

# Calcul à blanc

# Modèle standard pour

# l'assurance dommages

Inflation inattendue

4 juillet 2024

# Table des matières

<b>1</b>	<b>Généralités</b> .....	<b>3</b>
<b>2</b>	<b>Objectif et périmètre du calcul à blanc</b> .....	<b>4</b>
<b>3</b>	<b>Spécification</b> .....	<b>4</b>
3.1	Mise en œuvre dans le modèle.....	4
3.1.1	Motivation .....	4
3.1.2	Éléments clés .....	4
3.2	Segments concernés .....	5
3.3	Effet sur le montant minimal spécifique aux branches.....	5
3.4	Effet sur le résultat attendu .....	5
<b>4</b>	<b>Exigences en matière de reporting</b> .....	<b>6</b>
<b>5</b>	<b>Exécution</b> .....	<b>6</b>
<b>6</b>	<b>Modalités et interlocuteurs</b> .....	<b>7</b>
<b>7</b>	<b>Annexe – Bases de calcul</b> .....	<b>8</b>
7.1	Description des scénarios et paramètres.....	8
7.1.1	Choc d'inflation .....	8
7.1.2	Facteurs $g$ .....	8
7.1.2.1	Affaires directes suisses.....	8
7.1.2.2	Affaires directes non suisses.....	9
7.1.2.3	Réassurance active .....	9
7.2	Description de l'approche.....	9
7.2.1	Définitions .....	9
7.2.2	Actualisation .....	11

7.2.3	Approche par modèle .....	11
7.2.4	Calibration.....	12
7.2.5	Agrégation .....	13
7.3	Adaptation du <i>template</i> SST-Nonlife.....	15
7.3.1	Feuille « NL_Default_Parameter » .....	15
7.3.2	Feuille « NL_Segments_CH_direct » .....	15
7.3.3	Feuille « NL_Segments_Non-CH_direct » .....	15
7.3.4	Feuille « NL_Segments_active_RI » .....	16
7.3.5	Feuille « NL_MVM » .....	16
7.3.6	Feuille « NL_Insurance_Risk » .....	17
7.3.7	Feuille « NL_Insurance_Risk_default ».....	18
7.3.8	Feuille « NL_Distributions ».....	18
7.3.9	Feuille « NL_Input_SST_Template » .....	18

## 1 Généralités

Le présent document sert de guide pour le calcul à blanc 2024 du modèle standard SST pour l'assurance dommages.

Il décrit l'objectif et le périmètre du calcul à blanc ainsi que les fichiers et documents nécessaires pour les adaptations du modèle standard SST pour l'assurance dommages qui sont testées.

Les participants à ce calcul à blanc 2024 sont priés de remplir de manière aussi complète que possible les *templates* indiqués à la section 4. Il est aussi demandé à l'entreprise d'assurance de fournir au mieux un bref rapport avec une première évaluation des résultats de son point de vue, avec une comparaison avec le SST 2024.

La participation au calcul à blanc 2024 est facultative.

Tous les utilisateurs du modèle standard pour l'assurance dommages sont concernés.

Le calcul à blanc se fonde sur les données au 31 décembre 2023 (comme le SST 2024 ordinaire). Il se fait notamment indépendamment du calcul à blanc concernant l'adaptation de l'évaluation conforme au marché des engagements LAA dans le modèle standard pour l'assurance dommages.

Le délai de remise est le 26 août 2024.

## 2 Objectif et périmètre du calcul à blanc

Sur la base des données remises par les entreprises d'assurance dans le cadre de l'analyse de scénarios « sensibilité stagflation 2023 », la FINMA a vérifié l'approche de modélisation de l'inflation dans le modèle standard pour l'assurance dommages. Une approche par scénario de calibration a été sélectionnée en collaboration avec un groupe de travail du secteur pour tenir compte de l'inflation inattendue dans le modèle standard de la manière la plus adéquate possible, tout en restant aussi peu invasif que possible en ce qui concerne les adaptations techniques du modèle. Le présent calcul à blanc doit servir à montrer l'effet quantitatif de la nouvelle approche de modélisation de l'inflation inattendue.

## 3 Spécification

### 3.1 Mise en œuvre dans le modèle

#### 3.1.1 Motivation

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 significatif sur le niveau des taux d'intérêt. Concernant les spécifications détaillées, nous renvoyons à la section 7.1. L'objectif est notamment d'éviter à l'avenir qu'il soit nécessaire d'adapter trop souvent le modèle à un environnement de marché en constante évolution (continuité du modèle).

