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’agrégation et le montant minimum

Modèle standard assurances

31 octobre 2025

Laupenstrasse 27, 3003 Berne, tél. +41 (0)31 327 91 00, www.finma.ch

Table des matières

1 Introduction

Le présent document définit, au sens de l'art. 45 al. 1 de l'ordonnance sur la surveillance (OS ; RS *961.011*), le modèle standard SST pour l'agrégation (section 4), y compris la méthode standard pour l'agrégation de scénarios (section 5), et le modèle standard SST pour le montant minimum (MVM) (section 6).

Les deux modèles standard sont dénommés ensemble

- modèle standard pour l'agrégation et le montant minimum.

À la section 2, le présent document traite de certaines bases du SST dont le quotient SST, le capital porteur de risque, le capital cible et le bilan SST, avec des renvois à l'ordonnance de la FINMA sur la surveillance des assurances (OS-FINMA ; RS 961.011.1). La section 3 présente la décomposition standard de la variation sur une année pour le calcul du capital cible qui est sous-jacente à la structure modulaire du modèle standard. Elle montre en outre la décomposition de la variation sur une année issue des contrats d'assurance par catégorie de risques (risques d'assurance, de marché et de crédit) pour l'assurance non-vie dans le modèle standard.

Le modèle standard pour l'agrégation agrège les distributions des variations sur une année par catégorie de risques (risques d'assurance vie, d'assurance dommages et d'assurance-maladie, risques de marché et risques de crédit) ainsi que d'éventuels scénarios pour le calcul du capital cible. Le calcul des distributions des variations sur une année par catégorie de risques est présenté dans les descriptions techniques correspondantes, les risques d'assurance dommages étant modélisés avec l'un des modèles standard pour l'assurance dommages, la réassurance ou les captives.

Concernant le modèle standard pour le montant minimum, la présente documentation couvre les composantes et éléments suivants : procédure de base, méthode standard pour les risques de marché impossibles à couvrir (non *hedgeables*), méthode standard concernant la provision pour coûts du capital pour la période d'un an actuelle et possibilité dans le modèle standard de modéliser la variation du montant minimum sur une année intervenant dans le calcul du capital cible. Les autres composantes sont décrites dans les descriptions techniques des modèles standard correspondants par catégorie de risques.

Les modifications apportées à ce document par rapport à sa précédente version sont décrites à la section 8.

2 Bases du SST

2.1 Quotient SST, capital porteur de risque et capital cible

2.1.1 Quotient SST

Selon l'art. 39 OS, le quotient SST à la date de référence $t = 0$ (art. 1 OS-FINMA) correspond au capital porteur de risque divisé par le capital cible,

$$\text{Quotient SST} = \frac{CPR}{CC}$$

où

- $CPR = CPR_0$ = capital porteur de risque selon l'art. 32 OS à la date de référence $t = 0$;
- $CC = CC_0$ = capital cible selon l'art. 35 OS à la date de référence $t = 0$.

Un quotient SST ne peut être présenté que lorsque le capital cible CC est positif (art. 39 OS) ; dans ce cas le niveau de protection du SST découlant de l'art. 9*b* de la loi sur la surveillance des assurances (LSA ; RS 961.01) n'est respecté que lorsque le quotient SST atteint au moins 100 %. En situation de capital porteur de risque négatif, le quotient SST n'a qu'une valeur informative limitée car il devient plus grand en cas d'augmentation du capital cible.

Sauf mention contraire, les expressions ci-après sont formulées en monnaie du SST, à savoir la monnaie dans laquelle sont calculés le bilan SST, le capital porteur de risque et le capital cible (art. 4 OS-FINMA).

Dans ce qui suit, nous nous limitons aux cas où il n'y a pas d'instruments de capital amortisseurs de risque selon l'art 37 OS (sauf dans le tableau de la section 2.2).

2.1.2 Capital porteur de risque

En l'absence d'instruments de capital amortisseurs de risque, les termes « capital porteur de risque », « capital de base » et « actifs nets SST », définis à l'art. 32 OS, sont identiques, et le capital porteur de risque CPR_t au moment t, en particulier à la date de référence $t = 0$, correspond à la différence entre la valeur A_t des actifs et la valeur L_t des engagements, moins les déductions Ded_t :

$$CPR_t = A_t - L_t - Ded_t$$

où

- A_t = valeur conforme au marché des actifs (art. 24 OS) au bilan SST au moment t ;
- L_t = valeur conforme au marché des engagements (art. 27 OS) au bilan SST au moment t ;

- $Ded_t = Div_t + Ded_t^{oth}$ = déductions selon l'art. 32 al. 4 OS, qui correspondent à la somme des dividendes prévus Div_t pour l'année précédente et des autres déductions Ded_t^{oth} (remboursements de capital, certaines actions propres, biens incorporels, certains impôts).

Les actifs et les engagements qui figurent au bilan SST à un moment donné (périmètre du bilan SST) sont définis à l'art. 3 OS-FINMA, voir la section 2.2.

2.1.3 Capital cible

Selon les dispositions de l'art. 35 al. 2 OS, le capital cible $CC = CC_0$ à la date de référence $t = 0$ est défini par l'intermédiaire de la variation du capital porteur de risque (actualisé) sur un an :

$$CC_0 = -ES_\alpha\left[\left(1 + r_{0,1}\right)^{-1} \cdot CPR_1 - CPR_0\right]$$

où

- $t = 1$ = fin des 12 mois (période d'un an) à partir de la date de référence $t = 0$;
- ES_α = *expected shortfall* (art. 36 OS) pour une probabilité de survenance $\alpha = 1\%$, où le niveau de protection est donné par $1 - \alpha = 99\%$ (art. 22 OS) ;
- $r_{0,1}$ = taux d'intérêt sans risque à un an (art. 31 OS) en monnaie du SST au moment $t = 0$, c.-à-d. avec échéance au moment $t = 1$.

La variation $\Delta CPR_1 = \left(1 + r_{0,1}\right)^{-1} \cdot CPR_1 - CPR_0$ du capital porteur de risque (actualisé) sur un an pour le calcul du capital cible est détaillée dans la section 3. Les définitions et caractéristiques de l'*expected shortfall* utilisées dans le SST figurent dans la section 7.1 en annexe.

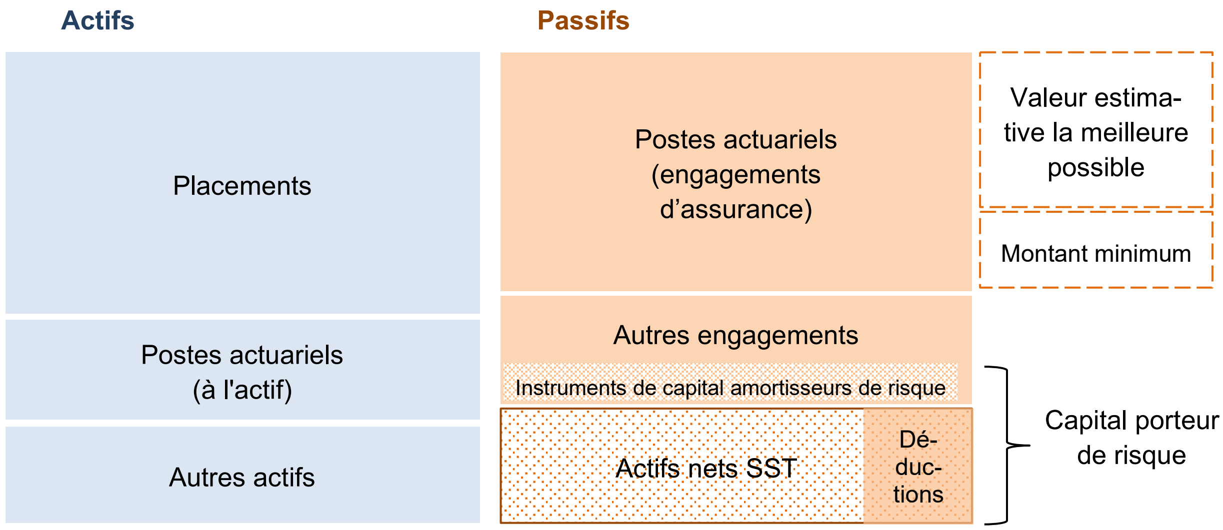
En l'absence d'instruments de capital amortisseurs de risque, le capital cible correspond, selon l'art. 35 al. 1 OS, aux actifs nets SST qui doivent au moins être présents à la date de référence $t = 0$ pour que l'*expected shortfall* des actifs nets SST au moment $t = 1$ ne soit pas négatif, autrement dit pour que s'applique à la date de référence $t = 0$: $ES_\alpha[CPR_1] \geq 0$.

2.2 Bilan SST

2.2.1 Aperçu

L'illustration suivante donne un aperçu graphique simplifié des positions du bilan SST et du calcul des actifs nets SST et du capital porteur de risque. Les classes de postes sont expliquées à la section 2.2.2.

Comme à la section 2.1.2, les actifs nets SST correspondent à la différence entre la valeur des actifs et la valeur des engagements, diminuée des déductions. Pour le capital porteur de risque, on ajoute les instruments de capital amortisseurs de risque qui sont imputés au capital porteur de risque.



2.2.2 Classes de postes au bilan SST

Constituent le point de départ pour le capital porteur de risque CPR_0 et le capital cible CC_0 :

(a) le bilan SST à la date de référence $t = 0$ et

(b) les éventuels bilans SST à la fin $t = 1$ de la période d'un an à partir de la date de référence.

Le capital porteur de risque CPR_t au moment t selon la section 2.1.2 correspond à :

$$CPR_t = A_t - L_t - Ded_t$$

Les termes du membre droit de l'égalité peuvent être représentés comme suit par les valeurs des classes de postes au bilan SST (classes de postes) et par les déductions :

- $A_t = A_t^{inv} + A_t^{ins} + A_t^{reins} + A_t^{oth}$
- $L_t = L_t^{ins} + L_t^{reins} + L_t^{oth}$
- $Ded_t = Div_t + Ded_t^{oth}$

Les classes de postes et les déductions sont introduites au tableau ci-après :

Classe d'objet	Classe de postes	
Contrats d'assurance (y compris la réassurance passive)[1]	**Postes actuariels**	
	Actifs	Passifs
• **Contrats d'assurance active** (y compris la réassurance active et la rétrocession)	• A_t^{ins} = valeur des **prétentions en matière de primes** et **de dépôts**[2] issues de l'assurance active	• L_t^{ins} = valeur des **engagements d'assurance au sens strict** (prestations sortantes, coûts) issus de de l'assurance active
• **Contrats de réassurance passive** (y compris la rétrocession passive)	• A_t^{reins} = valeur des **prétentions de la réassurance** (prestations entrantes et autres cash flows entrants) issues de la réassurance passive	• L_t^{reins} = valeur des **engagements en matière de primes** et **de dépôts** issus de la réassurance passive
Placements	**Postes de placement**	
Emprunts, immobilier, actions, fonds, liquidités, participations, etc.[3]	• A_t^{inv} = valeur des placements (actifs)	
Autres	**Postes pour d'autres objets**	
y compris	Actifs	Passifs
• les autres instruments de transfert de risque et de capital selon l'art. 40 al. 3 OS • les instruments de capital amortisseurs de risque selon l'art. 37 OS	• A_t^{oth} = valeur des **autres actifs**, par ex. prétentions en garantie	• L_t^{oth} = valeur des **autres engagements** sans les instruments de capital amortisseurs de risque imputés[4]
Déductions Ded_t pour le capital porteur de risque selon l'art. 32 al. 3 OS		
• Div_t = dividendes prévus au moment t puis versés. • Ded_t^{oth} = valeur des déductions restantes selon l'art. 32 al. 4 OS.		

À titre d'exemple pour illustrer les termes « classe d'objets » et « classe de postes » figurant dans le tableau ci-dessus, les contrats d'assurance active et les contrats de réassurance passive (classe d'objet « contrats d'assurance ») débouchent sur des actifs et des engagements inscrits au bilan SST sous la classe de postes « postes actuariels ». Un contrat de réassurance passive peut par ex. déboucher sur un poste à l'actif « prétentions de la réassurance », mais aussi sur un poste au passif « engagements en matière de primes ». Au fil du temps, les objets peuvent avoir une incidence sur les postes d'autres classes d'objets. Les versements de prestations issues de contrats d'assurance (classe d'objets) sont par exemple réalisés depuis des postes de placement, par ex. via des liquidités et débouchent donc sur des modifications des postes de placement (classe d'objets « placements »).

[1] Dans ce document, la notion de « contrats d'assurance » inclut la réassurance passive. À certains endroits, nous précisons expressément « y compris la réassurance passive », en d'autres non.

[2] Les prétentions contiennent des créances existantes et d'autres droits, qui pourraient probablement déboucher sur des créances à l'avenir. Il peut arriver que des prétentions soient mentionnés à un poste du bilan qualifié de « créances ».

[3] Les liquidités (le *cash*) font ici partie des placements ; dans la granularité minimale du SST (art. 24 al. 1 OS-FINMA), elles figurent en revanche parmi les « autres actifs ».

[4] C'est-à-dire sans les instruments de capital amortisseurs de risque (art. 37 OS) qui sont approuvés par la FINMA et imputés au capital porteur de risque dans le respect des limites d'imputabilité (art. 34 OS).

A l’art. 30 OS et dans les branches d’assurance à l’exception de l’assurance dommages (y compris la réassurance) et de l’assurance-maladie collective d’indemnités journalières, les prétentions en matière de primes sont prises en compte (déduites) dans la valeur des engagements d’assurance au passif. En revanche, le tableau ci-dessus inscrit les prétentions en matière de primes à l’actif, comme c’est le cas de l’assurance dommages (y compris la réassurance) et de l’assurance-maladie collective d’indemnités journalières (art. 5 al. 3 OS-FINMA), de sorte que les engagements d’assurance au sens strict (pour les prestations sortantes et coûts futurs) sont inscrits séparément au passif.

Le périmètre du bilan SST au sens de l’art. 3 OS-FINMA définit les actifs et les engagements qui figurent au bilan SST au moment $t = 0$, respectivement au bilan SST au moment $t = 1$, comme actif et comme passif. La définition du périmètre du bilan SST est précisée dans les commentaires relatifs à l’art. 3 OS-FINMA.

