les bénéfices attendus en fonction du niveau des prix, par ex. les bénéfices attendus négatifs sur un marché atone)

Procédure :

Les relations suivantes s'appliquent :

$$P_{RV}^{Net,U} = \lambda \cdot ES^{Layer} \tag{145}$$

$$P_{RV}^{Gross} = \frac{P_{RV}^{Net,U}}{(1+r)^t} \cdot (1+z) = \frac{\lambda \cdot ES^{Layer}}{(1+r)^t} \cdot (1+z) \tag{146}$$

Si la cadence de paiements du sinistre en excédents et la courbe des taux effectivement utilisée sont connues, la valeur actualisée de la prime de risque peut être calculée plus précisément.

Pour les sinistres distribués selon la loi de Pareto avec un paramètre $\alpha > 1$, les sinistres en excédents attendus dans la catégorie sont les suivants :

$$E[S^{Layer}] = d \cdot \frac{1 - \left(\frac{d}{d+l}\right)^{\alpha-1}}{\alpha - 1} \tag{147}$$

Si l'on insère la formule (147) dans (146) et qu'on explicite λ, on obtient :

$$\lambda = \frac{P_{RV}^{Gross} \cdot (\alpha - 1) \cdot (1+r)^t}{d \cdot \left(1 - \left(\frac{d}{d+l}\right)^{\alpha-1}\right) \cdot (1+z)} \tag{148}$$

6.16.3 Estimation du montant des sinistres

Le paramètre α de la distribution de Pareto est estimé à l'aide de la méthode du maximum de vraisemblance *(maximum likelihood)*, sur la base des grands sinistres historiques convertis en montant final des sinistres en tenant compte de l'inflation (cf. par ex. 6.16.2.6).

6.17 Remarques sur quelques distributions de probabilités

6.17.1 Mesure du risque expected shortfall

L'*expected shortfall* est défini comme suit pour une probabilité de survenance de α et une variable aléatoire X, la première égalité s'appliquant de manière générale et la seconde, aux seules variables aléatoires continues (on suppose que les grands sinistres sont exprimés par des nombres négatifs) :

$$ES_\alpha[X] = E[\, X \mid X \leq q_\alpha \,] = \frac{1}{\alpha} \int_0^\alpha q_u \, du \tag{149}$$

où $q_u = q_u(X) = \inf\{\, x \mid P[X \leq x] \geq u \,\}$ désigne le quantile u de X.

À l'annexe 3 de l'OS, la mesure du risque est définie par le négatif de ES_α avec $\alpha \ll 1$, afin qu'un besoin en capital positif soit exprimé à partir d'un *expected shortfall* négatif.

Pour les cas où dans le modèle standard des valeurs négatives (par ex. des sinistres) sont représentées par des nombre positifs, nous introduisons l'*expected shortfall* à droite $ES^{1-\alpha}[Z]$, pour une distribution définie sur l'axe positif d'une variable aléatoire $Z \in [0, \infty)$:

$$ES^{1-\alpha}[Z] := E[\, Z \mid Z \geq q_{1-\alpha} \,] = \frac{1}{\alpha}\int_{1-\alpha}^{1} q_u(Z)du \tag{150}$$

Il s'ensuit pour $X \in (-\infty, 0]$:

$$ES^{1-\alpha}[-X] = \frac{1}{\alpha}\int_{1-\alpha}^{1} q_u(-X)\, du = -\frac{1}{\alpha}\int_{0}^{\alpha} q_u(X)du = -ES_\alpha[X] \tag{151}$$