#### 3.1.2 Éléments clés

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*.

L'effet de l'inflation sur les grands sinistres, les sinistres événementiels et les sinistres liés aux catastrophes naturelles est négligé pour le calcul à blanc.

La distribution lognormale des sinistres ordinaires est ajustée au moyen d'un scénario de calibration (analogue à StandRe).

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 lognormale des sinistres ordinaires. Les chocs d'inflation peuvent ainsi être facilement intégrés dans le modèle standard 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 lognormale avec une valeur attendue de 1 est multipliée par la variable aléatoire de distribution lognormale des sinistres actualisés. Cela augmente la variance de la distribution lognormale des sinistres ordinaires actualisés, sans modifier la valeur attendue de la distribution. La calibration se fait au 99<sup>e</sup> percentile de la distribution du choc d'inflation, ce qui correspond à une probabilité de survenance de 1 %.

### 3.2 Segments concernés

Par défaut, toutes les branches d'assurances et tous les segments sont concernés par *PY*, *CY* et *URR*.

Il y a deux exceptions :

Pour les rentes LAA (cela ne concerne que le risque *PY*), on suppose que le renchérissement est financé par le fonds de renchérissement. Les rentes LAA se voient attribuer par la loi une allocation de renchérissement en fonction de l'indice des prix à la consommation, voir art. 34 de la loi fédérale sur l'assurance-accidents. Considérée comme une composante de la rente, cette allocation de renchérissement est financée par le fonds de renchérissement. Pour l'évaluation et la modélisation des rentes LAA, il est renvoyé à l'annexe LAA de la description technique du modèle standard SST pour l'assurance dommages.

En cas d'assurance collective d'indemnités journalières, le sinistre payé est déterminé sur la base du salaire. Les primes sont calculées sous forme de taux sur la somme des salaires. Au début de l'année, un acompte de la prime est versé sur la somme estimée des salaires. En fin d'année, il y a généralement un ajustement pour tenir compte de la somme effective des salaires. Une inflation salariale en cours d'année peut se répercuter sur les sinistres. L'ajustement en fin d'année prend en compte cet élément pour les primes. Les versements se font à court terme tandis que les salaires sont plutôt ajustés à la suite d'un choc d'inflation. Il semble donc raisonnable, à des fins de simplification, de ne pas prendre en compte ces *cash flows* dans le scénario pour le modèle standard.

Ces exceptions sont obtenues techniquement en fixant le facteur *g* (voir section 7.2.1 en relation avec la section 7.1) à 0.

### 3.3 Effet sur le montant minimal spécifique aux branches

Ce scénario est intégré au calcul du montant minimum de la manière habituelle en indiquant les *expected shortfalls*, y compris le choc d'inflation pour *PY*, *CY* et *URR*. Aucune adaptation n'est nécessaire dans le *template* SST Nonlife, mais le montant change.

### 3.4 Effet sur le résultat attendu

Il n'y a aucun changement du résultat attendu puisque l'ajustement de la distribution des sinistres ordinaires est neutre par rapport à la valeur attendue.

## 4 Exigences en matière de reporting

Les résultats du calcul à blanc doivent être rapportés avec les données au 31 décembre 2023 (comme pour le SST 2023) au moyen du fichier « SST-Nonlife-Template\_SR\_2024\_Infl.xlsx ».

Nous vous demandons en outre de nous transmettre un questionnaire complété au mieux sur le calcul à blanc avec une comparaison par rapport au SST 2024.

Pour être complet, le rapport transmis doit comporter les éléments suivants :

- SST-Nonlife-Template\_SR\_2024\_InflV1.xlsx
- SST-Nonlife-Template\_SR\_2024\_InflV2.xlsx
- SST-Template\_SR\_2024\_InflV1.xlsx
- SST-Template\_SR\_2024\_InflV2.xlsx
- Fundamental\_Data\_SR\_2024\_InflV1.xlsx
- Fundamental\_Data\_SR\_2024\_InflV2.xlsx
- Questionnaire

Pour le calcul des résultats SST, il est possible d'utiliser une copie du *template* SST du rapport SST ordinaire en modifiant les données d'entrée du *template* SST Nonlife en conséquence. Dans ce cas, il faut impérativement apporter les modifications suivantes au *template* SST :