Les hypothèses pour le SST détaillées à l’art. 2 OS-FINMA sont applicables à l’évaluation des actifs et des engagements du bilan SST au moment $t = 0$ (pertinent pour le capital porteur de risque CPR_0 à la date de référence), à la modélisation de la période d’un an à partir de la date de référence et à l’évaluation au moment $t = 1$ (pertinent pour le capital porteur de risque CPR_1 en $t = 1$ et donc pour le capital cible CC_0). Les commentaires relatifs à l’art. 2 OS-FINMA approfondissent les hypothèses pour le SST.

Concernant la granularité de la présentation des actifs et des engagements du bilan SST, se référer en particulier aux art. 3 al. 2, art. 5 et art. 24 al. 1 OS-FINMA (granularité minimale SST).

2.2.3 Valeur estimative la meilleure possible de tous les postes actuariels

Selon l’art. 30 al. 2 OS, la valeur des engagements d’assurance est égale à la somme

- de la valeur estimative la meilleure possible (art. 30 al. 3 OS) et
- du montant minimum (art. 30 al. 4 OS).

En considérant la répartition des valeurs des actifs et des engagements en classes de postes de la section 2.2.1, le montant minimum MVM_t est affecté à la valeur L_t^{ins} du poste actuariel « engagements d’assurance au sens strict » (conformément au tableau de la section 2.2.1). Ainsi, $L_t^{ins} - MVM_t$ correspond à la valeur estimative la meilleure possible des engagements d’assurance au sens strict. Les valeurs A_t^{ins}, A_t^{reins} et L_t^{reins} des postes actuariels restants sont déterminées directement comme valeurs estimatives les meilleures possibles, si bien que le montant minimum est calculé net des contrats de réassurance passive.

La valeur estimative la meilleure possible BE_t^{ins} de *tous* les postes actuariels s’exprime au moyen des valeurs des classes de postes au bilan SST, données par (avec un signe positif pour les engagements) :

$$BE_t^{ins} = -\left(A_t^{ins} + A_t^{reins} - \left(L_t^{ins} - MVM_t\right) - L_t^{reins}\right) = \left(L_t^{ins} - MVM_t\right) + L_t^{reins} - A_t^{ins} - A_t^{reins}$$

Le capital porteur de risque CPR_t peut donc être formulé au travers de classes de postes ainsi :

$$CPR_t = A_t^{inv} + A_t^{oth} - BE_t^{ins} - MVM_t - L_t^{oth} - Div_t - Ded_t^{oth}$$

Concernant la granularité de la présentation des valeurs estimatives les meilleures possibles de chaque poste actuariel du bilan SST, se référer à l'art. 5 OS-FINMA et à l'art. 24 al. 1 OS-FINMA.

2.3 Intérêts annuels et intérêts continus

Dans le modèle standard SST, il existe pour chaque monnaie deux représentations équivalentes des taux d'intérêt sans risque au sens de l'art. 31 OS. Elles correspondent à la rémunération annuelle ou continue et sont utilisées en des endroits différents du modèle standard. Les taux des deux types de représentations sont équivalents pour les durées résiduelles correspondant à des années entières : si nous désignons le taux d'intérêt au moment t avec échéance au moment $s \geq t$ par $R_{t,s}^{CUR}$ pour une situation de rémunération annuelle (voir la section 2.4.1), et par $R_{t,s}^{CUR,cont}$ pour une situation de rémunération continue, alors $\log\left(1 + R_{t,s}^{CUR}\right) = R_{t,s}^{CUR,cont}$ lorsque s, t sont des nombres entiers.

2.4 Valeur estimative la meilleure possible pour l'assurance non-vie

2.4.1 Taux d'intérêt, taux de change et simplification

Dans le présent document, s'agissant de l'assurance non-vie, nous utilisons les désignations suivantes pour les taux d'intérêt sans risque et les taux de change :

- $R_{t,s}^{CUR}$ = taux d'intérêt sans risque (art. 31 OS) pour la monnaie CUR au moment t avec échéance à $s \geq t$ (rémunération annuelle, section 2.3). Pour la monnaie SST, nous désignons le taux d'intérêt par $R_{t,s}$ et par $r_{0,s}^{CUR}$ ou $r_{0,s}$ pour $t = 0$.

- FX_t^{CUR} = cours (taux de change) au moment t pour la conversion de la monnaie CUR en monnaie SST. Autrement dit, FX_t^{CUR} correspond à la valeur d'une unité de la monnaie CUR en monnaie SST.

S'agissant des modèles standard pour l'assurance non-vie (dommages, maladie, StandRe, captive), nous procédons à la simplification suivante pour les taux d'intérêt et les taux de change pour des moments $s \geq t \geq 0$:

$$E\left[\left(1 + r_{0,t}\right)^{-t} \cdot FX_t^{CUR} \cdot \left(1 + R_{t,s}^{CUR}\right)^{t-s}\right] = FX_0^{CUR} \cdot \left(1 + r_{0,s}^{CUR}\right)^{-s}$$

Cette simplification résulte de l'explication ci-dessous. Nous désignons les taux d'intérêt et de change *forward* comme suit :

- $r_{t,s}^{CUR,0}$ = taux d'intérêt *forward* au moment 0 pour un placement sans risque dans la monnaie CUR au moment $t \geq 0$ avec échéance au moment $s \geq t$.

- $FX_t^{CUR,0}$ = taux de change *forward* au moment 0 pour une conversion au moment $t \geq 0$ de la monnaie CUR dans la monnaie SST.

L'hypothèse simplificatrice déterminante est que la valeur attendue (espérance) $E\left[FX_t^{CUR} \cdot \left(1 + R_{t,s}^{CUR}\right)^{t-s}\right]$ s'obtient au moyen des taux d'intérêt *forward* correspondants au moment 0 :

$$E\left[FX_t^{CUR} \cdot \left(1 + R_{t,s}^{CUR}\right)^{t-s}\right] = FX_t^{CUR,0} \cdot \left(1 + r_{t,s}^{CUR,0}\right)^{t-s}$$

Par conséquent, on obtient la simplification susmentionnée en insérant les expressions suivantes pour $FX_t^{CUR,0}$ et $r_{t,s}^{CUR,0}$, lesquelles résultent de conditions de non-arbitrage appliquées aux prix *forward.* La condition pour les taux *forward* $r_{t,s}^{CUR,0}$ s'obtient, pour un investissement sans risque dans la monnaie CUR au moment 0, en passant par $t \geq 0$ jusqu'à $s \geq t$ comme suit:

$$\left(1 + r_{0,s}^{CUR}\right)^s = \left(1 + r_{0,t}^{CUR}\right)^t \cdot \left(1 + r_{t,s}^{CUR,0}\right)^{s-t}$$

La condition pour les taux de change *forward* $FX_t^{CUR,0}$ s'obtient, pour un investissement sans risque dans la monnaie CUR au moment 0 avec un règlement en monnaie SST au moment $t \geq 0$, comme suit :

$$FX_0^{CUR} \cdot \left(1 + r_{0,t}\right)^t = \left(1 + r_{0,t}^{CUR}\right)^t \cdot FX_t^{CUR,0}$$

2.4.2 Cash flows

En préambule de la valeur estimative la meilleure possible pour l'assurance non-vie (traitée à la section 2.4.3), nous définissons ici les cash flows (flux de trésorerie) issus des contrats d'assurance. Nous désignons :

- $CF_s^{ins,(v),POS,CUR} =$ cash flows entrants et sortants avec échéance au moment s en monnaie originale CUR (et exprimés dans cette monnaie[5]) provenant de contrats d'assurance pour les postes POS (voir plus bas) pour tous les engagements et prétentions d'assurance qui se trouvent dans le périmètre du bilan SST (art. 3 OS-FINMA) au moment v, y compris ici en général la réassurance passive. $CF_s^{ins,(v),POS,CUR}$ est généralement un vecteur à composantes distinctes, en particulier pour les cash flows entrants et sortants.

- $POS =$ ensemble de postes actuariels dans le cas concret, par exemple prétentions issues de la réassurance passive, ou parties de postes actuariels, par exemple en fonction des cas d'assurance survenus à la date du bilan ou en fonction de branches d'assurance (*lines of business*). Base juridique : art. 30 al. 3 OS et art. 5 OS-FINMA.

- La convention de signes utilisée pour les cash flows entrants et sortants est déterminée au cas par cas.

- Le terme ci-dessus désigne les cash flows sans tenir compte des défaillances.

- **Hypothèse** : à la date du bilan t les cash flows $CF_t^{ins,(v),POS,CUR}$ se sont déjà produits.

En vertu de l'art. 29 OS, le risque de défaillance doit être pris en compte pour les cash flows entrants, et le risque de défaillance de l'entreprise d'assurance ne doit pas être pris en compte pour les cash

[5] Seules certaines monnaies sont couvertes par le modèle standard.

flows sortants. Pour tenir compte du risque de défaillance, nous utilisons à titre de simplification des variables aléatoires $\Lambda_s^{ins,(v),POS,CUR} \geq 0$ comme facteurs multiplicatifs. Nous obtenons alors :

- $\Lambda_s^{ins,(v),POS,CUR} \cdot CF_s^{ins,(v),POS,CUR} =$ cash flows entrants et sortants au moment s ; avec des désignations analogues à $CF_s^{ins,(v),POS,CUR}$, mais en tenant compte de la défaillance pour les cash flows entrants et sans tenir compte de la propre défaillance de l'entreprise d'assurance pour les cash flows sortants.

- $\Lambda_s^{ins,(v),POS,CUR}$ et $CF_s^{ins,(v),POS,CUR}$ sont en général des vecteurs à composantes distinctes, en particulier pour les cash flows entrants et sortants. La multiplication « · » désigne dans ce cas le produit scalaire des deux vecteurs, sans que cela soit explicité par la notation.

2.4.3 Valeur estimative la meilleure possible

La formule ci-après permettant d'obtenir la valeur estimative la meilleure possible pour l'assurance non-vie dans le modèle standard est surtout pertinente pour les modèles standard dommages, assurance-maladie, StandRe et captive. Pour obtenir cette formule, nous procédons aux hypothèses (ou simplifications) suivantes pour l'assurance non-vie dans le modèle standard, en nous basant sur la description de la valeur estimative la meilleure possible selon l'art. 30 al. 3 OS :

(1) Nous appliquons le cas spécial cité dans le commentaire relatif à l'art. 30 al. OS, où « escomptés sans risque » est remplacé par « escomptés avec une courbe de l'intérêt sans risque ». Selon le commentaire, il en résulte une valeur attendue du monde réel *(real-world)*[6], et le cas spécial se fonde en particulier sur l'hypothèse simplifiée selon laquelle les « flux de paiements (cash flows) d'assurance sont indépendants des marchés financiers ».

(2) Les trois grandeurs cash flows d'assurance sans risque de défaillance, risque de défaillance et risque de marché pertinent (taux d'intérêt et taux de change) sont indépendantes.[7]

(3) La valeur estimative la meilleure possible des cash flows entrants issus des contrats d'assurance (en particulier de la réassurance passive) correspond à la valeur attendue *real-world* actualisée (escomptée) sans risque des cash flows avec prise en compte du risque de défaillance.

Sur la base de ces hypothèses, la valeur estimative la meilleure possible BE_0^{ins} de tous les postes actuariels (section 2.2.2) résulte de :

$$BE_0^{ins} = -\sum_{CUR} FX_0^{CUR} \cdot \sum_{s>0} \left(1 + r_{0,s}^{CUR}\right)^{-s} \cdot E\left[\Lambda_s^{ins,(0),ALL,CUR}\right] \cdot E\left[CF_s^{ins,(0),ALL,CUR}\right]$$

avec :

[6] En termes simplifiés, cette valeur attendue correspond à la valeur attendue obtenue à partir de la mesure utilisée pour modéliser les évolutions stochastiques, et non une mesure d'évaluation différente, comme celle utilisée dans l'évaluation dite neutre en matière de risque par exemple. Pour des explications plus détaillées, nous renvoyons au commentaire relatif à l'art. 30 al. 3 OS.

[7] Ces hypothèses sous-évaluent le risque en général.

- $POS = ALL =$ tous les postes actuariels,

- convention de signes : signe positif pour les cash flows entrants (autrement dit, ils sont non négatifs) et signe négatif pour les cash flows sortants. Les engagements ont un signe positif.

- La multiplication des valeurs attendues est en général un produit scalaire (cf. section 2.4.2).

Par analogie, la valeur estimative la meilleure possible BEL_0 des engagements d'assurance inscrite en tant qu'engagement (au passif) dans le bilan SST est calculée en déterminant les postes (leurs composantes) POS en vertu de l'art. 5 OS-FINMA comme suit :

$$BEL_0 = -\sum_{CUR} FX_0^{CUR} \cdot \sum_{s>0} \left(1 + r_{0,s}^{CUR}\right)^{-s} \cdot E\left[\Lambda_s^{ins,(0),POS,CUR}\right] \cdot E\left[CF_s^{ins,(0),POS,CUR}\right]$$

À noter que BEL_0 doit être calculée et présentée sans tenir compte de la réassurance et de la rétrocession passives figurant au bilan SST ; la valeur estimative la meilleure possible pour la réassurance et la rétrocession passives doit être présentée séparément (art. 5 al. 2 OS-FINMA). D'autres dispositions (art. 5 al. 3 OS-FINMA) concernent l'assurance dommages (dommages, réassurance, captive) et l'assurance-maladie collective d'indemnités journalières.

Nous introduisons à présent une notation plus générale. Elle sera en particulier utilisée pour calculer le capital cible à travers la variation du capital porteur de risque sur une année (section 3). Pour ce faire, une fonction « best estimate » BE_t est appliquée au moment t pour les cash flows $\left(CF_s^{ins,(v),POS}\right)_{s>u}$ encourus (non intervenus) au moment u :

$$BE_t\left(\left(CF_s^{ins,(v),POS}\right)_{s>u}\right) = \sum_{CUR} FX_t^{CUR} \cdot \sum_{s>u} \left(1 + R_{t,s}^{CUR}\right)^{t-s} \cdot E\left[\Lambda_s^{ins,(v),POS,CUR} | \mathcal{F}_t\right] \cdot E\left[CF_s^{ins,(v),POS,CUR} | \mathcal{F}_t\right]$$

Outre les définitions des sections 2.4.1 et 2.4.2, on utilise les désignations suivantes :

- $BE_t =$ fonction « best estimate ». Avec cette fonction, la valeur attendue des cash flows conditionnelle aux informations disponibles $\mathcal{F}_t$ au moment t est actualisée au moment t dans la monnaie originale concernée CUR et convertie en monnaie SST au moment t.