6.17.2 Distribution normale

La densité et la fonction de distribution cumulative d'une distribution normale standard sont données par :

$$\varphi_{0,1}(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{x^2}{2}} \tag{152}$$

$$\Phi_{0,1}(x) = \int_{-\infty}^{x} \varphi_{0,1}(x)dx \tag{153}$$

La densité et la fonction de distribution cumulative d'une distribution normale générale et univariée l'espérance mathématique et l'écart-type s'expriment par :

$$\varphi_{\mu,\sigma}(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot \sigma} \cdot e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} = \frac{1}{\sigma}\varphi_{0,1}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right) \tag{154}$$

$$\Phi_{\mu,\sigma}(x) = \int_{-\infty}^{x} \varphi_{\mu,\sigma}(x)dx = \Phi_{0,1}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right) \tag{155}$$

Soit une variable aléatoire $X \sim N(\mu, \sigma)$ distribuée normalement. Nous nous intéressons à l'*expected shortfall* de X :

$$ES_\alpha(X) = E[\, X \mid X \leq VaR_\alpha(X) \,] \tag{156}$$

$\alpha \in (0,1)$ étant souvent un petit nombre proche de 0.

L'*expected shortfall* d'une variable aléatoire $Z \sim N(0,1)$ normale standard est donnée par :

$$\begin{aligned} ES_\alpha(Z) &= \frac{1}{\alpha} \cdot \int_{-\infty}^{q_\alpha^{(0,1)}} y \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{y^2}{2}} dy \\ &= \frac{1}{\alpha} \cdot \int_{-\infty}^{q_\alpha^{(0,1)}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \left(-e^{-\frac{y^2}{2}}\right)' dy \\ &= -\frac{1}{\alpha} \cdot \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{q_\alpha^{(0,1)^2}}{2}}\right) \\ &= -\frac{1}{\alpha} \cdot \varphi_{0,1}\left(q_\alpha^{(0,1)}\right) \end{aligned} \tag{157}$$

où $q_\alpha^{(0,1)} = \Phi_{0,1}^{-1}(\alpha)$ est le quantile α de la distribution normale standard.

6.17.3 Distribution log-normale

La distribution d'une variable aléatoire Y est dite log-normale lorsque

$$ln(Y) \sim N(\mu, \sigma) \tag{158}$$

Les expressions suivantes s'appliquent à la densité et à la fonction de distribution cumulative de Y :

$$f_Y(y; \mu, \sigma) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \cdot \frac{1}{y} \cdot e^{\left(-\frac{(ln(y)-\mu)^2}{2\sigma^2}\right)} \tag{159}$$

$$F_Y(y) = \Phi_{\mu,\sigma}(ln(y)), \tag{160}$$

$\Phi_{\mu,\sigma}(x)$ étant la fonction de distribution cumulative de la distribution normale.

Les paramètres de localisation μ et d'échelle σ correspondent à l'espérance mathématique et à l'écart-type de la variable aléatoire distribuée normalement $\ln(Y)$. Les relations suivantes s'appliquent entre l'espérance mathématique de la variable aléatoire Y, sa variance et les paramètres μ et σ :

$$E[Y] = e^{\left(\mu + \frac{1}{2}\sigma^2\right)} \tag{161}$$

$$Var[Y] = e^{(2\mu+\sigma^2)} \cdot \left(e^{\sigma^2} - 1\right) = (E[Y])^2 \cdot \left(e^{\sigma^2} - 1\right) \tag{162}$$

Pour une espérance mathématique $E[Y]$ et une variance $Var[Y]$ données, μ et σ sont calculés ainsi :

$$\mu = ln(E[Y]) - \frac{1}{2}\sigma^2 \tag{163}$$

$$\sigma = \sqrt{ln\left(\frac{Var[Y]}{(E[Y])^2} + 1\right)} = \sqrt{ln\left((VK[Y])^2 + 1\right)}, \tag{164}$$

où $VK[Y] = \frac{SD[Y]}{E[Y]} = \frac{\sqrt{Var[Y]}}{E[Y]}$ désigne le coefficient de variation de la valeur aléatoire Y.