1. Renommer la feuille de calcul « Update » en « Update\_InflV1\_2024 » ou en « Update\_InflV2\_2024 »
2. Ajouter le suffixe « \_SR\_2024\_InflV1 » ou « \_SR\_2024\_InflV2 » pour indiquer la FDS éditée. Pour cela, saisir la valeur « \_SR\_2024\_InflV1 » ou « \_SR\_2024\_InflV2 » dans la cellule E21 de la feuille de calcul « Intro » du fichier SST-Template.xlsx.
3. Enregistrer le SST-Template.xlsx en le nommant « SST-Template\_SR\_2024\_InflV1.xlsx » ou « SST-Template\_SR\_2024\_InflV2.xlsx »

## 5 Exécution

Pour les deux variantes de calcul V1 et V2, les valeurs d'entrée doivent être transférées du *template* SST Nonlife dans les *templates* SST Nonlife correspondants du calcul à blanc.

L'agrégation avec les distributions respectives des grands sinistres et des sinistres événementiels se fait de la manière habituelle et les distributions sont adaptées en conséquence dans la feuille de calcul « NL\_Distributions ». Les distributions discrétisées, y compris le choc d'inflation, sont désormais attendues comme entrée. Les distributions (A3), (A4), (A5), (A6), (A7) et (B) changent donc.

De ce fait, le calcul du montant minimum change aussi.

Les nouvelles valeurs calculées sont transférées de la manière habituelle de la feuille de calcul « NL\_Input\_SST-Template » et de la feuille de calcul « NL\_Distributions » dans le *template* SST correspondant. Le fichier Excel « Fundamental\_Data » correspondant peut ensuite être créé au moyen l'outil SST.

Les utilisateurs du modèle de participation doivent, comme pour le SST ordinaire, utiliser les résultats modifiés correspondants des filiales si celles-ci exercent l'activité de l'assurance dommages. Les résultats des filiales exerçant l'activité d'assurance-vie restent inchangés.

Veuillez commenter dans le questionnaire les résultats en comparaison avec le SST 2024 et les deux différentes variantes V1 et V2 de l'agrégation.

## 6 Modalités et interlocuteurs

Un recensement sera ouvert par le biais d'EHP pour que vous puissiez participer à ce calcul à blanc 2024 et nous remettre vos données. Les *templates* nécessaires pour ce calcul à blanc y seront inclus.

Pour remettre votre calcul à blanc 2024, les documents électroniques pourront être téléchargés (téléchargement multiple) dans la section de téléchargement du recensement EHP prévue à cet effet. Nous vous prions de nous faire parvenir des documents sans cryptage supplémentaire et sans mot de passe.

Les fichiers Excel ne doivent pas contenir de renvois aux cellules d'autres fichiers. Les fichiers Excel prenant en charge les macros (fichiers xlsx) doivent être enregistrés au format xlsx avant de nous être remis (il ne suffit pas de renommer simplement les fichiers). Les feuilles des fichiers Excel ne doivent en principe pas être supprimées ou renommées ; elles sont en effet importées automatiquement dans les systèmes de la FINMA.

Les questions et commentaires peuvent être adressés à :

[quantitative-risk-management@finma.ch](mailto:quantitative-risk-management@finma.ch)

## 7 Annexe – Bases de calcul

### 7.1 Description des scénarios et paramètres

#### 7.1.1 Choc d'inflation

$\{\Delta r_{Infl,t}\}_{t \geq 0}$  désigne le vecteur de variation des anticipations d'inflation 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 %

#### 7.1.2 Facteurs $g$

##### 7.1.2.1 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. <i>pool</i> pour les dommages naturels	1,5
3a	Choses sans <i>pool</i> pour les dommages naturels	1,5
3b	<i>Pool</i> pour les dommages naturels	1,5
4	Responsabilité civile LAA, cas ne donnant pas droit à une rente	1,15
5a	Rentes LAA	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

### 7.1.2.2 Affaires directes non suisses

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

### 7.1.2.3 Réassurance active

N°	Branche d'assurance (LOB)	Facteur $g$ proportionnelle	Facteur $g$ non proportionnelle
1	Accident and Health	1.3	1.5
2	Motor	1.2	1.8
	Marine, Aviation and Other		
3	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

## 7.2 Description de l'approche

### 7.2.1 Définitions

Nous introduisons pour commencer une série de définitions.