- $CF_s^{ins,(v),POS}$ = vecteur des cash flows $CF_s^{ins,(v),POS,CUR}$ (section 2.4.2) pour toutes les monnaies CUR. Ici, les cash flows entrants ont un signe positif et les cash flows sortants un signe négatif.

- $E[\cdot|\mathcal{F}_t]$ = valeur attendue sous la mesure de probabilité *real-world* (physique) conditionelle aux informations disponibles $\mathcal{F}_t$ au moment t. Pour $t = 0$, $E[\cdot|\mathcal{F}_0] = E[\cdot]$.

- La multiplication des valeurs attendues est en général un produit scalaire.

Les valeurs estimatives les meilleures possibles BE_t^{ins} et BEL_t s'obtiennent dans la notation générale pour le cas spécial où $u = t$ et $v = t$ comme suit :

$$BE_t^{ins} = -BE_t\left(\left(CF_s^{ins,(t),ALL}\right)_{s>t}\right)$$

$$BEL_t = -BE_t\left(\left(CF_s^{ins,(t),POS}\right)_{s>t}\right)$$

3 Calcul du capital cible

3.1 Variation du capital porteur de risque sur une année

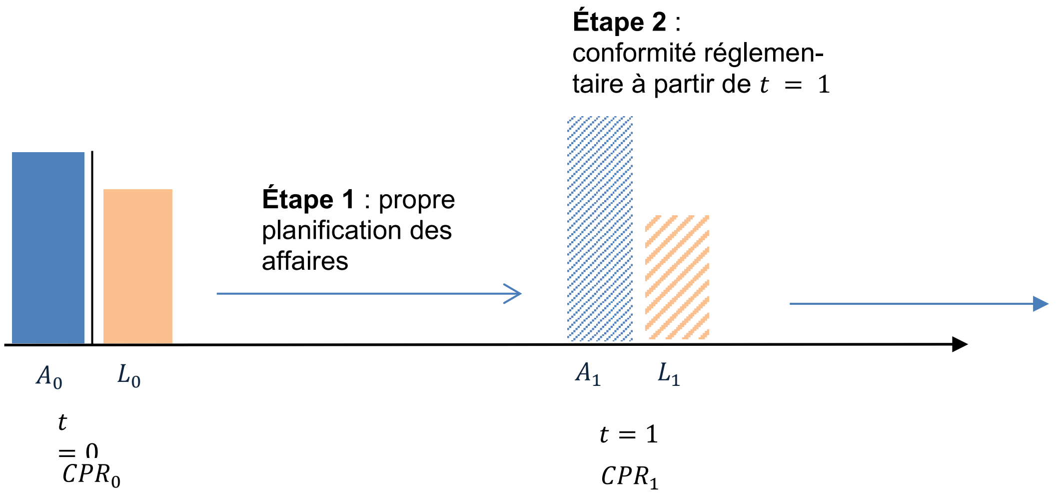
Selon la section 2.1.3, le capital cible $CC_0 = -ES_\alpha[\Delta CPR_1]$ est issu de la variation ΔCPR_1 du capital porteur de risque (actualisé) sur une année

$$\Delta CPR_1 = \left(1 + r_{0,1}\right)^{-1} \cdot CPR_1 - CPR_0$$

La modélisation des risques dans le SST consiste donc à déterminer la distribution de la variation sur une année ΔCPR_1. CPR_0 et CPR_1 sont calculés conformément aux règles de l'art. 2 OS-FINMA (voir aussi à ce propos le commentaire y relatif) :

- selon l'art. 2 al. 1 OS-FINMA, eu égard au calcul de CPR_0, l'évaluation des actifs et des engagements du périmètre du bilan SST à la date de référence $t = 0$ doit, lorsque c'est possible et judicieux, se fonder sur l'hypothèse selon laquelle l'entreprise d'assurance respecte sa planification des affaires entre $t = 0$ et $t = 1$. Cela peut comprendre, entre autres, la conclusion de nouvelles affaires ;

- le capital porteur de risque CPR_1 s'obtient du fait que l'entreprise d'assurance suit, entre $t = 0$ et $t = 1$, sa propre planification des affaires (art. 2 al. 1 OS-FINMA) et que l'évaluation des actifs et des engagements du périmètre du bilan SST en $t = 1$ s'effectue conformément aux dispositions de l'art. 2 al. 2 et 3 OS-FINMA, notamment hors conclusion de nouvelles affaires à partir de $t = 1$.



Quant à la variation sur une année ΔCPR_1, en utilisant l'expression suivante pour le capital porteur de risque CPR_t à $t \in \{0,1\}$ de la section 2.2.2 :

$$CPR_t = A_t^{inv} + A_t^{oth} - BE_t^{ins} - MVM_t - L_t^{oth} - Div_t - Ded_t^{oth},$$

en changeant l'ordre de ses termes et en y insérant les termes $\Delta A_1^{inv,ins}$ et $\Delta A_1^{inv,oth}$ définis ci-dessous, elle peut être décomposée en la somme suivante de variations sur une année construites au travers de classes d'objets et postes du bilan SST. Cette décomposition additive est ensuite commentée :

$$\Delta CPR_1 = \Delta CPR_1^{ins} + \Delta CPR_1^{inv} + \Delta CPR_1^{oth} + \Delta CPR_1^{MVM} + \Delta CPR_1^{ded}$$

avec les classes suivantes de variations sur une année :

- $\Delta CPR_1^{ins} = -\left(1 + r_{0,1}\right)^{-1} \cdot \left(BE_1^{ins} - \Delta A_1^{inv,ins}\right) + BE_0^{ins}$

  = variation sur une année issue des contrats d'assurance (y compris la réassurance passive)

- $\Delta CPR_1^{inv} = \left(1 + r_{0,1}\right)^{-1} \cdot \left(A_1^{inv} - \Delta A_1^{inv,ins} - \Delta A_1^{inv,oth} + \left(1 + r_{0,1}\right) \cdot Div_0\right) - A_0^{inv}$

  = variation sur une année issue des placements

- $\Delta CPR_1^{oth} = \left(1 + r_{0,1}\right)^{-1} \cdot \left(A_1^{oth} + \Delta A_1^{inv,oth} - L_1^{oth}\right) - \left(A_0^{oth} - L_0^{oth}\right)$

  = variation sur une année issue d'autres objets

- $\Delta CPR_1^{MVM} = -\left(1 + r_{0,1}\right)^{-1} \cdot \left(Div_1 + MVM_1\right) + MVM_0$

  = variation sur une année du montant minimum

- $\Delta CPR_1^{ded} = -\left(1 + r_{0,1}\right)^{-1} \cdot Ded_1^{oth} + Ded_0^{oth}$

  = variation sur une année issue des autres déductions (c.-à-d. sans les dividendes)

où

- $\Delta A_1^{inv,ins}$ = différence entre la valeur A_1^{inv} des placements au moment $t = 1$ et la valeur des placements au moment $t = 1$ sans les cash flows entrants et sortants après $t = 0$ jusqu'à $t = 1$ issus des contrats d'assurance (par ex. paiements de primes et versements de prestations).

- $\Delta A_1^{inv,oth}$ = différence entre la valeur A_1^{inv} des placements au moment $t = 1$ et la valeur des placements au moment $t = 1$ sans les cash flows entrants et sortants après $t = 0$ jusqu'à $t = 1$ issus des autres objets (par ex. paiements des coupons issus des emprunts émis).

La forme de la décomposition ci-dessus est choisie pour simplifier la modélisation de la variation sur une année ΔCPR_1^{ins} issue des contrats d'assurance et de la variation sur une année ΔCPR_1^{inv} issue des placements. Le contexte en est le suivant : les cash flows entre $t = 0$ et $t = 1$ pour les classes d'objets

Contrats d'assurance et Autres et le versement de dividendes Div_0 et Div_1 (classe d'objets Déductions) résultent de paiements et de versements à partir de la classe de postes de placement. Tous ces paiements et versements à l'exception du versement de dividendes Div_1 sont à cet égard pris en compte dans la valeur A_1^{inv} des placements. Pour la variation sur une année ΔCPR_1^{inv} issue des placements, nous voulons éliminer ces paiements et versements afin de simplifier la modélisation, en adaptant la valeur des placements en $t = 1$ de façon appropriée.

Nous examinons pour cela, à titre indicatif, le terme $\Delta A_1^{inv,ins}$ pour les cash flows entre $t = 0$ et $t = 1$ issus des contrats d'assurance. Ceux-ci modifient les postes de placement entre $t = 0$ et $t = 1$, car ils débouchent sur des paiements et des versements issus des placements. Ces changements sont déduits de la variation sur une année ΔCPR_1^{inv} issue des placements par soustraction ($-\Delta A_1^{inv,ins}$) et transférés dans la variation sur une année ΔCPR_1^{ins} issue des contrats d'assurance par addition ($+\Delta A_1^{inv,ins}$). La variation sur une année ΔCPR_1^{inv} qui en résulte représente alors la situation hypothétique dans laquelle les postes de placement entre $t = 0$ et $t = 1$ ne changent pas en raison des cash flows issus des contrats d'assurance. Pour $\Delta A_1^{inv,oth}$, la procédure est analogue et débouche sur un résultat analogue. Concernant le versement de dividendes Div_0, nous obtenons par l'addition de $(1 + r_{0,1}) \cdot Div_0$ dans ΔCPR_1^{inv} la situation hypothétique dans laquelle le dividende Div_0 n'est pas versé depuis les placements après $t = 0$, mais est investi sans risque pendant un an à partir de $t = 0$.

Ainsi en particulier pour l'expression ΔCPR_1^{inv} présentée ci-dessus :

- $\Delta CPR_1^{inv} =$ variation sur une année issue des placements dans la situation hypothétique que le dividende Div_0 ne soit pas versé depuis les placements, mais investi sans risque pendant un an à partir de $t = 0$, et qu'il n'y ait pas de paiements et de versements depuis les placements pour les contrats d'assurance, les autres objets et les dividendes après $t = 0$ jusqu'à $t = 1$.

3.2 Simplifications pour la variation sur une année et formule pour le capital cible

Les hypothèses simplificatrices suivantes sont en sus utilisées dans la décomposition standard selon la section 3.1, pour autant qu'elles soient admissibles au sens de l'art. 42 OS.

(1) *Dividende* Div_1 : dans l'*expected shortfall* pour le capital cible, aucun dividende Div_1 n'est versé et, bien que Div_1 soit en général stochastique, la variation sur une année est généralement modélisée sous cette hypothèse : $Div_1 = 0$.

(2) *Montant minimum* : le montant minimum dans le modèle standard (section 6) est donné par la somme $MVM_0 = MVM_0^{CY} + MVM_0^{FY}$ de la provision pour coûts du capital MVM_0^{CY} pour la période actuelle d'un an à partir de la date de référence et de celle pour les périodes d'une année futures MVM_0^{FY}.

(3) *Autres déductions* : Les autres déductions Ded_t^{oth} en $t = 0$ et $t = 1$ sont identiques à l'actualisation près : $(1 + r_{0,1})^{-1} \cdot Ded_1^{oth} = Ded_0^{oth}$. La variation correspondante sur une année devient ainsi $\Delta CPR_1^{ded} = 0$.

Avec ces simplifications, nous obtenons pour la variation sur une année :

$$\Delta CPR_1 = \Delta CPR_1^{ins} + \Delta CPR_1^{inv} + \Delta CPR_1^{oth} + \overline{\Delta CPR}_1^{MVM} + MVM_0^{CY}$$

où

- $\overline{\Delta CPR}_1^{MVM} = -\left(1 + r_{0,1}\right)^{-1} \cdot MVM_1 + MVM_0^{FY}$ = variation sur une année de la provision pour coûts du capital dans le montant minimum pour les périodes d'une année futures :

Pour le capital cible $CC_0 = -ES_\alpha[\Delta CPR_1]$, il résulte de la représentation ci-dessus de ΔCPR_1 faisant appel aux hypothèses simplificatrices :

$$CC_0 = -ES_\alpha\left[\Delta CPR_1^{ins} + \Delta CPR_1^{inv} + \Delta CPR_1^{oth} + \overline{\Delta CPR}_1^{MVM}\right] - MVM_0^{CY}$$

La modélisation de $\overline{\Delta CPR}_1^{MVM}$ est décrite dans la section 6.

3.3 Décomposition de la variation sur une année et modèles standard

Aux sections 3.1 et 3.2, la variation sur une année du capital porteur de risque est décomposée selon les classes. Le modèle standard considère en sus une décomposition linéaire approximative selon les catégories de risques, à savoir les risques d'assurance, les risques de marché et les risques de crédit, les risques d'assurance étant réparti en assurance vie, assurance dommages et assurance-maladie. La variation sur une année est ainsi représentée comme somme des variations sur une année par classe et catégorie de risques (décomposition standard de la variation sur une année). La panoplie des modèles standard consiste en des modèles dédiés à certaines de ces variations sur une année.

Le tableau suivant montre quels modèles standard couvrent quelles combinaisons de classes et de catégories de risques. (Cela n'exclut pas que des modèles standard puissent également être utilisés pour modéliser d'autres combinaisons.)

Tableau : Décomposition standard et modèles standard

Catégorie de risques (colonnes) **Classe** (lignes)	Risques d'assurance vie (« L »)	Risques d'assurance dommages (« NL ») ou (« RE ») ou (« CA »)			Risques d'assurance-maladie (« HE »)	Risques de marché (« MR »)	Risques de crédit (« CR »)
Contrats d'assurance (y compris la réassurance passive) (« ins »)	MS vie	MS dommages	MS réassurance (StandRe)	MS captive	MS maladie	MS risques de marché	MS Risques de crédit
Placements (« inv »)							
Autres (« oth »)							
MVM, autres déductions	MS pour l'agrégation et le montant minimum						

Comme le montre le tableau, il existe respectivement un modèle standard pour les catégories risques d’assurance vie, risques d’assurance-maladie, risques de marché et risques de crédit. Pour la catégorie risques d’assurance dommages, l’un des modèles standard dommages, réassurance ou captive est utilisé. D’autres classes que les contrats d’assurance peuvent également être exposées aux risques d’assurance, par ex. les *insurance linked securities* en tant que partie des placements.

Les zones hachurées indiquent que les modèles standard couvrent partiellement les combinaisons correspondantes. Le modèle standard pour les participations ne figure pas dans ce tableau.

Dans la classe « MVM, autres déductions », il s’agit notamment de calculer la variation sur une année du montant minimum, ce qui constitue une partie du modèle standard pour l’agrégation et le montant minimum (section 6.6) et non de calculer le montant minimum lui-même.