Le quantile au niveau α (qui correspond à la VaR_α = *value at risk* au niveau α) est déterminé ainsi :

$$q_\alpha = exp\left(\Phi_{\mu,\sigma}^{-1}(\alpha)\right) = exp\left(\mu + \sigma \cdot \Phi_{0,1}^{-1}(\alpha)\right) \tag{165}$$

où $\Phi_{0,1}^{-1}(\alpha)$ est la fonction inverse de la fonction de distribution cumulative de la distribution normale. L'*expected shortfall* dans la queue de droite de la distribution log-normale est :

$$\begin{aligned} ES^{1-\alpha}[Y] &= \frac{1}{\alpha} \cdot \int_{q_{1-\alpha}}^{\infty} y \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi \cdot \sigma}} \cdot \frac{1}{y} e^{-\frac{(ln(y)-\mu)^2}{2\sigma^2}} dy \\ &= \frac{1}{\alpha} \cdot \int_{\Phi_{0,1}^{-1}(1-\alpha)}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot e^{\sigma z + \mu} \cdot e^{-\frac{z^2}{2}} dz \\ &= \frac{1}{\alpha} \cdot e^{\mu + \frac{\sigma^2}{2}} \int_{\Phi_{0,1}^{-1}(1-\alpha)}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{(z-\sigma)^2}{2}} dz \\ &= \frac{1}{\alpha} \cdot e^{\mu + \frac{\sigma^2}{2}} \cdot \left(1 - \Phi_{0,1}\left(\Phi_{0,1}^{-1}(1-\alpha) - \sigma\right)\right) \\ &= \frac{1}{\alpha} \cdot \left(1 - \Phi_{0,1}\left(\Phi_{0,1}^{-1}(1-\alpha) - \sigma\right)\right) \cdot E[Y] \end{aligned} \tag{166}$$

où l'on a utilisé par substitution $z := \frac{\ln(y)-\mu}{\sigma}$ avec $\frac{dz}{dy} = \frac{1}{\sigma y}$ et $F(Y \leq q_{1-\alpha}) = F\left(\frac{ln(Y)-\mu}{\sigma} \leq \frac{\ln(q_{1-\alpha})-\mu}{\sigma}\right)$, , dans l'expression (165) la propriété $\frac{\ln(q_{1-\alpha})-\mu}{\sigma} = \Phi_{0,1}^{-1}(1-\alpha)$.

Pour calculer l'*expected shortfall* centré, il est facile de déduire de la formule (166) un facteur permettant un calcul direct. Il est ensuite possible de calculer l'*expected shortfall* centré en multipliant l'espérance mathématique de l'exposition sous-jacente et le facteur d'*expected shortfall* centré :

$$\begin{aligned} ES^{1-\alpha}[Y] - E[Y] &= \frac{1}{\alpha} \cdot \left(1 - \Phi_{0,1}\left(\Phi_{0,1}^{-1}(1-\alpha) - \sigma\right)\right) \cdot E[Y] - E[Y] \\ &= \left(\frac{1}{\alpha} \cdot \left(1 - \Phi_{0,1}\left(\Phi_{0,1}^{-1}(1-\alpha) - \sigma\right)\right) - 1\right) \cdot E[Y] \\ &= ESfactor_{1-\alpha}(\sigma) \cdot E[Y] \end{aligned} \tag{167}$$

6.17.4 Distribution de Pareto

Nous considérons la distribution de Pareto dont la fonction de distribution cumulative est

$$F(x) = \begin{cases} 0 & x < x_0 \\ 1 - \left(\frac{x_0}{x}\right)^\alpha & x_0 \leq x \end{cases} \tag{168}$$

et la fonction de densité

$$f(x) = \begin{cases} 0 & x < x_0 \\ \frac{\alpha}{x_0} \cdot \left(\frac{x_0}{x}\right)^{\alpha+1} & x_0 \leq x \end{cases} \tag{169}$$

avec le paramètre d'échelle (limite inférieure de la distribution de Pareto) $x_0 > 0$ et le paramètre de forme $\alpha > 0$.