Pour une durée de projection supposée de 50 ans,  $\{f_{Infl,t} = \prod_{j=0}^t (1 + g \cdot \Delta r_{Infl,j})\}_{t=0}^{49}$  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.

$BE_0 = BE_0^{(N)} \cdot \sum_{t=0}^{49} \frac{\beta_t}{(1+r_{t+1}^{(0)})^{t+1}} = D^{(0)} \cdot E[S^{(N)}] = E[S]$  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'anticipation d'inflation (avant le choc) au moment 0. Pour un segment  $i \in \{LOBs, Risiko\}$ , on obtient pour *best estimate* après le choc (donc au moment de la survenance du scénario de calibration)

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

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

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

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

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

avec la formule généralement connue de « rendement simple »

$$F^{Infl} = \frac{\text{Wert nach Schock} - \text{Wert vor Schock}}{\text{Wert vor Schock}} = \frac{BE_{nach\ Schock} - BE_0}{BE_0}$$

ou en détail

$$F^{Infl} = \frac{BE_0^{(N)} \cdot \left( \sum_{t=0}^{49} \frac{\beta_t \cdot f_{Infl,t}}{(1+r_{t+1}^{(0)})^{t+1}} \right) - BE_0^{(N)} \cdot \sum_{t=0}^{49} \frac{\beta_t}{(1+r_{t+1}^{(0)})^{t+1}}}{BE_0^{(N)} \cdot \sum_{t=0}^{49} \frac{\beta_t}{(1+r_{t+1}^{(0)})^{t+1}}} = \frac{\sum_{t=0}^{49} \frac{\beta_t \cdot f_{Infl,t}}{(1+r_{t+1}^{(0)})^{t+1}}}{\sum_{t=0}^{49} \frac{\beta_t}{(1+r_{t+1}^{(0)})^{t+1}}} - 1.$$

On obtient ainsi selon (1) l'effet global 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 ».

## 7.2.2 Actualisation

L'actualisation se fait en s'appuyant sur la courbe de taux sous-jacente du *cash flow*. En règle générale, il s'agit, pour les affaires suisses, du franc suisse, qui est aussi la monnaie du SST. Pour les affaires non suisses et la réassurance, la monnaie choisie pour l'actualisation pourrait différer de la monnaie du SST. Une telle situation est possible au cas par cas en tant qu'adaptation spécifique à l'entreprise. Le *cash flow* doit dans de tels cas toujours être indiqué dans la monnaie du SST. La condition posée est que la cadence de paiement doit être déterminée dans la monnaie utilisée pour l'actualisation.

## 7.2.3 Approche par modèle

Le sinistre  $S$  est multiplié par une grandeur 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 (146) de la description technique pour l'assurance dommages.

$$S^{Infl} = S \cdot Z$$

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 lognormale (actualisée) des sinistres, y compris le risque d'inflation inattendue (« choc d'inflation »). Veuillez noter qu'on obtient ainsi directement le nouveau paramètre pour l'écart-type de la distribution normale sous-jacente, à savoir

$$\sigma_{neu} = \sqrt{\sigma_S^2 + \sigma_Z^2}$$

Cela signifie que pour la valeur attendue de la grandeur aléatoire  $S \cdot Z$  elle-même on garde effectivement sans changement, comme pour  $S$ , :

$$E[S \cdot Z] = e^{\mu_S - \frac{1}{2}\sigma_Z^2 + \frac{1}{2}(\sigma_S^2 + \sigma_Z^2)} = e^{\mu_S + \frac{1}{2}\sigma_S^2} = E[S]$$

et pour la variance, on a

$$Var[S \cdot Z] = e^{2 \cdot (\mu_S - \frac{1}{2}\sigma_Z^2) + \sigma_S^2 + \sigma_Z^2} \cdot (e^{\sigma_S^2 + \sigma_Z^2} - 1) = e^{2 \cdot \mu_S + \sigma_S^2} \cdot (e^{\sigma_S^2 + \sigma_Z^2} - 1) = E[S]^2 \cdot (e^{\sigma_S^2 + \sigma_Z^2} - 1)$$

Le coefficient de variation est  $VK[S \cdot Z] = \sqrt{(e^{\sigma_S^2 + \sigma_Z^2} - 1)}$ .