3.4 Décomposition de la variation sur une année par catégorie de risques

Comme cela a été expliqué à la section 3.3, la variation du capital porteur de risque sur une année sera modélisée par décomposition standard comme somme des variations sur une année par (classe et) catégorie de risques. La décomposition de la variation sur une année en catégories de risques repose sur des hypothèses simplificatrices que nous allons aborder par la suite.

La variable aléatoire CPR_1 est notamment calculée à partir des valeurs du bilan SST au moment $t = 1$. Nous exprimons CPR_1 comme fonction de catégories de risques $i = 1, \dots, n$ représentées par groupes de variables aléatoires $X_{i,k}$ pour $k = 1, \dots, m_i$, lesquelles sont pour une part des fonctions de facteurs de risque (par ex. pour les risques de marché) et pour une autre part des fonctions de pseudo-facteurs de risque (par ex. pour les risques de l’assurance dommages) :

$$CPR_1 = g\left(X_{1,1}, \dots, X_{1,m_1}, \dots, X_{n,1}, \dots, X_{n,m_n}\right)$$

En général, la fonction g ne peut être représentée directement comme une somme de fonctions, lesquelles dépendraient chacune uniquement des variables aléatoires d’une seule catégorie de risques ; en effet, les dépendances fonctionnelles du capital porteur de risque CPR_1 vis-à-vis des variables aléatoires $X_{i,k}$ ne sont en général pas linéaires. Dans le modèle standard, on suppose toutefois que la variation sur une année $\Delta CPR_1 = f\left(X_{1,1}, \dots, X_{1,m_1}, \dots, X_{n,1}, \dots, X_{n,m_n}\right)$ peut être approximativement décomposée en une telle somme :

$$\Delta CPR_1 = f\left(X_{1,1}, \dots, X_{1,m_1}, \dots, X_{n,1}, \dots, X_{n,m_n}\right) \approx \sum_{i=1}^{n} f_i\left(X_{i,1}, \dots, X_{i,m_i}\right)$$

Les $f_i\left(X_{i,1}, \dots, X_{i,m_i}\right)$ pour $i = 1, \dots n$ correspondent ici à la variation sur une année du capital porteur de risque sous l’effet des variables aléatoires de la catégorie de risques considérée i.

3.5 Décomposition de la variation sur année issue des contrats d'assurance par catégorie de risques pour l'assurance non-vie

3.5.1 Décomposition en variation sur une année centrée et résultat d'assurance attendu

La variation sur une année ΔCPR_1^{ins} issue des contrats d'assurance selon la section 3.1 s'exprime comme suit :

$$\Delta CPR_1^{ins} = -\left(1 + r_{0,1}\right)^{-1} \cdot \left(BE_1^{ins} - \Delta A_1^{inv,ins}\right) + BE_0^{ins}$$

Selon la convention de signes définie (section 2.4.3), les BE_t^{ins} en $t \in \{0,1\}$ ont une valeur positive en tant qu'engagements (elles sont non négatives). Nous considérons désormais spécifiquement l'assurance non-vie (section 2.4) selon les modèles standard assurance dommages, assurance-maladie, StandRe et captive. Selon la convention de signes de la section 2.4.3, les cash flows entrants ont une valeur positive, et les cash flows sortants une valeur négative. Par conséquent, ΔCPR_1^{ins} s'exprime dans la notation générale de la section 2.4.3 comme suit :

$$\Delta CPR_1^{ins} = \left(1 + r_{0,1}\right)^{-1} \cdot \left(BE_1\left(\left(CF_s^{ins,(1),ALL}\right)_{s>1}\right) + \Delta A_1^{inv,ins}\right) - BE_0\left(\left(CF_s^{ins,(0),ALL}\right)_{s>0}\right)$$

Ici, $CF_s^{ins,(v),ALL}$ désigne les cash flows de tous les postes actuariels $POS = ALL$, y compris la réassurance passive (section 2.4.2). Sur la base d'hypothèses spécifiques, nous déduisons à présent une décomposition approximative de la variation sur une année ΔCPR_1^{ins} en une somme de variations sur une année centrées $\overline{\Delta CPR}_1^{ins,RC}$ par catégorie de risques RC et un résultat d'assurance attendu $ExpRes_0^{ins}$

$$\Delta CPR_1^{ins} = \sum_{RC} \overline{\Delta CPR}_1^{ins,RC} + ExpRes_0^{ins}$$

avec :

- $\overline{\Delta CPR}_1^{ins,RC}$ = variation sur une année centrée (ce qui signifie qu'elle a une espérance mathématique nulle) issue des contrats d'assurance pour la catégorie de risques RC (risques d'assurance, de marché, de crédit).

- $ExpRes_0^{ins}$ = résultat d'assurance attendu issu des contrats d'assurance.

Pour obtenir cette décomposition, nous commençons par définir les cash flows CF_s^{ex} pour les affaires d'assurance existantes au moment $t = 0$ et les cash flows CF_s^{new} pour les nouvelles affaires dans la période d'un an actuelle :

- $CF_s^{ex} = CF_s^{ins,(0),ALL}$ = cash flows pour les **affaires existantes**

- CF_s^{new} = cash flows pour les **nouvelles affaires** dans la période d'un an actuelle (art. 3 al. 4 OS-FINMA), définies comme étant les engagements et prétentions d'assurance de l'entreprise d'assurance ainsi que la réassurance passive, qui ne figurent pas au bilan au moment $t = 0$ mais à une date ultérieure $0 < t \leq 1$.

- $CF_s^{ex+new} = CF_s^{ex} + CF_s^{new}$.

Nous formulons à présent l'hypothèse suivante :

- **Hypothèse** : les cash flows $CF_s^{ins,(v),ALL}$ issus des contrats d'assurance n'ont lieu qu'à la fin d'une période d'une année, c'est-à-dire $CF_s^{ins,(v),ALL} = 0$ pour $s \notin \{\dots, -2, -1, 0, 1, 2, \dots\}$.

Nous montrons que la variation sur une année ΔCPR_1^{ins} est alors donnée par :

$$\Delta CPR_1^{ins} = \left(1 + r_{0,1}\right)^{-1} \cdot BE_1((CF_s^{ex+new})_{s>0}) - BE_0((CF_s^{ex})_{s>0})$$

Pour ce faire, il faut montrer que :

$$BE_1\left(\left(CF_s^{ins,(1),ALL}\right)_{s>1}\right) + \Delta A_1^{inv,ins} = BE_1((CF_s^{ex+new})_{s>0})$$

Compte tenu de l'hypothèse ci-dessus, les cash flows CF_s^{ex+new} pour $0 < s < 1$ sont nuls. Il reste donc à montrer :

$$CF_s^{ins,(1),ALL} = CF_s^{ex+new} \text{ pour tout } s > 1 \quad \text{et} \quad \Delta A_1^{inv,ins} = CF_1^{ex+new}$$

Les cash flows CF_s^{ex+new} et $CF_s^{ins,(1),ALL}$ pour $s > 0$ se distinguent exactement par le fait que les CF_s^{ex+new} comprennent en sus des engagements et prétentions d'assurance potentiels, qui ne figurent pas au bilan SST en $t = 0$ et sont contractés puis entièrement réglés durant la période $0 < t \leq 1$. Ces engagements et prétentions d'assurance supplémentaires potentiels n'apparaissent pas dans le bilan SST en $t = 1$, puisque conformément à l'hypothèse formulée (section 2.4.2), les cash flows $CF_1^{ins,(v),POS,CUR}$ sont également déjà survenus au moment $t = 1$. Rappelons que les cash flows de ces engagements et prétentions supplémentaires potentiels pour $s > 1$ sont par définition nuls, de sorte que nous obtenons, comme souhaité :

$$CF_s^{ins,(1),ALL} = CF_s^{ex+new} \text{ pour tout } s > 1$$

En outre, il en découle que $\Delta A_1^{inv,ins}$ (section 3.1) comprend les cash flows $CF_1^{ins,(1),ALL}$ ainsi que les cash flows supplémentaires mentionnés dans CF_1^{ex+new} et aucun autre cash flow. Ainsi $\Delta A_1^{inv,ins} = CF_1^{ex+new}$.

L'expression pour la variation sur une année issue des contrats d'assurance qui en découle

$$\Delta CPR_1^{ins} = \left(1 + r_{0,1}\right)^{-1} \cdot BE_1((CF_s^{ex+new})_{s>0}) - BE_0((CF_s^{ex})_{s>0})$$

peut alors être décomposée en variation sur une année centrée $\overline{\Delta CPR}_1^{ins}$ et résultat d'assurance attendu $ExpRes_0^{ins}$:

$$\Delta CPR_1^{ins} = \overline{\Delta CPR}_1^{ins} + ExpRes_0^{ins}$$

avec :

- la **variation sur une année centrée issue des contrats d'assurance :**

$$\overline{\Delta CPR}_1^{ins} = \left(1 + r_{0,1}\right)^{-1} \cdot BE_1((CF_s^{ex+new})_{s>0}) - BE_0((CF_s^{ex+new})_{s>0})$$

- le **résultat d'assurance attendu :**

$$ExpRes_0^{ins} = BE_0((CF_s^{new})_{s>0})$$

Il reste à montrer que $\overline{\Delta CPR}_1^{ins}$ est effectivement centrée, autrement dit qu'elle a une espérance mathématique égale à zéro. Sur la base de la définition de la fonction « best estimate » $BE_t(\cdot)$ donnée à la section 2.4.3, nous montrons à cet effet que pour tout $s > 0$, toute monnaie SST et toute monnaie CUR :

$$E\left[\left(1 + r_{0,1}\right)^{-1} \cdot FX_1^{CUR} \cdot \left(1 + R_{1,s}^{CUR}\right)^{1-s} \cdot E\left[\Lambda_s^{ex+new,CUR} | \mathcal{F}_1\right] \cdot E\left[CF_s^{ex+new,CUR} | \mathcal{F}_1\right]\right]$$
$$= FX_0^{CUR} \cdot \left(1 + r_{0,s}^{CUR}\right)^{-s} \cdot E\left[\Lambda_s^{ex+new,CUR}\right] \cdot E\left[CF_s^{ex+new,CUR}\right]$$

Ce qui précède découle de l'hypothèse suivante :

- **Hypothèse** : les variables aléatoires $\left(1 + r_{0,1}\right)^{-1} \cdot FX_1^{CUR} \cdot \left(1 + R_{1,s}^{CUR}\right)^{1-s}$, $E\left[\Lambda_s^{ex+new,CUR} | \mathcal{F}_1\right]$ et $E\left[CF_s^{ex+new,CUR} | \mathcal{F}_1\right]$ sont non corrélées pour tout $s > 0$, toute monnaie SST et toute monnaie CUR ;

avec la simplification de la section 2.4.1 pour $t = 1$:

$$E\left[\left(1 + r_{0,1}\right)^{-1} \cdot FX_1^{CUR} \cdot \left(1 + R_{1,s}^{CUR}\right)^{1-s}\right] = FX_0^{CUR} \cdot \left(1 + r_{0,s}^{CUR}\right)^{-s}$$

et la *tower property* $E\left[E[\cdot\, | \mathcal{F}_1]\right] = E[\cdot]$.

3.5.2 Décomposition de la variation sur une année centrée en risque d'assurance, de marché et de crédit

La variation sur une année centrée $\overline{\Delta CPR}_1^{ins}$ issue des contrats d'assurance s'exprime comme suit conformément à la section 3.5.1 :

$$\overline{\Delta CPR}_1^{ins} = \left(1 + r_{0,1}\right)^{-1} \cdot BE_1((CF_s^{ex+new})_{s>0}) - BE_0((CF_s^{ex+new})_{s>0})$$

Ici, conformément à la section 2.4.3, le terme $\left(1 + r_{0,t}\right)^{-t} \cdot BE_t((CF_s^{ex+new})_{s>0})$ pour $t \in \{0,1\}$ est donné par :

$$\left(1 + r_{0,t}\right)^{-t} \cdot BE_t((CF_s^{ex+new})_{s>0})$$
$$= \sum_{CUR} \sum_{s>0} \left(1 + r_{0,t}\right)^{-t} \cdot FX_t^{CUR} \cdot \left(1 + R_{t,s}^{CUR}\right)^{t-s} \cdot E\left[\Lambda_s^{ex+new,CUR} | \mathcal{F}_t\right]$$
$$\cdot E\left[CF_s^{ex+new,CUR} | \mathcal{F}_t\right]$$

La variation sur une année $\overline{\Delta CPR}_1^{ins}$ est donc exposée aux catégories de risques suivantes : risques d'assurance (« IR ») dans les cash flows $CF_s^{ex+new,CUR}$, risques de marché (« MR ») au moins dans les taux d'intérêt $R_{1,s}^{CUR}$ et les taux de change FX_1^{CUR}, ainsi que risques de crédit (« CR ») au moins dans les facteurs $\Lambda_s^{ex+new,CUR}$, au moins pour les cash flows entrants.

Nous dérivons à présent une décomposition additive de la variation sur une année centrée $\overline{\Delta CPR}_1^{ins}$, en variations sur une année centrées $\overline{\Delta CPR}_1^{ins,RC}$ selon ces catégories de risques $RC \in \{IR, MR, CR\}$ et un reste $\overline{REM}_1^{ins}$. Cette décomposition a pour objectif d'aboutir à une linéarisation concernant les trois catégories de risques : dans chaque variation sur une année $\overline{\Delta CPR}_1^{ins,RC}$, seule la catégorie de risque RC est traitée comme stochastique, les deux autres étant considérées comme déterministes. Nous allons d'abord présenter la décomposition obtenue puis les raisonnements suivis.