Les moments de la distribution de Pareto découlent de

$$E[X^k] = \frac{\alpha \cdot}{\alpha - k} \cdot x_0^k \qquad \alpha > k \tag{170}$$

Il existe donc une espérance mathématique pour $\alpha > 1$ et une variance pour $\alpha > 2$:

$$E[X] = \frac{\alpha}{\alpha - 1} \cdot x_0 \tag{171}$$

$$Var[X] = E[X^2] - (E[X]^2) = \frac{\alpha}{(\alpha - 1)^2(\alpha - 2)} \cdot x_0^2 \tag{172}$$

S'il n'y a aucune variance, la corrélation avec d'autres branches d'assurance ne peut pas être calculée.

La *value at risk*, soit le quantile au niveau u est :

$$VaR_{1-u} = q_{1-u} = (u)^{\left(-\frac{1}{\alpha}\right)} \cdot x_0 \tag{173}$$

L'*expected shortfall* au niveau u pour $\alpha > 1$ est :

$$\begin{aligned} ES^{1-u}[X] &= \frac{1}{u} \cdot \frac{\alpha}{\alpha - 1} \cdot \frac{x_0^\alpha}{q_{1-u}^{\alpha-1}} \\ &= \frac{1}{u} \cdot E[X] \cdot \left(\frac{x_0}{q_l}\right)^{\alpha-1} \\ &= \frac{1}{(u)^{\frac{1}{\alpha}}} \cdot E[X] \\ &= \frac{1}{(u)^{\frac{1}{\alpha}}} \cdot \frac{\alpha}{\alpha - 1} \cdot x_0 \\ &= \frac{\alpha}{\alpha - 1} \cdot q_{1-u} \\ &= \frac{\alpha}{\alpha - 1} \cdot VaR_{1-u}(X) \end{aligned} \tag{174}$$

6.17.5 Distribution de Pareto tronquée

Nous considérons à présent une distribution de Pareto tronquée pour une valeur aléatoire X, avec des valeurs dépassant la limite inférieure x_0, celles qui sont au-delà de la limite supérieure $\gamma > x_0$ étant tronquées. La fonction de distribution cumulative est :

$$F(x) = \begin{cases} 0 & x < x_0 \\ 1 - \left(\frac{x_0}{x}\right)^{\alpha} & x_0 \leq x \leq \gamma \\ 1 & \gamma < x \end{cases} \quad (175)$$

et le paramètre de Pareto $\alpha \geq 0$. Si la valeur aléatoire X décrit un sinistre d'assurance, l'interprétation du paramètre γ équivaut alors, par exemple, à la limite de couverture maximale d'une police. Le montant effectif du dommage peut dépasser la part assurée. Pour $\alpha = 0$, la mesure globale de la probabilité se concentre en γ ; en d'autres termes, seuls des sinistres maximums se produisent.

La densité de la distribution est une fonction composée qui découle d'une densité continue jusqu'au point de plafonnement γ et d'un atome de masse $\left(\frac{x_0}{\gamma}\right)^{\alpha}$ au point γ, cette masse résultant de la concentration de la mesure de probabilité d'une distribution de Pareto non tronquée au-delà du point de rupture γ.

6.17.6 Autre distribution de Pareto tronquée

Contrairement à la distribution de Pareto décrite ci-dessus, l'idée sous-jacente ici consiste à ne pas concentrer la mesure de probabilité sur un point de la limite supérieure, mais à la répartir sur l'ensemble de la courbe de distribution. Cette procédure fournit d'autres résultats pour l'espérance mathématique, la variance et l'expected shortfall et n'est, de manière générale, pas adéquate pour le SST.