Selon la formule (151) de la description technique pour l'assurance dommages, l'*expected shortfall* est donné par :

$$ES^{0.99}[S \cdot Z] = \frac{1}{\alpha} \left(1 - \Phi_{0,1}(\Phi_{0,1}^{-1}(0.99) - \sigma_{neu})\right) \cdot E[S \cdot Z]$$

$$\begin{aligned}
 &= \frac{1}{\alpha} \left( 1 - \Phi_{0,1}(\Phi_{0,1}^{-1}(0.99) - \sigma_{neu}) \right) \cdot E[S] \\
 &= \frac{1}{\alpha} \left( 1 - \Phi_{0,1} \left( \Phi_{0,1}^{-1}(0.99) - \sqrt{\sigma_S^2 + \sigma_Z^2} \right) \right) \cdot E[S]
 \end{aligned}$$

L'expected shortfall centré est obtenu par la formule (152) :

$$ES^{0.99}[S \cdot Z] - E[S] = \left( \frac{1}{\alpha} \left( 1 - \Phi_{0,1} \left( \Phi_{0,1}^{-1}(0.99) - \sqrt{\sigma_S^2 + \sigma_Z^2} \right) \right) - 1 \right) \cdot E[S]$$

## 7.2.4 Calibration

Selon l'approche par modèle :  $Z = \frac{S^{Infl}}{S}$ . Le scénario de calibration intervient avec  $Z(\omega) = 1 + F^{Infl}$

$$Z(\omega) = 1 + F^{Infl} = \frac{\sum_{t=0}^{49} \frac{\beta_t \cdot f_{Infl,t}}{(1 + r_{t+1}^{(0)})^{t+1}}}{\sum_{t=0}^{49} \frac{\beta_t}{(1 + r_{t+1}^{(0)})^{t+1}}}$$

En posant l'hypothèse d'une probabilité de survivance de 1 %,  $1 + F^{Infl}$  correspond au 99<sup>e</sup> quantile de cette distribution. Pour calibrer la distribution de  $Z$ ,  $\sigma_Z$  est déterminé au moyen de l'équation (150) de la description technique pour l'assurance dommages :

$$q_{0.99} = \exp \left( \Phi_{-\frac{1}{2}\sigma_Z^2, \sigma_Z}^{-1}(0.99) \right) = \exp \left( -\frac{1}{2}\sigma_Z^2 + \sigma_Z \Phi_{0,1}^{-1}(0.99) \right) = 1 + F^{Infl}$$

$$-\frac{1}{2}\sigma_Z^2 + \sigma_Z \cdot \Phi_{0,1}^{-1}(0.99) = \ln(1 + F^{Infl})$$

$$-\frac{1}{2}\sigma_Z^2 + \sigma_Z \cdot \Phi_{0,1}^{-1}(0.99) - \ln(1 + F^{Infl}) = 0$$

$$\sigma_{Z_{1,2}} = -1 \cdot \left( -\Phi_{0,1}^{-1}(0.99) \pm \sqrt{\Phi_{0,1}^{-1}(0.99)^2 - 2 \cdot (\ln(1 + F^{Infl}))} \right)$$

Il existe une solution réelle<sup>1</sup> pour  $\sigma_Z$  seulement à condition que le terme sous la racine reste positif, c.-à-d.

---

<sup>1</sup> Équation du second degré  $ax^2 + bx + c = 0$ , solution :  $x_{1,2} = \frac{-b \pm \sqrt{b^2 - 4ac}}{2a}$

$$\Phi_{0,1}^{-1}(0.99)^2 - 2 \cdot (\ln(1 + F^{Infl})) \geq 0$$

$$\Phi_{0,1}^{-1}(0.99)^2 \geq 2 \cdot (\ln(1 + F^{Infl}))$$

$$\frac{\Phi_{0,1}^{-1}(0.99)^2}{2} \geq \ln(1 + F^{Infl})$$

$$\exp\left(\frac{\Phi_{0,1}^{-1}(0.99)^2}{2}\right) \geq 1 + F^{Infl}$$

Il en découle pour  $0 \leq F^{Infl} < 13.96848836$  comme intervalle de solutions possibles contenant tous les effets actuellement vraisemblables de scénarios rares.