Décomposition du modèle standard de la variation sur une année centrée issue des contrats d'assurance non-vie[8]

$$\overline{\Delta CPR}_1^{ins} = \overline{\Delta CPR}_1^{ins,IR} + \overline{\Delta CPR}_1^{ins,MR} + \overline{\Delta CPR}_1^{ins,CR} + \overline{REM}_1^{ins}$$

avec :

les **risques d'assurance** :

$$\overline{\Delta CPR}_1^{ins,IR} = \left(1 + r_{0,1}\right)^{-1} \cdot BE_{1,0}^{ins,IR} - BE_{0,0}^{ins,IR}$$

où pour $t \in \{0,1\}$,

$$\left(1 + r_{0,t}\right)^{-t} \cdot BE_{t,0}^{ins,IR} = \sum_{CUR} \sum_{s>0} FX_0^{CUR} \cdot \left(1 + r_{0,s}^{CUR}\right)^{-s} \cdot E\left[\Lambda_s^{ex+new,CUR}\right] \cdot E\left[CF_s^{ex+new,CUR} | \mathcal{F}_t\right]$$

les **risques de marché** :

$$\overline{\Delta CPR}_1^{ins,MR} = \left(1 + r_{0,1}\right)^{-1} \cdot BE_{1,0}^{ins,MR} - BE_{0,0}^{ins,MR}$$

où pour $t \in \{0,1\}$,

$$\left(1 + r_{0,t}\right)^{-t} \cdot BE_{t,0}^{ins,MR} = \sum_{CUR} \sum_{s>0} \left(1 + r_{0,t}\right)^{-t} \cdot FX_t^{CUR} \cdot \left(1 + R_{t,s}^{CUR}\right)^{t-s} \cdot E\left[\Lambda_s^{ex+new,CUR}\right] \cdot E\left[CF_s^{ex+new,CUR}\right]$$

les **risques de crédit**:

$$\overline{\Delta CPR}_1^{ins,CR} = \left(1 + r_{0,1}\right)^{-1} \cdot BE_{1,0}^{ins,CR} - BE_{0,0}^{ins,CR}$$

où pour $t \in \{0,1\}$,

$$\left(1 + r_{0,t}\right)^{-t} \cdot BE_{t,0}^{ins,CR} = \sum_{CUR} \sum_{s>0} FX_0^{CUR} \cdot \left(1 + r_{0,s}^{CUR}\right)^{-s} \cdot E\left[\Lambda_s^{ex+new,CUR} | \mathcal{F}_t\right] \cdot E\left[CF_s^{ex+new,CUR}\right]$$

le reste : $\overline{REM}_1^{ins}$ (termes le formant non mentionnés)

Pour obtenir cette décomposition, nous considérons un terme de différence arbitraire dans la formule ci-dessus pour $\overline{\Delta CPR}_1^{ins}$ pour une combinaison de $s > 0$ et monnaie CUR. Nous écrivons ce terme de différence comme suit :

$$\left(1 + r_{0,1}\right)^{-1} \cdot FX_1^{CUR} \cdot \left(1 + R_{1,s}^{CUR}\right)^{-s} \cdot E\left[\Lambda_s^{ex+new,CUR} | \mathcal{F}_1\right] \cdot E\left[CF_s^{ex+new,CUR} | \mathcal{F}_1\right]$$

[8] Dans les formules, la multiplication des espérances mathématiques est un produit scalaire qui établit une distinction entre cash flows entrants et sortants et, en général, par contrepartie.

$$- FX_0^{CUR} \cdot \left(1 + r_{0,s}^{CUR}\right)^{-s} \cdot E\left[\Lambda_s^{ex+new,CUR}\right] \cdot E\left[CF_s^{ex+new,CUR}\right]$$

$$= A \cdot B \cdot C - E[A] \cdot E[B] \cdot E[C]$$

avec :

- $A = \left(1 + r_{0,1}\right)^{-1} \cdot FX_1^{CUR} \cdot \left(1 + R_{1,s}^{CUR}\right)^{-s}$
- $B = E\left[\Lambda_s^{ex+new,CUR} | \mathcal{F}_1\right]$
- $C = E\left[CF_s^{ex+new,CUR} | \mathcal{F}_1\right]$

Dans l'égalité ci-dessus, les espérances mathématiques sont issues des hypothèses formulées à la section 3.5.1 avec des arguments analogues à ceux de la section 3.5.1.

Nous recourons ensuite à l'identité algébrique suivante, qui vaut pour des nombres quelconques A, B, C, a, b, c, où nous prenons spécifiquement pour hypothèse $a = E[A]$, $b = E[B]$ et $c = E[C]$:

$$A \cdot B \cdot C - a \cdot b \cdot c = (A - a) \cdot b \cdot c + a \cdot (B - b) \cdot c + a \cdot b \cdot (C - c) + (A - a) \cdot (B - b) \cdot c + (A - a) \cdot b \cdot (C - c) + a \cdot (B - b) \cdot (C - c) + (A - a) \cdot (B - b) \cdot (C - c)$$

Il en résulte :

- $\overline{\Delta CPR}_1^{ins,IR}$ en tant que terme $a \cdot b \cdot (C - c)$,
- $\overline{\Delta CPR}_1^{ins,MR}$ en tant que terme $(A - a) \cdot b \cdot c$,
- $\overline{\Delta CPR}_1^{ins,CR}$ en tant que terme $a \cdot (B - b) \cdot c$
- le reste $\overline{REM}_1^{ins}$ en tant que composante non linéaire :

$$\overline{REM}_1^{ins} = (A - a) \cdot (B - b) \cdot c + (A - a) \cdot b \cdot (C - c) + a \cdot (B - b) \cdot (C - c) + (A - a) \cdot (B - b) \cdot (C - c)$$

3.5.3 Remarques concernant le résultat d'assurance attendu

Selon la section 3.5.1, le résultat d'assurance attendu est :

$$ExpRes_0^{ins} = BE_0\left(\left(CF_s^{new}\right)_{s>0}\right)$$

CF_s^{new} désigne ici les cash flows des nouvelles affaires conformément à l'art. 3 al. 4 OS-FINMA, y compris l'ensemble des primes, coûts (hors coût du capital) et prestations encourus, sur toute la durée de vie des nouvelles affaires. En particulier, le terme ne désigne pas uniquement les frais administratifs de l'année actuelle.

Dans la pratique, le résultat d'assurance attendu $ExpRes_0^{ins}$ est parfois déterminé séparément de la modélisation du risque utilisée pour établir la variation sur une année centrée $\overline{\Delta CPR}_1^{ins}$ et est ensuite ajouté à $\overline{\Delta CPR}_1^{ins}$ (autrement dit à l'*expected shortfall* centré). Dans un tel procédé, il faut veiller à la cohérence des deux composantes.

Si des modèles standard de différentes catégories de risques d'assurances IC (par exemple dommages et maladie) sont utilisés, le résultat attendu d'assurance total $ExpRes_0^{ins}$ correspond alors à la somme des résultats d'assurance attendus $ExpRes_0^{ins,IC}$ pour toutes les catégories de risques d'assurance IC concernées :

$$ExpRes_0^{ins} = \sum_{IC} ExpRes_0^{ins,IC}$$

3.5.4 Autre modélisation

Pour ce qui est de l'assurance non-vie, nous avons calculé à la section 3.5.2 la variation sur une année centrée $\overline{\Delta CPR}_1^{ins,IR}$ issue des contrats d'assurance pour le risque d'assurance. Celle-ci fait l'objet soit d'une modélisation complète dans l'un des modèles standard pour l'assurance dommages, l'assurance-maladie, la réassurance ou les captives, soit d'une modélisation répartie entre plusieurs modèles standard, comme décrit dans les descriptions techniques concernées. L'agrégation des résultats de plusieurs modèles standard pour le risque d'assurance (y c. le risque d'assurance vie) et avec les autres catégories de risques fait partie intégrante du modèle standard pour l'agrégation (section 4).

Dans le modèle standard, le reste $\overline{REM}_1^{ins}$ est en général omis par rapport aux termes linéaires pour des questions de caractère significatif. Pour résumer, $\overline{REM}_1^{ins}$ est nettement plus petit que les termes linéaires quand la volatilité de A, B et C est faible par rapport à leurs espérances mathématiques $E[A]$, $E[B]$ et $E[C]$ ou, si la volatilité n'est pas si faible, quand les interdépendances entre A, B et C sont en outre faibles. Dans d'autres circonstances, en particulier lors d'événements peu fréquents, qui exercent simultanément un effet significatif sur A , B ou C, ce n'est pas toujours le cas.

4 Modèle standard SST pour l'agrégation

4.1 Calcul du capital cible dans le modèle standard SST pour l'agrégation

4.1.1 Généralités

Le capital cible est donné par la formule suivante de la section 3, en tenant compte des simplifications qui y sont décrites :

$$CC_0 = -ES_\alpha\left[\Delta CPR_1^{ins} + \Delta CPR_1^{inv} + \Delta CPR_1^{oth} + \overline{\Delta CPR}_1^{MVM}\right] - MVM_0^{CY}$$

où

- $\Delta CPR_1^{ins} + \Delta CPR_1^{inv} + \Delta CPR_1^{oth}$ = variation sur une année du capital porteur de risque sans les termes MVM_0, MVM_1 et Div_1,
- $\overline{\Delta CPR}_1^{MVM}$ = variation sur une année de la provision pour coûts du capital pour les périodes d'une année à partir de $t = 1$,
- MVM_0^{CY} = provision pour coûts du capital pour la période d'un an à partir de la date de référence.

Dans le modèle standard pour l'agrégation, le capital cible est calculé au moyen de la formule suivante, dont les termes sont expliqués ci-après :

$$CC_0 = -ES_\alpha\left[\sum_{RC} Z_1^{RC} + Z_1^{scen}\right] + KR_0^{Hyp} - MVM_0^{CY}$$

Risque de crédit des hypothèques

Dans le modèle standard pour l'agrégation (avec les simplifications susmentionnées), le risque de crédit des hypothèques est considéré séparément dans le capital cible :

$$-ES_\alpha\left[\Delta CPR_1^{ins} + \Delta CPR_1^{inv} + \Delta CPR_1^{oth} + \overline{\Delta CPR}_1^{MVM}\right] = -ES_\alpha[Z_1] + KR_0^{Hyp}$$

où

- KR_0^{Hyp} = risque de crédit des hypothèques selon le modèle standard SST pour le risque de crédit (art. 45 al. 4 OS et description technique du modèle standard pour le risque de crédit).
- Z_1 = variation sur une année $\Delta CPR_1^{ins} + \Delta CPR_1^{inv} + \Delta CPR_1^{oth} + \overline{\Delta CPR}_1^{MVM}$ sans le risque de crédit des hypothèques.

Agrégation des scénarios

La distribution de Z_1 résulte en général de la somme des Z_1^0 issues des variations sur une année Z_1^{RC} par catégorie de risques et de l'effet Z_1^{scen} des scénarios à agréger :

$$Z_1 = Z_1^0 + Z_1^{scen}$$

avec

- Z_1^0 = somme des variations sur une année Z_1^{RC} par catégorie de risques
- Z_1^{scen}= variable aléatoire pour l'effet des scénarios à agréger.

La définition de Z_1^{scen} et la méthode standard pour l'agrégation des scénarios Z_1^{scen} à Z_1^0 sont décrites dans la section 5.

Agrégation des variations sur une année par catégorie de risques

En tenant compte de la section 3.4, la distribution de la variable aléatoire Z_1^0 résulte de l'agrégation des variations sur une année Z_1^{RC} par catégorie de risques :

$$Z_1^0 = \sum_{RC} Z_1^{RC} = Z_1^{marché} + Z_1^{crédit} + Z_1^{vie} + Z_1^{dommages} + Z_1^{maladie}$$

où

- Z_1^{RC} = variation sur une année pour les catégories de risques RC, RC désignant ici les « risques de marché », les « risques de crédit sans hypothèques », les « risques d'assurance vie », les « risques d'assurance dommages »[9] ou les « risques d'assurance-maladie ».
- les Z_1^{RC} englobent les variations sur une année pour les catégories de risques RC tant pour $\Delta CPR_1'$ que pour $\overline{\Delta CPR}_1^{MVM}$. La modélisation de $\overline{\Delta CPR}_1^{MVM}$ est décrite à la section 6.

La dépendance entre les variables aléatoires par catégorie de risques RC Z_1^{RC} est donnée par la copule gaussienne ayant la matrice de corrélations suivante :[10]

[9] Selon la situation, « dommages » désigne l'assurance dommages, la réassurance ou les captives.

[10] La matrice de corrélations calibre la copule gaussienne, mais ses corrélations ne correspondent en général pas aux corrélations linéaires de Pearson entre les variables aléatoires.

Tableau : Matrice de corrélations entre les catégories de risques

Catégorie de risque	Marché	Crédit	Assurance vie	Assurance dommages	Assurance-maladie
Marché	1.00	0.90	0.15	0.15	0.15
Crédit	0.90	1.00	0.15	0.15	0.15
Assurance vie	0.15	0.15	1.00	0.25	0.25
Assurance dommages	0.15	0.15	0.25	1.00	0.25
Assurance-maladie	0.15	0.15	0.25	0.25	1.00

Cette matrice de corrélations spécifie les dépendances pour une entreprise d'assurance « typique ». Les sections 1 et 4.1.3 traitent deux cas spéciaux divergents. Lorsque les risques encourus divergent de façon significative, une adaptation soumise à approbation ou un modèle interne selon l'art. 46 OS doit être utilisé.

4.1.2 Cas spécial « Assurance de crédit monoliner »

La dépendance entre les risques d'assurance dommages et les risques de marché et de crédit tient à la nature des affaires dommages. Cette remarque concerne en particulier les entreprises qui opèrent de manière prépondérante ou exclusive dans l'assurance ou la réassurance de crédit. Ces dernières sont tenues d'utiliser le modèle standard SST pour l'agrégation avec la matrice de corrélation susmentionnée, mais avec la modification suivante :

- Corrélation entre « marché » et « dommages » : 80 %
- Corrélation entre « crédit » et « dommages » : 80 %

4.1.3 Cas spécial modèle interne pour le risque de crédit de la réassurance ou de la rétrocession passives

Nous considérons le cas où les risques de crédit de la réassurance ou de la rétrocession passives et les risques d'assurance (d'une ou plusieurs catégories de risques, par ex. assurance dommages) sont modélisés ensemble par un modèle interne. Dans cette situation les corrélations définies ci-avant entre les risques d'assurance (y compris le risque de crédit de la réassurance ou de la rétrocession passives) et les risques de marché ou entre les risques d'assurance et les risques de crédit restants, sont typiquement trop basses (en raison aussi de la dépendance élevée entre risques de crédit et risques de marché).

S'il en résulte un écart significatif, une adaptation des corrélations du modèle standard SST pour l'agrégation est requise et doit être demandée dans le cadre du modèle interne pour les risques d'assurance comprenant les risques de crédit de la réassurance ou de la rétrocession passives.

4.2 Calibrage du modèle standard SST pour l'agrégation

La matrice de corrélations pour la copule gaussienne de la section 1.1 est le résultat du processus de calibrage qui suit.

(1) Premièrement, on calibre un modèle de dépendances sous la forme d'une copule dite « gaussienne modifiée ». Cela permet de distinguer entre un régime ordinaire et des régimes de stress dans les dépendances. Dans les régimes de stress, les dépendances sont potentiellement accrues.