La fonction de distribution est donnée par :

$$F(x) = \begin{cases} \dfrac{1 - \left(\frac{x_0}{x}\right)^{\alpha}}{1 - \left(\frac{x_0}{\gamma}\right)^{\alpha}} & x_0 \leq x \leq \gamma, \alpha \neq 0 \\ \dfrac{ln\left(\frac{x}{x_0}\right)}{ln\left(\frac{\gamma}{x_0}\right)} & x_0 \leq x \leq \gamma, \alpha = 0 \end{cases} \quad (176)$$

6.17.7 Distribution de Pareto généralisée

La distribution de Pareto généralisée est définie comme suit :

$$F(x) = \begin{cases} 1 - \left(\frac{x_0 + \beta}{x + \beta}\right)^{\alpha} & , x \geq x_0, \\ 0 & , x < x_0 \end{cases} \quad (177)$$

Cette distribution est parfois aussi qualifiée de Pareto-neutre.

Il est aussi possible de paramétrer cette distribution d'une autre manière. Avec $\alpha_t = \alpha$ comme « queue de Pareto α » et $\alpha_i = \frac{\alpha \cdot x_0}{x_0+\beta}$ comme « Pareto-α initial », on obtient la forme suivante[16] :

$$F(x) = \begin{cases} 1 - \left(1 + \frac{\alpha_i}{\alpha_t} \cdot \left(\frac{x}{x_0} - 1\right)\right)^{-\alpha_t} & , x \geq x_0, \\ 0 & , x < x_0 \end{cases} \quad (178)$$

6.17.8 Distribution binomiale négative

La distribution binomiale négative est donnée par

$$N \sim NegBinomial(n, p) \quad (179)$$

Le paramètre n s'interprète comme le nombre "d'échecs" au sens du modèle d'une urne, c'est-à-dire que k désigne les événements dans le contexte de la modélisation des catastrophes naturelles. Avec p pour la probabilité de survenance d'un tel événement, la fonction de de probabilités est donnée par

$$P(X = k) = \binom{k + n - 1}{k} \cdot (1 - p)^n \cdot p^k \quad (180)$$

L'estimation des paramètres résulte des trois équations suivantes:

1. L'égalité de la variance empirique avec la variance de la distribution négative binomiale:

$$\widehat{Var(N)} = \widehat{\sigma^2} \approx \frac{np}{(1-p)^2} \quad (181)$$

2. L'égalité du nombre empirique attendu des événements avec l'espérance de la distribution binomiale négative:

$$\widehat{E[N]} \approx E[N] \quad (182)$$

$$\widehat{E[N]} \approx \frac{np}{1-p} \quad (183)$$

[16] Cette définition est utilisée dans la documentation de StandRe.

Ces trois équations conduisent aux formules suivantes pour estimer les paramètres n et p de la distribution binomiale négative:

$$\widehat{\sigma^2} \approx \frac{np}{(1-p)^2} \approx \frac{\lambda}{1-p} \tag{184}$$

$$p = 1 - \frac{\lambda}{\widehat{\sigma^2}} \tag{185}$$

$$n = \widehat{\sigma^2}(1-p)^2/p \tag{186}$$

7 Modifications par rapport à la version précédente

Dans ce qui suit, les modifications de contenu par rapport à la version précédente du 31 octobre 2023 sont énumérées, sans toutefois les corrections de fautes d'orthographe, de renvois erronés ou similaires.

Les références restantes à la LSA et à l'OS ont été adaptées à la version actuellement valable, c'est-à-dire en particulier celles à la section 4 concernant le modèle standard.

De manière générale, les référence à la circ.-FINMA 2017/3 abrogée ont été supprimée dans l'ensemble du document et remplacées par des renvois à la réglementation actuelle de l'OS et de la LSA, et en particulier de l'OS-FINMA actuellement en vigueur.

Pour les adaptations propres à l'entreprise, le traitement des monnaies étrangères a été précisé, cf. section 4.3 Adaptations soumises à approbation .

La section 2.3.3 Postes spécifiques à l'assurance dommages dans le bilan SST a été adaptée aux désignations et aux numéros des postes.

À la section 3.2 Hypothèses, la déclaration concernant la stationnarité a été supprimée, car l'hypothèse était devenue obsolète après l'introduction de la modélisation *URR*.