## 7.2.5 Agrégation

### 3.1.1.1 Variante V1

Un effet global de la variation de l'inflation  $F_{total}^{Infl}$  est calculé par pondération sur toutes les branches et classes de risque *PY*, *CY* et *URR*.

$$F_{total}^{Infl} = \frac{\sum_{i \in \{LOBS, Risiko\}} BE_{0,i} \cdot F_i^{Infl}}{\sum_{i \in \{LOBS, Risiko\}} BE_{0,i}}$$

L'effet de l'inflation supplémentaire touche ainsi simultanément l'ensemble des affaires, ce qui reflète en principe bien la nature du risque considéré.

### 3.1.1.2 Variante V2

On peut calculer pour chaque branche et chaque risque les nouveaux paramètres  $\mu$  et  $\sigma$  au moyen de l'approche ci-dessus, puis procéder à l'agrégation des moments en tenant compte de la matrice de corrélation. Cette approche permet de tenir compte d'une diversification au sein des différentes branches et des différents risques lors de la détermination de la distribution des sinistres ordinaires, y compris le choc d'inflation.

Pour une branche  $i$  et des sinistres ordinaires  $(k) \in \{PY, CY, URR\}$ , on écrit selon la formule (60) de la description technique pour l'assurance dommages :

$$S_i^{(k)} = S_i^{(k),(N)} \cdot \sum_{j \geq 0} \frac{\beta_{i,j}^{(k)}}{(1 + r_{j+1}^{(0)})^{j+1}}$$

et  $D_i^{(k)} = \sum_{j \geq 0} \frac{\beta_{i,j}^{(k)}}{(1 + r_{j+1}^{(0)})^{j+1}}$  comme facteur de valeur actualisée correspondant à ce *cash flow*.

On obtient ainsi avec l'équation (61)

$$E[S_i^{(k)}] = E[S_i^{(k),(N)} \cdot D_i^{(k)}] = E[S_i^{(k),(N)}] \cdot D_i^{(k)}$$

De même, on obtient après avoir multiplié la distribution de la variable aléatoire  $S_i^{(k)}$  par la variable aléatoire indépendante  $Z$  où  $E[Z] = 1$  :

$$\begin{aligned} E[S_i^k \cdot Z] &= E[S_i^{(k),(N)} \cdot D_i^{(k)} \cdot Z] \\ &= E[S_i^{(k),(N)} D_i^{(k)}] \cdot E[Z] \\ &= E[S_i^{(k),(N)} D_i^{(k)}] \\ &= E[S_i^{(k),(N)}] \cdot D_i^{(k)} \end{aligned}$$

Comme à la formule (62), on obtient

$$\begin{aligned} \text{Var}(S_i^{(k)}) &= \left( \frac{\sqrt{\text{Var}(S_i^{(k)})}}{E[S_i^k]} \right)^2 \cdot E[S_i^k]^2 \\ &= \left( \frac{\sqrt{\text{Var}(S_i^{(k),(N)} \cdot D_i^{(k)})}}{E[S_i^{(k),(N)} \cdot D_i^{(k)}]} \right)^2 \cdot E[S_i^k]^2 \\ &= \left( \frac{\sqrt{\text{Var}(S_i^{(k),(N)}) \cdot (D_i^{(k)})^2}}{E[S_i^{(k),(N)}] \cdot D_i^{(k)}} \right)^2 \cdot E[S_i^k]^2 \\ &= (\text{VK}(S_i^{(k),(N)}))^2 \cdot E[S_i^k]^2 \end{aligned}$$

Après modification avec la variable aléatoire indépendante  $Z$  où  $E[Z] = 1$ , on obtient :

$$\text{Var}(S_i^{(k)} \cdot Z) = \left( \frac{\sqrt{\text{Var}(S_i^{(k)} \cdot Z)}}{E[S_i^k \cdot Z]} \right)^2 \cdot E[S_i^k \cdot Z]^2 = (\text{VK}(S_i^{(k)} \cdot Z))^2 \cdot E[S_i^k]^2$$

Pour calculer le coefficient de variation, il faut toutefois poser ici l'hypothèse d'une distribution lognormale pour  $S_i^{(k)}$ .

## 7.3 Adaptation du *template* SST-Nonlife

### 7.3.1 Feuille « NL\_Default\_Parameter »

C'est ici que sont indiqués les paramètres pour les facteurs  $g$ , voir ch. 7.1.2 et le calcul des facteurs d'inflation cumulés par segment.