(2) Puis on obtient le modèle standard SST pour l'agrégation en calibrant la matrice de corrélations d'une copule gaussienne habituelle de manière à aboutir à un capital cible comparable à celui résultant de la copule gaussienne modifiée visée en (1).

La copule gaussienne modifiée, son calibrage et celui de la copule gaussienne habituelle utilisée dans le SST sont décrits en annexe, à la section 7.2.

5 Méthode standard pour l'agrégation de scénarios

5.1 Agrégation de scénarios à la variation sur une période d'un an modélisée

Les explications suivantes se rapportent à l'art. 43 OS pour le cas où des scénarios doivent être pris en compte par agrégation dans le capital cible. Ceci revient à la situation suivante de la représentation de la section 4:

- Z_1 n'est pas suffisamment couvert par la variation modélisée sur une année Z_1^0 résultant du modèle utilisé, avec une fonction de distribution cumulative $F_0 \equiv F_{Z_1^0}$.

- Z_1 est suffisamment bien couvert lorsque la variable aléatoire Z_1^{scen} pour l'effet des scénarios appropriés est agrégée à Z_1^0.

A la section 5.2, nous décrivons la représentation de Z_1^{scen} et les hypothèses correspondantes. A la section 5.3, nous abordons brièvement le calcul de l'effet d'un scénario. A la section 5.4, nous déduisons la méthode standard pour l'agrégation des scénarios, c.-à-d. pour déterminer la distribution de la somme :

$$Z_1 = Z_1^0 + Z_1^{scen}$$

5.2 Scénarios

Nous supposons que la variable aléatoire Z_1^{scen} pour l'effet des scénarios appropriés a la forme suivante :

(A1) La variable aléatoire Z_1^{scen} est donnée par $Z_1^{scen} = \sum_{s=1}^{S} c_s \cdot 1_{A_s}$.

Ici $c_s \in \mathbb{R}$, et 1_{A_s} désigne la fonction indicatrice de l'ensemble A_s. Nous supposons que :

(A2) les variables aléatoires Z_1^0 et 1_{A_s} pour $s = 1, \dots, S$ sont indépendantes.

Nous interprétons Z_1^{scen} comme l'effet des scénarios $s = 1, \dots, S$, où

- A_s désigne l'événement où le scénario $s \in \{1, \dots, S\}$ survient, avec une probabilité de survenance $P[A_s] = p_s \in [0,1]$ (typiquement faible) ;
- $c_s \in \mathbb{R}$ désigne l'effet du scénario (typiquement négatif).

Nous désignons par A_0 l'événement où aucun scénario ne survient, avec $P[A_0] = p_0$ et l'effet $c_0 = 0$, où nous supposons que $p_0 > 0$. Nous supposons que :

(A3) $\{A_0, A_1, \dots, A_s\}$ définissent une partition (c'est-à-dire une décomposition disjointe) de l'espace de probabilités. En d'autres termes, seul un scénario peut survenir et au maximum une fois par année.

L'effet du scénario c_s doit être défini dans le contexte de l'art. 43 al. 1 OS de telle sorte que c_s est un nombre négatif lorsque la survenance du scénario entraîne une détérioration de la situation, c.-à-d. une réduction du capital porteur de risque. L'hypothèse (A2) correspond à l'hypothèse selon laquelle Z_1^0 n'a aucun effet sur la fréquence de survenance de tel ou tel scénario. L'hypothèse (A3) implique notamment que $p_0 = 1 - \sum_{s=1}^{S} p_s$.

5.3 Calcul de l'effet du scénario

Selon l'art. 43 al. 5 OS, il faut déterminer les effets des scénarios sur le capital porteur de risque à la fin $t = 1$ de la période d'un an à partir de la date de référence. D'autres explications concernant les scénarios dans le SST au sens de l'art. 43 OS figurent dans la description technique scénarios.

5.4 Agrégation des scénarios

Nous obtenons pour la fonction de distribution cumulative $F \equiv F_{Z_1}$ de la variation sur une période d'un an $Z_1 = Z_1^0 + Z_1^{scen}$, par (A1), (A3) et la formule des probabilités totales :

$$F(z) = P[Z_1^0 + Z_1^{scen} \le z] = \sum_{s=0}^{S} P[Z_1^0 + Z_1^{scen} \le z \,|A_s] \cdot P[A_s] = \sum_{s=0}^{S} P[Z_1^0 \le z - c_s \,|A_s] \cdot p_s$$

L'hypothèse (A2) donne $P[Z_0 \le z - c_s \,|A_s] = P[Z_0 \le z - c_s]$. Par conséquent la fonction de distribution cumulative $F_0 \equiv F_{Z_1^0}$ de Z_1^0 se calcule par :

$$F(z) = \sum_{s=0}^{S} F_0(z - c_s) \cdot p_s$$

Pour la mise en œuvre de l'agrégation des scénarios, deux possibilités s'offrent à l'utilisateur :

(a) *l'une basée sur la distribution :* utilisation de la formule indiquée ci-avant pour déterminer la distribution $F(z)$ de Z_1.

(b) *l'autre basée sur la simulation :* simulation de $Z_1 = Z_1^0 + Z_1^{scen}$ en utilisant les hypothèses (A1), (A2) et (A3). Dans le SST-Tool, c'est cette variante qui est implémentée.

6 Modèle standard SST pour le montant minimum (MVM)

6.1 Calcul simplifié du montant minimum

Le montant minimum est une partie de la valeur des engagements d'assurance dans le bilan SST et il est défini à l'art. 30 al. 4 OS. Sont pertinents pour le SST :

(1) le montant minimum MVM_0 au moment $t = 0$ et

(2) le montant minimum MVM_1 au moment $t = 1$.

Pour le calcul du montant minimum MVM_0 au moment $t = 0$ dans le modèle standard, le périmètre du bilan SST au moment $t = 0$ est décrété pour simplifier identique au périmètre du bilan SST au moment $t = 1$, notamment y compris les nouvelles affaires. Le contexte en est le suivant : pour le montant minimum en tant que poste du bilan SST, le périmètre du bilan SST selon l'art. 3 OS-FINMA est pertinent et celui-ci est généralement différent pour $t = 0$ et $t = 1$ et donc pour MVM_0 et MVM_1. Notamment parce que le périmètre du bilan SST au moment $t = 1$ inclut également les nouvelles affaires entre $t = 0$ et $t = 1$. Dans la simplification ci-dessus, MVM_0 et MVM_1 ont la le même périmètre. En particulier, l'effet des nouvelles affaires sur le montant minimum est donc, comme simplification, pris en compte dans le capital porteur de risque et non dans le capital cible. Sans cette simplification, le calcul serait plus compliqué ; pour exprimer les choses simplement, il faudrait notamment que les coûts du capital calculés de façon globale soient décomposés pour chaque période d'un an à partir de la date de référence en une partie pour les affaires existantes et une partie pour les nouvelles affaires (allocation du capital).

La détermination de MVM_0 et MVM_1 est réalisée avec les hypothèses sous-jacentes respectives visées à l'art. 2 OS-FINMA. Étant donné qu'elles se différencient selon la période d'un an actuelle de $t = 0$ à $t = 1$ ($Current\ Year$ CY) et les périodes d'une année après $t = 1$ ($Future\ Years$ FY), nous écrivons le montant minimum MVM_0 comme la somme :

$$MVM_0 = MVM_0^{CY} + MVM_0^{FY}$$

avec

- MVM_0^{CY} = provision pour coûts du capital au moment $t = 0$ pour les coûts du capital pour la période d'un an à partir de la date de référence, c.-à-d. de $t = 0$ à $t = 1$;

- MVM_0^{FY} = provision pour coûts du capital au moment $t = 0$ pour les coûts du capital après la fin $t = 1$ de la période d'un an à partir de la date de référence.

Selon les commentaires relatifs à l'art. 30 al. 4 OS, le « montant minimum ressort des montants futurs principalement stochastiques du capital cible et des taux de coût du capital applicables ». En admettant la simplification selon les commentaires relatifs à l'art. 30 al. 4 OS, la provision pour coûts du capital MVM_0^{FY} est donnée de manière simplifiée par rapport à ce cas général par :

$$MVM_0^{FY} = \sum_{k \geq 1} \frac{\eta_{CoC} \cdot CC_k^{(0,k)}}{\left(1 + r_{0,k+1}\right)^{k+1}}$$

où

- $\eta_{CoC} = 6\% =$ taux des coûts du capital,
- $CC_k^{(0,k)} =$ capital cible pour la période d'un an du moment k à $k+1$ pour $k \geq 1$ dans le cadre de l'évolution jusqu'au moment k attendue au moment $t = 0$ ($CC_k^{(0,k)}$ est ainsi déterministe) et dans le cadre des hypothèses sous-jacentes visées à l'art. 2 al. 2 à 3 OS-FINMA,
- $r_{0,k+1} =$ taux d'intérêt sans risque de 0 à $k+1$ pour la monnaie SST (section 2.3).

L'utilisation ci-dessus des hypothèses sous-jacentes visées à l'art. 2 al. 2 à 3 OS-FINMA pour $CC_k^{(0,k)}$ pour $k \geq 1$ correspond à l'hypothèse suivante : pour MVM_0 et donc pour l'évaluation des engagements d'assurance à la date de référence $t = 0$, les mêmes hypothèses sous-jacentes que pour l'évaluation des engagements d'assurance à la date de référence $t = 1$ (et donc pour MVM_1) seront admises à partir du moment $t = 1$.

La provision pour coûts du capital MVM_0^{CY} pour la période d'un an actuelle sera traitée à la section 6.4.

Le montant minimum MVM_1 en $t = 1$ s'obtient de façon similaire dans le cadre de la simplification selon les commentaires relatifs à l'art. 30 al. 4 OS :

$$MVM_1 = \sum_{k \geq 1} \frac{\eta_{CoC} \cdot CC_k^{(1,k)}}{\left(1 + R_{1,k+1}\right)^k}$$

où

- $CC_k^{(1,k)} =$ capital cible pour la période d'un an du moment k à $k+1$ pour $k \geq 1$ dans le cadre de l'évolution jusqu'au moment k attendue au moment $t = 1$ et dans le cadre des hypothèses sous-jacentes visées à l'art. 2 al. 2 à 3 OS-FINMA,
- $R_{1,k+1} =$ taux d'intérêt sans risque du moment 1 à $k+1$ pour la monnaie SST (section 2.3).

En général, $CC_k^{(1,k)}$ et donc MVM_1 sont stochastiques.

Les sections suivantes décrivent le modèle standard pour le montant minimum :

- Section 6.2 : calcul de la provision pour coûts du capital MVM_0^{FY} ;
- Section 6.3 : composante du montant minimum pour le risque de marché impossible à couvrir comme partie de la provision pour coûts du capital MVM_0^{FY} ;
- Section 6.4 : calcul de la provision pour coûts du capital MVM_0^{CY} pour la période d'un an actuelle ;

- Section 6.5 : composante du capital cible pour le risque de marché impossible à couvrir dans le montant minimum. Elle est utilisée pour le calcul de MVM_0^{CY} (section 6.4) et pour la variation sur une année du montant minimum (section 6.6) ;

- Section 6.6 : variation sur une année du montant minimum pour le calcul du capital cible.

6.2 Provision pour coûts du capital pour les périodes d'une année futures

Dans le modèle standard, on suppose que la provision pour coûts du capital MVM_0^{FY} de la section 6.1 est donnée par la somme :

$$MVM_0^{FY} = MVM_0^{FY,\text{vie}} + MVM_0^{FY,\text{dommages}} + MVM_0^{FY,\text{maladie}} + MVM_0^{FY,\text{nhMarket}}$$

c.-à-d. la somme de

- $MVM_0^{FY,\text{secteur}} =$ « montant minimum des secteurs » pour $\text{secteur} \in \{\text{vie}, \text{dommages}, \text{maladie}\}$, où dommages désigne dommages, réassurance ou captive selon la situation ;

- $MVM_0^{FY,\text{nhMarket}} =$ composante du montant minimum pour les risques de marché impossibles à couvrir.

Le calcul de $MVM_0^{FY,\text{nhMarket}}$ est décrit dans la section 6.3. Le contexte est donné par l'hypothèse sous-jacente sur la base de l'art. 2 al. 2 let. b ch. 2 OS-FINMA (voir aussi les commentaires correspondants), selon laquelle les actifs au moment $t = 1$ sont choisis dans le cadre des prescriptions de l'art. 2 al. 3 OS-FINMA de manière à ce que ne subsiste plus que le risque de marché impossible à couvrir.

Les montants minimums par secteur $MVM_0^{FY,\text{secteur}}$, désignés pour simplifier par MVM_{secteur} (ou MVM_{reins}), pour les secteurs $\text{secteur} \in \{\text{vie}, \text{dommages}, \text{maladie}\}$, couvrent les risques suivants :

- risque d'assurance du secteur,

- risque de crédit des postes actuariels (en premier lieu la réassurance passive),

- scénarios du secteur.

Le risque de crédit des placements est supposé valoir zéro. Les calculs des montants minimums des secteurs, y compris les simplifications éventuelles, sont expliqués dans les descriptions techniques des modèles standard des secteurs, concernant le secteur « assurance dommages » selon le cas dans celle du modèle standard dommages, réassurance ou captive.