Les sections 3.5.2 Modélisation des sinistres PY dans le modèle standard, 3.6.2 Sinistres ordinaires, 3.7 Traitement des sinistres URR et 3.9 Agrégation ont été adaptées à la modélisation de l'inflation inattendue.

La section 3.5.4 Évaluation des provisions PY LAA (auparavant « Risques d'assurance LAA ») et l'annexe LAA ont été entièrement révisés.

La section 5 Description du template SST dommages a été adaptée aux modifications apportées à l’évaluation LAA et à l’introduction de la modélisation de l’inflation inattendue. Le feuille « NL_UVG » n’est plus nécessaire et la description y relative a été supprimée, étant donné que l’évaluation des provisions LAA se fait désormais dans l’outil LAA (UVG-Tool)

La section 6.2 Branches standard SST pour l’assurance dommages a été complétée par la description des branches pour les activités directes à l’étranger et la réassurance active. Les facteurs g sont prescrits pour ces branches.

Les nouveaux paramètres nécessaires pour la modélisation de l’inflation inattendue ont été introduits à la section 6.10 Choc d’inflation et à la section 6.10 Facteurs g.

L’approche générale de modélisation de l’inflation inattendue pour les sinistres ordinaires de distribution log-normale est décrite à la section 6.15 Inflation inattendue.

8 Bibliographie

Non exhaustif, l'aperçu suivant permet d'obtenir des informations complémentaires sur le provisionnement, l'allocation des coûts et l'actuariat en matière de dommages. L'adéquation des méthodes choisies (dans la mesure où celles-ci ne sont pas prescrites par le modèle standard) relève de la responsabilité de l'entreprise d'assurance.

Buchwalder, M., Merz, M., Bühlmann, H., & Wüthrich, M. (2006). Estimation of Unallocated Loss Adjustment. *Mitteilungen der SAV, Heft 1/2006, Teil D*, S. 43-53.

Bühlmann, H., & Gisler, A. (2005). *A course in Credibility Theory and its Applications.* Heidelberg: Springerverlag.

Clark, D. R. (2013). A Note on the Upper-Truncated Pareto Distribution. *Casualty Actuarial Society E-Forum Winter 2013.*

Dahms, R. (2012). Linear Stochastic Reserving Methods. *ASTIN Bulletin, 42(1)*, 1-34. doi:10.2143/AST.42.1.2160710

Gisler, A. (2009). The insurance risk in the SST and in Solvency II: Modelling and Parameter Estimation. Helsinki: https://ssrn.com/abstract=2704364.

Gisler, A. (2019). The reserve uncertainties in the Chain-Ladder-Model of Mack revisited. *ASTIN Bulletin, 49(3)*, 787-821.

Klugmann, S. A., Panjer, H. H., & Willmot, G. E. (2012). *Loss Models: From Data to Decisions* (4 Ausg.). New Jersey: John Wiley & Sons.

Mack, T. (1993). Distribution-free calculation of the standard error of chain ladder reserve estimates. *ASTIN Bulletin 23/2*, S. 213-225.

Mack, T. (2002). *Schadenversicherungsmathematik* (2 Ausg.). Karlsruhe: VVW.

Merz, M., & Wüthrich, M. (2008). Modelling the claims development result for solvency purposes. *CAS Forum, Fall 2008*, (S. 542-568).

Ohlsson, E. (2013). *Unallocated Loss Adjustment Expense Reserving.* Research Report 2013:9, Stockholm University, Mathematical Statistics, Stockholm.

Radtke, M., & Schmidt, K. (Hrsg.). (2012). *Handbuch zur Schadenreservierung* (2 Ausg.). Karlsruhe: VVW.

Saluz, A. (2015). Prediction uncertainties in the Cape Cod reseving method. *Annals of Actuarial Science, Vol. 9, part 2*, 239-263.

Wüthrich, M. V., & Merz, M. (2008). *Stochastic claims reserving methods in insurance.* Wiley Finance.