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

Ces valeurs sont réutilisées dans les feuilles « NL\_Segments\_CH\_direct », « NL\_Segments\_Non-CH\_direct » et « NL\_Segments\_active\_RI » pour calculer  $1 + F^{Infl}$ .

### 7.3.2 Feuille « NL\_Segments\_CH\_direct »

Pour les cadences de paiement pour  $PY$ , la formule suivante est appliquée par branche dans la colonne BG.

$$1 + F^{Infl} = \frac{\sum_{t=0}^{49} \frac{\beta_t \cdot f_{Infl,t}}{(1 + r_{t+1}^{(0)})^{t+1}}}{\sum_{t=0}^{49} \frac{\beta_t}{(1 + r_{t+1}^{(0)})^{t+1}}}$$

Pour les cadences de paiement pour  $CY$  et  $URR$ , le calcul de  $1 + F^{Infl}$  a été implémenté dans la colonne BF. Ces valeurs sont réutilisées dans les feuilles de calcul « NL\_Insurance\_Risk » et « NL\_Insurance\_Risk\_default ».

### 7.3.3 Feuille « NL\_Segments\_Non-CH\_direct »

Dans le bloc de saisie pour  $PY$  « NL\_Non\_CH\_Direct\_PY\_Inputs », trois nouvelles colonnes N à P ont été ajoutées pour indiquer le segment correspondant, qui définit la sélection du facteur  $g$  et de la monnaie pour l'actualisation.

Voir l'exemple :

Segmentnummer für den Inflationsschock	Segment für den Inflationsschock	Währung für die Diskontierung (Default SST-Währung)
Gültige Eingaben {1,2,3,4,5,6,7}		
4	Property	CHF
		CHF

Dans la colonne BF, le facteur  $1 + F^{Infl}$  est calculé pour chaque *cash flow* par branche et par classe de risque *PY*, *CY* et *URR*.

Ces valeurs sont réutilisées dans la feuille « NL\_Insurance\_Risk ».

### 7.3.4 Feuille « NL\_Segments\_active\_RI »

Dans le bloc de saisie pour *PY* « NL\_Non\_CH\_Direct\_PY\_Inputs », trois nouvelles colonnes O à Q ont été ajoutées pour indiquer le segment correspondant, qui définit la sélection du facteur *g* et de la monnaie pour l'actualisation. L'information de la colonne E sur le type de contrat « proportionnel » ou « non proportionnel » est par ailleurs aussi nécessaire pour définir le facteur *g*.

Voir l'exemple :

Segmentnummer für den Inflationsschock	Segment für den Inflationsschock	Währung für die Diskontierung (Default SST-Währung)
Gültige Eingaben {1,2,3,4,5,6,7}		
2	Motor non-prop.	EUR
		CHF

Dans la colonne BG, le facteur  $1 + F^{Infl}$  est calculé pour chaque *cash flow* par branche et par classe de risque *PY*, *CY* et *URR*.

Ces valeurs sont réutilisées dans la feuille « NL\_Insurance\_Risk ».

### 7.3.5 Feuille « NL\_MVM »

Aucune adaptation n'a été apportée à la structure de cette feuille. Les distributions discrétisées, y compris le choc d'inflation de la feuille « NL\_Input\_SST\_Template », sont désormais attendues comme entrée.

### 7.3.6 Feuille « NL\_Insurance\_Risk »

Les formules suivantes ont été implémentées par branche et par classe de risque dans les colonnes correspondantes (voir tableau ci-après) :

Co-lonne pour CH_direct	Colonne pour Non-CH_direct	Colonne pour Active_RI	Formule	Description
T	AX	BZ	$1 + F^{infl}$	Impact de l'inflation
U	AY	CA	$\sigma_{Z_1}$	Paramètre de la distribution lognormale de Z
V	AZ	CB	$\sigma_{neu} = \sqrt{\sigma_S^2 + \sigma_Z^2}$	Paramètre de la distribution lognormale « choquée » de S · Z
W	BA	CC	$\mu_{neu} = \ln(E[S]) - \frac{\sigma_{neu}^2}{2}$	Paramètre de la distribution lognormale « choquée » de S · Z
X	BB	CD	$VK[S \cdot Z] = \sqrt{(e^{\sigma_S^2 + \sigma_Z^2} - 1)}$	Coefficient de variation de la distribution « choquée »
Y	BC	CE	$VK[S \cdot Z] \cdot E[S]$	Écart-type actualisé de S · Z
Z	BD	CF	$ESfactor_{1-\alpha}(\sigma_{neu})$	Facteur d' <i>expected shortfall</i> pour S · Z
AA	BE	CG	$ESfactor_{1-\alpha}(\sigma_{neu}) \cdot E[S]$	<i>Shortfall</i> centré pour S · Z
AB	BF	CH	$\frac{ESfactor_{1-\alpha}(\sigma_{neu}) \cdot E[S]}{ESfactor_{1-\alpha}(\sigma) \cdot E[S]} - 1$	Effet relatif du choc d'inflation