6.3 Composante du montant minimum pour les risques de marché impossibles à couvrir

Aux fins de simplification, on suppose que la composante $MVM_0^{FY,\text{nhMarket}}$ du montant minimum pour les risques de marché impossibles à couvrir (*non hedgeables*) est calculée avec la formule suivante :

risques de marché *(standalone)* CC_0^{Market} du capital cible pour la période d'un an de $t = 0$ à $t = 1$ multipliés par un facteur $\mathrm{factor}_{nhMarket}$:

$$MVM_0^{FY,\mathrm{nhMarket}} = \mathrm{factor}_{nhMarket} \cdot CC_0^{Market}$$

où $\mathrm{factor}_{nhMarket}$ est déterminé comme suit :

$$\mathrm{factor}_{nhMarket} = \begin{cases} 6\% \cdot \dfrac{\sum_{\mathrm{secteur}} \chi_{\mathrm{secteur}} \cdot \widetilde{BE}_{\mathrm{secteur}}}{\sum_{\mathrm{secteur}} \widetilde{BE}_{\mathrm{secteur}}}, & \text{falls } \sum_{\mathrm{Sparte}} \widetilde{BE}_{\mathrm{secteur}} > 0 \\ 0, & \text{sonst} \end{cases}$$

où

$$\widetilde{BE}_{\mathrm{secteur}} = \begin{cases} BE_{\mathrm{secteur}} & \text{falls } BE_{\mathrm{secteur}} \geq 0 \\ \max\left(BE_{\mathrm{secteur},>15}; 0\right) & \text{falls } BE_{\mathrm{secteur}} < 0 \end{cases}$$

avec

- $\mathrm{secteur} \in \{\mathrm{vie}, \mathrm{dommages}, \mathrm{maladie}, \mathrm{réassuance}, \mathrm{captive}\}$,
- BE_{secteur} = « *best estimate* » des engagements d'assurance du secteur actualisé avec la courbe de taux sans risque au moment $t = 0$;
- $BE_{\mathrm{secteur},>15}$ = « *best estimate* » des engagements d'assurance du secteur pour les cash flows de toutes les années après 15 ans actualisé avec la courbe de taux sans risque au moment $t = 0$;

et

- $\chi_{\mathrm{secteur}} = 1 \quad \text{pour le secteur} \in \{\mathrm{vie}, \mathrm{maladie}\}$
- $\chi_{\mathrm{secteur}} = 0 \quad \text{pour le secteur} = \mathrm{captives}$[11]
- $\chi_{\mathrm{secteur}} = \begin{cases} 1, & \text{falls } \dfrac{BE^{(N)}_{\mathrm{secteur},>15}}{BE^{(N)}_{\mathrm{secteur}}} \geq 0.1 \text{ und } BE^{(N)}_{\mathrm{secteur}} > 0 \\ 1, & \text{falls } BE^{(N)}_{\mathrm{secteur}} \leq 0 \text{ und } BE^{(N)}_{\mathrm{secteur},>15} > 0 \\ 0, & \text{sonst} \end{cases} \quad \text{pour le secteur} \in \{\mathrm{dommages}, \mathrm{réassurance}\}$

avec

- $BE^{(N)}_{\mathrm{secteur}}$ = « *best estimate* » non actualisé des engagements d'assurance du secteur,
- $BE^{(N)}_{\mathrm{secteur},>15}$ = « *best estimate* » non actualisé des engagements d'assurance du secteur pour les cash flows de toutes les années après 15 ans.

[11] Si une autre valeur est entrée dans le SST-Template, elle conduira aussi dans le cas d'une captive à calculer, au moyen du SST-Tool, une valeur non nulle de la composante $MVM_0^{FY,\mathrm{nhMarket}}$ du risque de marché impossible à couvir.

La convention de signes utilisée pour les *« best estimate »* est : une valeur positive indique un engagement. Pour les *« best estimate »* des engagements d'assurance du secteur et pour le calcul de BE_{secteur}, $BE_{\text{secteur},>15}$, $BE_{\text{secteur}}^{(N)}$ et $BE_{\text{secteur},>15}^{(N)}$, nous renvoyons aux descriptions techniques des modèles standard correspondants des secteurs.

Les cash flows des secteurs vie et maladie induisent en principe des risques de marché impossibles à couvrir au vu du caractère de longue durée de ces cash flows. Néanmoins ceci est négligé si tant le *« best estimate »* au bilan que le *« best estimate »* défini comme valeur actualisée des cash flows après 15 ans sont négatifs. Le secteur captive admet à titre d'hypothèse simplificatrice $\chi_{captive} = 0$ au vu du caractère en général court de ses cash flows ; le risque de marché impossible à couvrir est donc de zéro pour les captives dans le modèle standard.

La formule de calcul de $\chi_{secteur}$ applicable aux secteurs dommages et réassurance part du principe de valeurs de marché fiables pour les obligations d'État jusqu'à une maturité de 15 ans, si bien que seuls les cash flows longs des secteurs dommages et réassurance contribuent de façon substantielle aux risques de marché impossibles à couvrir.

Les 6 % de la formule concernant $\text{factor}_{\text{nhMarket}}$ ne correspondent pas au taux des coûts du capital η_{CoC}, mais résultaient d'une comparaison de l'industrie entre le risque de marché et la composante MVM pour les risques de marché impossibles à couvrir.

Le risque de marché sans prise en compte de la variation sur une année du montant minimum (adaptation définie au sein du modèle standard à la section 6.6) est utilisé pour la composante du montant minimum pour le risque de marché impossible à couvrir de façon cohérente à la calibration de $\text{factor}_{\text{nhMarket}}$.

Dans le cas de participations dans des entreprises d'assurance, par ex. d'une société mère dans les filiales, modélisées avec le modèle standard pour les participations, le risque de marché de la société mère est utilisé, où le risque des filiales est présenté pour chaque catégorie de risques sous le risque de la société mère pour la même catégorie de risques, par exemple le risque d'assurance vie des filiales sous le risque d'assurance vie de la société mère (voir la description technique modèle standard pour les participations, section 3).

6.4 Provision pour coûts du capital pour la période d'un an actuelle

Le calcul de la provision pour coûts du capital MVM_0^{CY} dans le montant minimum pour la période d'un an actuelle de la section 6.1 se distingue du calcul de la provision pour coûts du capital MVM_0^{FY} pour les coûts du capital après la fin $t = 1$ de la période d'un an à partir de la date de référence, en ce que les hypothèses sous-jacentes de l'art. 2 al. 1 OS-FINMA s'appliquent pour MVM_0^{CY}, alors que ce sont les hypothèses de l'art. 2 al. 2 à 3 OS-FINMA qui s'appliquent pour MVM_0^{FY}. De nouvelles affaires sont généralement conclues pendant la période d'un an pour MVM_0^{CY} et le capital porteur de risque n'est pas nécessairement égal au capital cible au début de la période d'un an.

La base pour le calcul de MVM_0^{CY} dans le modèle standard est : dans le cadre d'hypothèses appropriées concernant l'*asset* Liability Management (ALM) de l'entreprise d'assurance, MVM_0^{CY} peut faire l'objet d'une approximation au moyen des coûts du capital actualisés :

$$MVM_0^{CY} = \left(1 + r_{0,1}\right)^{-1} \cdot \eta_{CoC} \cdot CC_0^{(0,0)}$$

pour un capital cible $CC_0^{(0,0)}$, calculé sur la base des hypothèses sous-jacentes suivantes :

- Le risque de marché est limité au risque de marché impossible à couvrir, sans tenir compte du capital éventuellement supérieur au capital cible. (Cela correspond à l'hypothèse qui est également formulée pour le $CC_k^{(0,k)}$ pour $k \geq 1$.)

- Il existe (comme pour le capital cible CC_0) en général des nouvelles affaires après $t = 0$ et jusqu'à $t = 1$.

Nous remarquons accessoirement qu'il en résulte l'expression suivante pour le montant minimum MVM_0 dans le bilan SST à la date de référence $t = 0$ conjointement avec la formule pour MVM_0^{FY} de la section 6.1 :

$$MVM_0 = \sum_{k \geq 0} \frac{\eta_{CoC} \cdot CC_k^{(0,k)}}{\left(1 + r_{0,k+1}\right)^{k+1}}$$

Le calcul du capital cible $CC_0^{(0,0)}$ est effectué (par analogie avec MVM_0^{FY} selon la section 6.2) en tant que somme des composantes du capital cible par catégorie de risques ou par secteur, un secteur pouvant inclure plusieurs catégories de risques :

$$CC_0^{(0,0)} = \sum_{RC} CC_0^{(0,0)RC} = CC_0^{(0,0)\text{vie}} + CC_0^{(0,0)\text{dommages}} + CC_0^{(0,0)\text{maladie}} + CC_0^{(0,0)\text{nhMarket}}$$

avec

- $CC_0^{(0,0)\text{secteur}}$ = composante du capital cible pour le $\text{secteur} = \text{vie}, \text{dommages}, \text{maladie}$, sachant que dommages inclut également réassurance et captive.

- $CC_0^{(0,0)\text{nhMarket}}$ = composante du capital cible pour le risque de marché impossible à couvrir.

MVM_0^{CY} est donc calculé comme :

$$MVM_0^{CY} = \left(1 + r_{0,1}\right)^{-1} \cdot \eta_{CoC} \cdot \left(CC_0^{(0,0)\text{vie}} + CC_0^{(0,0)\text{dommages}} + CC_0^{(0,0)\text{maladie}} + CC_0^{(0,0)\text{nhMarket}}\right)$$

Le calcul des termes est effectué comme suit sur la base des hypothèses sous-jacentes ci-dessus :

- $CC_0^{(0,0)\text{secteur}}$ pour le $\text{secteur} = \text{vie}, \text{dommages}, \text{maladie}$ inclut les risques mentionnés dans la section 6.2 pour $MVM_0^{FY,\text{secteur}}$ mais, pour la période d'un an de $t = 0$ à $t = 1$ comme pour le calcul du capital cible CC_0, y compris le résultat d'assurance attendu issu des nouvelles affaires. Les risques mentionnés dans la section 6.2 sont agrégées de manière comonotone dans un secteur, par analogie avec $MVM_0^{FY,\text{secteur}}$.

- $CC_0^{(0,0)\text{nhMarket}}$ est estimé avec la méthode décrite dans la section 6.5. Cela ne s'applique pas aux captives, car pour celles-ci le risque de marché impossible à couvrir dans le montant minimum vaut zéro par défaut (section 6.3).[12]

6.5 Composante du capital cible pour le risque de marché impossible à couvrir

Pour la provision pour coûts du capital MVM_0^{CY} pour la période d'un an actuelle dans le montant minimum selon la section 6.4, nous avons besoin de la composante $CC_0^{(0,0)\text{nhMarket}}$ du capital cible pour le risque de marché impossible à couvrir. Pour la méthode de la section 6.6, nous avons en outre besoin des composantes $CC_k^{(0,k)\text{nhMarket}}$ correspondantes pour $k \geq 1$. Toutes deux ne sont pas déjà disponibles suite au calcul de la composante $MVM_0^{FY,nh\text{Market}}$ du montant minimum pour le risque de marché impossible à couvrir (section 6.3), mais uniquement $MVM_0^{FY,\text{nhMarket}}$ dans son ensemble. Par analogie avec la section 6.1, nous recherchons par conséquent $CC_k^{(0,k)\text{nhMarket}}$ pour que :

$$MVM_0^{FY,\text{nhMarket}} = \sum_{k\geq 1} \frac{\eta_{CoC} \cdot CC_k^{(0,k)\text{nhMarket}}}{\left(1 + r_{0,k+1}\right)^{k+1}}$$

Pour une estimation simplifiée de $CC_0^{(0,0)\text{nhMarket}}$ et $CC_k^{(0,k)\text{nhMarket}}$ pour $k \geq 1$, nous utilisons une approche avec des « facteurs *run* off » $\delta_k^{\text{nhMarket}}$, ce qui signifie que nous posons pour $k \geq 1$:

$$CC_k^{(0,k)\text{nhMarket}} = CC_0^{(0,0)\text{nhMarket}} \cdot \delta_k^{\text{nhMarket}}$$

Utilisant cela dans l'expression ci-dessus pour $MVM_0^{FY,\text{nhMarket}}$, nous obtenons :

$$MVM_0^{FY,\text{nhMarket}} = CC_0^{(0,0)\text{nhMarket}} \cdot \sum_{k\geq 1} \frac{\eta_{CoC} \cdot \delta_k^{\text{nhMarket}}}{\left(1 + r_{0,k+1}\right)^{k+1}}$$

En isolant $CC_0^{(0,0)\text{nhMarket}}$, nous obtenons une formule pour $CC_0^{(0,0)\text{nhMarket}}$:

$$CC_0^{(0,0)\text{nhMarket}} = MVM_0^{FY,\text{nhMarket}} \cdot \left(\sum_{k\geq 1} \frac{\eta_{CoC} \cdot \delta_k^{\text{nhMarket}}}{\left(1 + r_{0,k+1}\right)^{k+1}} \right)^{-1}$$

et bien sûr comme ci-dessus pour $k \geq 1$:

$$CC_k^{(0,k)\text{nhMarket}} = CC_0^{(0,0)\text{nhMarket}} \cdot \delta_k^{\text{nhMarket}}$$

À présent, nous avons encore besoin d'une estimation des facteurs *run* off $\delta_k^{\text{nhMarket}}$. Pour simplifier, nous choisissons à cet effet des valeurs déjà disponibles $a_k^{\text{nhMarket,secteur}} \geq 0$ pour $k = 0,1,2 \ldots$ par secteur concernant le risque d'assurance, qui sont spécifiées ci-dessous et nous définissons pour $k \geq 1$:

[12] Si au SST-Template la branche "Captive" est entrée, le SST-Tool produit une valeur nulle de $CC_0^{(0,0)\text{nhMarket}}$ contrairement à la section 6.3.

$$\delta_k^{\text{nhMarket}} = \frac{\sum_{\text{secteur}} a_k^{\text{nhMarket,secteur}}}{\sum_{\text{secteur}} a_0^{\text{nhMarket,secteur}}}$$

Par secteur, nous choisissons les valeurs suivantes $a_k^{\text{nhMarket,secteur}}$ pour $k = 0{,}1{,}2$ ..., qui sont utilisées dans le calcul du « montant minimum du secteur » (selon la description technique du modèle standard du secteur) :

- vie : projection du risque d'assurance vie pour les années futures
- dommages : risque de provisionnement des provisions en liquidation restantes au début de l'année future respective (« sinistres PY »)[13]
- maladie : projection du risque d'assurance des engagements viagers (EVI) (« risque d'assurance MI (avant le scénario AS) »)
- réassurance : risque de provisionnement des provisions en liquidation restantes au début de l'année future respective (« Risk class PY risk »)[14]
- captive : la méthode n'est pas appliquée.

6.6 Variation sur une année du montant minimum pour le calcul du capital cible

Selon la section 3, la variation sur une année $\overline{\Delta CPR}_1^{MVM}$ du montant minimum est définie comme la variation sur une année de la provision pour coûts du capital pour les coûts du capital après $t = 1$:

$$\overline{\Delta CPR}_1^{MVM} = -\left(1 + r_{0,1}\right)^{-1} \cdot MVM_1 + MVM_0^{FY}$$

Dans le modèle standard, nous admettons l'hypothèse :

$$\overline{\Delta CPR}_1^{MVM} = 0.$$

Alternativement, la procédure suivante peut être utilisée comme adaptation définie au sein du modèle standard, autrement dit sans approbation préalable de la FINMA. Ceci ne s'applique pas aux utilisateurs du modèle standard captive[15].