Pour la variante V1, l'impact moyen de l'inflation est calculé dans les colonnes T, AX et BZ pour chaque agrégat PY, CY, URR, PY+CY, ainsi que pour l'agrégat PY+CY+URR.

Pour la variante V2, le nouvel écart-type est calculé par agrégation des moments dans les colonnes Y, BC et CE pour chaque agrégat PY, CY, URR, PY+CY, ainsi que pour l'agrégat PY+CY+URR. Les valeurs du coefficient de variation et du facteur d'*expected shortfall* sont ensuite déterminées comme d'habitude.

### 7.3.7 Feuille « NL\_Insurance\_Risk\_default »

Le calcul de la distribution des sinistres ordinaires, y compris le choc d'inflation par branche, est implémenté dans la zone T8:AB55, voir tableau.

Colonne	Formule	Description
T	$1 + F^{Infl}$	Impact de l'inflation
U	$\sigma_{Z_1}$	Paramètre de la distribution lognormale de $Z$
V	$\sigma_{neu} = \sqrt{\sigma_S^2 + \sigma_Z^2}$	Paramètre de la distribution lognormale « choquée » de $S \cdot Z$
W	$\mu_{neu} = \ln(E[S]) - \frac{\sigma_{neu}^2}{2}$	Paramètre de la distribution lognormale « choquée » de $S \cdot Z$
X	$VK[S \cdot Z] = \sqrt{(e^{\sigma_S^2 + \sigma_Z^2} - 1)}$	Coefficient de variation de la distribution « choquée »
Y	$VK[S \cdot Z] \cdot E[S]$	Écart-type actualisé de $S \cdot Z$
Z	$ESfactor_{1-\alpha}(\sigma_{neu})$	Facteur d' <i>expected shortfall</i> pour $S \cdot Z$
AA	$ESfactor_{1-\alpha}(\sigma_{neu}) \cdot E[S]$	<i>Shortfall</i> centré pour $S \cdot Z$
AB	$\frac{ESfactor_{1-\alpha}(\sigma_{neu}) \cdot E[S]}{ESfactor_{1-\alpha}(\sigma) \cdot E[S]} - 1$	Effet relatif du choc d'inflation

Pour la variante V1, l'impact moyen de l'inflation est calculé dans la colonne T pour chaque agrégat PY, CY, URR, PY+CY, ainsi que pour l'agrégat PY+CY+URR.

Pour la variante V2, le nouvel écart-type est calculé dans la colonne X par agrégation des moments pour chaque agrégat PY, CY, URR, PY+CY, ainsi que pour l'agrégat PY+CY+URR. Les valeurs du coefficient de variation et du facteur d'*expected shortfall* sont ensuite déterminées comme d'habitude.

### 7.3.8 Feuille « NL\_Distributions »

Aucune adaptation structurelle n'a été apportée ici. Les distributions discrétisées, y compris le choc d'inflation, sont désormais attendues comme entrée. Les distributions (A3), (A4), (A5), (A6), (A7) et (B) changent donc.

Les distributions discrétisées (A1) et (A2) restent inchangées par rapport au SST 2024.

### 7.3.9 Feuille « NL\_Input\_SST\_Template »

Un nouveau tableau a été inséré dans la zone S97:V108 pour résumer les résultats du calcul des distributions des sinistres ordinaires, y compris le choc d'inflation, et les comparer aux résultats avant le choc d'inflation dans la zone I97:L108 du tableau.

Les références des formules dans la zone E98:E108 ont été ajustées de sorte qu'elles renvoient désormais aux résultats incluant le choc d'inflation. Cette modification est pertinente pour le report dans le *template* SST et pour les utilisateurs du modèle dommages qui ne modélisent que des sinistres ordinaires pour les affaires suisses et qui ne doivent donc pas compléter la feuille « NL\_Distributions ».