Selon la section 6.1, la provision pour coûts du capital MVM_0^{FY} dans le montant minimum au moment $t = 0$ pour les périodes d'un an à partir de $t = 1$ et le montant minimum MVM_1 au moment $t = 1$ sont donnés par

$$MVM_0^{FY} = \sum_{k \geq 1} \frac{\eta_{CoC} \cdot CC_k^{(0,k)}}{\left(1 + r_{0,k+1}\right)^{k+1}}; \qquad MVM_1 = \sum_{k \geq 1} \frac{\eta_{CoC} \cdot CC_k^{(1,k)}}{\left(1 + R_{1,k+1}\right)^{k}}$$

[13] Actuellement le SST-Tool considère en lieu et place le risque "total" dommages à titre de simplification.

[14] Actuellement le SST-Tool considère en lieu et place le risque "total" réassurance à titre de simplification.

[15] A cette fin le SST-Tool considère la branche "Captive" à titre de simplification.

La variation sur une année $\overline{\Delta CPR}_1^{MVM}$ résulte donc du capital cible $CC_k^{(0,k)}$ par rapport à $CC_k^{(1,k)}$ ainsi que de l'actualisation avec les intérêts $r_{0,k+1}$ par rapport à $R_{1,k+1}$. Nous supposons ci-après en guise de simplification :

- *Hypothèse 1* : $CC_k^{(1,k)} = CC_k^{(0,k)}$

Cette hypothèse simplifie grandement la modélisation de la variation sur une année $\overline{\Delta CPR}_1^{MVM}$. $\overline{\Delta CPR}_1^{MVM}$ n'est alors notamment exposé qu'au risque de marché (taux d'intérêt et taux de change). Il s'avère que $\overline{\Delta CPR}_1^{MVM}$ peut alors être représenté directement dans le modèle standard pour le risque de marché, en traitant les coûts du capital $\eta_{CoC} \cdot CC_k^{(0,k)}$ pour $k \geq 1$ comme des cash flows supplémentaires sortants intervenant au moment $k+1$ en monnaie du SST.

Nous supposons pour cela en guise de simplification supplémentaire :

- *Hypothèse 2* : $MVM_0^{FY} = \left(1 + r_{0,1}\right)^{-1} \cdot E[MVM_1]$

La variation sur une année $\overline{\Delta CPR}_1^{MVM}$ est ainsi centrée, ce qui signifie qu'elle a une espérance mathématique 0 (voir à cet égard l'application des hypothèses tirées de l'art. 2 al. 2 et 3 OS-FINMA au $CC_k^{(0,k)}$ pour $k \geq 1$, section 6.1). Nous avons en outre pour l'espérance mathématique $E\left[\left(1 + r_{0,1}\right)^{-1} \cdot MVM_1\right]$:

$$E\left[\left(1 + r_{0,1}\right)^{-1} \cdot MVM_1\right] = MVM_0^{FY} = \sum_{k \geq 1} \frac{\eta_{CoC} \cdot CC_k^{(0,k)}}{\left(1 + r_{0,k+1}\right)^{k+1}}$$

Avec l'hypothèse 1 et la procédure du modèle standard pour le risque de marché, il s'ensuit que nous pouvons écrire $\left(1 + r_{0,1}\right)^{-1} \cdot MVM_1$ pour la variation sur une année $\overline{\Delta CPR}_1^{MVM}$ comme :

$$\left(1 + r_{0,1}\right)^{-1} \cdot MVM_1 = \sum_{k \geq 1} \frac{\eta_{CoC} \cdot CC_k^{(0,k)}}{\left(1 + r_{0,k+1}\right)^{k+1}} \cdot Z_{k+1}$$

avec

- Z_{k+1} = variable aléatoire avec espérance mathématique $E[Z_{k+1}] = 1$, qui fait l'objet d'une distribution log-normale dans le modèle standard pour le risque de marché et qui est utilisée pour la modélisation des placements à revenu fixe et des engagements d'assurance dans la monnaie SST pour les cash flows survenant au moment $k+1$.

La variation sur une année $\overline{\Delta CPR}_1^{MVM}$ est ainsi :

$$\overline{\Delta CPR}_1^{MVM} = -\sum_{k \geq 1} \frac{\eta_{CoC} \cdot CC_k^{(0,k)}}{\left(1 + r_{0,k+1}\right)^{k+1}} \cdot (Z_{k+1} - 1)$$

La représentation décrite plus haut dans le modèle standard pour les risques de marché est alors issue de la structure de ce modèle standard et figure dans la description technique correspondante.

Le capital cible $CC_k^{(0,k)}$ pour $k \geq 1$ dans la formule ci-dessus pour $\overline{\Delta CPR}_1^{MVM}$ est calculé par analogie avec MVM_0^{FY} selon la section 6.2 et $CC_0^{(0,0)}$ selon la section 6.4 comme la somme :

$$CC_k^{(0,k)} = CC_k^{(0,k)\text{vie}} + CC_k^{(0,k)\text{dommages}} + CC_k^{(0,k)\text{maladie}} + CC_k^{(0,k)\text{nhMarket}}$$

avec (pour $k \geq 1$) :

- $CC_k^{(0,k)\text{secteur}}$ = composante centrée du capital cible pour le $\text{secteur} = \text{vie}, \text{dommages}, \text{maladie}$, sachant que dommages inclut également réassurance.
- $CC_k^{(0,k)\text{nhMarket}}$ = composante du capital cible pour le risque de marché impossible à couvrir.

$CC_k^{(0,k)\text{Sparte}}$ est ici calculé pour $k \geq 1$ avec la méthode utilisée pour calculer la composante correspondante $MVM_0^{FY,\text{secteur}}$ du montant minimum (section 6.2, avec l'étendue des risques qui y est énoncée pour $MVM_0^{FY,\text{secteur}}$) et décrite dans la description technique correspondante, pour le secteur dommages dans celle du modèle standard dommages ou réassurance selon la situation.

La procédure de la section 6.5 est utilisée pour la composante $CC_k^{(0,k)\text{nhMarket}}$.

Dans le cas de participations dans des entreprises d'assurance, par exemple d'une société mère dans des filiales, qui sont modélisées avec le modèle standard pour les participations, la variation sur une année dans le montant minimum des filiales n'est pas prise en compte dans le calcul du capital cibles de la société mère afin de simplifier l'implémentation (la variation sur une année dans le montant minimum de la société mère est en revanche prise en compte). Si la variation sur une année du montant minimum des filiales doit néanmoins être prise en compte, la feuille de calcul « MVM-Berechnungen-Template » du test pilote 2024 peut être utilisée pour son calcul ou la méthode correspondante décrite ici peut être utilisée et les cash flows des coûts de capital des filiales peuvent être saisis dans les *SST-Templates* des filiales.

7 Annexe

7.1 Expected shortfall et capital cible

7.1.1 Définitions et caractéristiques

Selon l'art. 35 al. 2 OS, le capital cible CC_0 s'exprime comme suit (section 2.1.3) :

$$CC_0 = -ES_\alpha\left[\left(1 + r_{0,1}\right)^{-1} \cdot CPR_1 - CPR_0\right]$$

L'*expected shortfall* ES_α selon l'art. 36 OS est défini à l'annexe 3 de l'OS. La probabilité de survenance $\alpha \in (0,1)$ est généralement faible et, selon l'art. 22 OS, égale à 1 %, avec le niveau de protection selon l'art. 9*b* al. 1 let. a LSA donné par $99\,\% = 1 - \alpha$. ES_α correspond ici à l'*expected shortfall* « inférieur » :

$$ES_\alpha[X] = \frac{1}{\alpha}\int_0^\alpha q_u(X)\,du$$

où le u-quantile $q_u(X)$ pour $u \in (0,1)$ avec la mesure de probabilité « *real-world* » P est donné par :

$$q_u(X) = \inf\{x \in \mathbb{R} | P[X \leq x] \geq u\}$$

Dans cette représentation de l'*expected shortfall*, les pertes dans la variable aléatoire X ont un signe négatif (autrement dit une valeur négative), ce qui correspond généralement aux valeurs de la variation sur une année $\left(1 + r_{0,1}\right)^{-1} \cdot CPR_1 - CPR_0$ pertinentes pour le capital cible. En outre, l'*expected shortfall* inférieur est calculé en utilisant les plus petits quantiles (queue gauche de la distribution). Il en découle que le risque (en tant que possibilité de pertes) est en général exprimé par des nombres négatifs. Le capital cible est égal au négatif de l'*expected shortfall*, le risque est donc exprimé sous la forme d'un besoin positif de capital. Ce signe est habituel pour la mesure du risque[16].

Pour une variable aléatoire X avec une distribution continue, l'*expected shortfall* peut aussi se calculer comme espérance mathématique de X conditionelle à la survenance des « événements de shortfall » pour X :

$$ES_\alpha[X] = E[X|X \leq q_\alpha(X)]$$

Certains modèles standard, en particulier pour le risque d'assurance, utilisent l'*expected shortfall* « supérieur » $ES^\beta[\cdot]$, qui est défini comme suit pour $\beta \in (0,1)$:

$$ES^\beta[Y] = \frac{1}{1-\beta}\int_\beta^1 q_u\,(Y)du$$

[16] Dans la littérature, l'*expected shortfall* ES_α est aussi défini au moyen du signe inverse de celui utilisé ici, qui correspond à la mesure de risque, par ex. C. Acerbi, D. Tasche, 2002. On the coherence of expected shortfall. Journal of Banking & Finance 26, 1487-1503.

Dans cette représentation, les pertes concernant la variable aléatoire Y sont souvent exprimées avec un signe positif. L'*expected shortfall* « supérieur » est calculé en utilisant les plus grands quantiles (queue droite de la distribution). L'*expected shortfall* inférieur et supérieur sont liés par la relation suivante :

$$ES_\alpha[X] = -ES^{1-\alpha}[-X]$$

Le tableau ci-dessous donne un aperçu des deux conventions employées pour l'*expected shortfall*, X et Y correspondant à des variables aléatoires.

	Convention standard SST	**Convention alternative (queue droite)**
u-quantile pour $u \in (0,1)$	$q_u(X) = \inf\{x \in \mathbb{R} \mid P[X \leq x] \geq u\}$	Même définition
Expected shortfall	$ES_\alpha[X] = \frac{1}{\alpha}\int_0^\alpha q_u(X)\,du$	$ES^{1-\alpha}[X] = \frac{1}{\alpha}\int_{1-\alpha}^1 q_u(X)du$
Invariance par translation ($a \in \mathbb{R}$)	$ES_\alpha[X+a] = ES_\alpha[X] + a$	$ES^{1-\alpha}[X+a] = ES^{1-\alpha}[X] + a$
Monotonie (pour $X \leq Y$)	$ES_\alpha[X] \leq ES_\alpha[Y]$	$ES^{1-\alpha}[X] \leq ES^{1-\alpha}[Y]$
Sous-additivité	$ES_\alpha[X] + ES_\alpha[Y] \leq ES_\alpha[X+Y]$	$ES^{1-\alpha}[X+Y] \leq ES^{1-\alpha}[X] + ES^{1-\alpha}[Y]$
Homogénéité positive ($a > 0$)	$ES_\alpha[a \cdot X] = a \cdot ES_\alpha[X]$	$ES^{1-\alpha}[a \cdot X] = a \cdot ES^{1-\alpha}[X]$
Expression pour les variables aléatoires continues	$ES_\alpha[X] = E[X \mid X \leq q_\alpha(X)]$	$ES^{1-\alpha}[X] = E[X \mid X \geq q_{1-\alpha}(X)]$

7.1.2 Mesure de risque et diversification

En utilisant la même convention de signes que pour le capital cible, nous exprimons ainsi la mesure de risque :

$$\rho(X) = -ES_\alpha[X]$$

Prises ensemble, l'invariance par translation et l'homogénéité positive deviennent (pour $a > 0$) :

$$\rho(a \cdot X + b) = a \cdot \rho(X) - b$$

Et la sous-additivité :

$$\rho(X+Y) \leq \rho(X) + \rho(Y)$$

De manière générale, le principe de sous-additivité implique que le risque d'une somme de variables aléatoires ne peut être supérieur à la somme des risques pris séparément *(standalone risk)*. Ce principe correspond à l'effet de diversification, par exemple obtenu entre les risques d'assurance, de marché et de crédit. Cet effet est représenté par une valeur négative comme réduction du risque relativement à une situation de dépendance comonotone entre variables aléatoires:

$$\text{Effet de diversification} = \rho\left(\sum_k X_k\right) - \sum_k \rho(X_k)$$

Une question apparentée est celle de l'effet d'un « risque » X_l sur le risque total $X \equiv \sum_k X_k$. Un exemple est « l'effet des scénarios sur le capital cible ». Cet effet s'obtient en calculant l'impact sur le risque total de l'inclusion / exclusion de X_l :

$$\text{Effet} = \rho\left(\sum_k X_k\right) - \rho\left(\sum_{k \neq l} X_k\right)$$

Enfin, concernant l'*expected shortfall*, on peut vouloir définir la contribution du risque X_l au risque total *(risk contribution)*. À des fins de simplification, nous nous limitons aux variables aléatoires à distribution continue. Le *contribution shortfall* de X_l eu égard à $X = \sum_k X_k$ se calcule alors au moyen de l'espérance mathématique de X_l conditionelle à la survenance des événements de shortfall pour X :

$$\text{Contribution shortfall} = CS_\alpha(X_l|X) = E[X_l|X \leq q_\alpha(X)]$$

L'*expected shortfall* total résulte alors de la somme des *contribution shortfalls :*

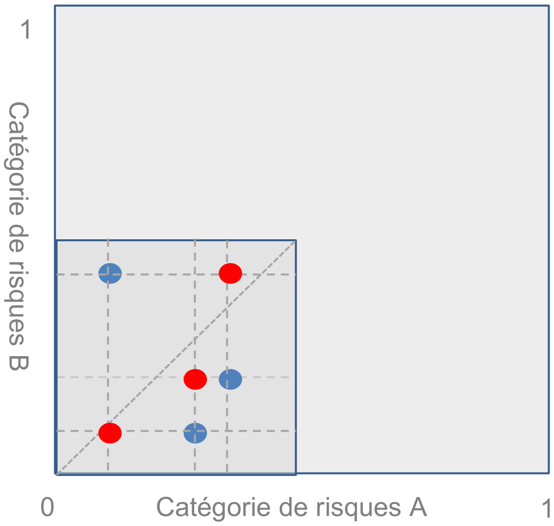
$$ES_\alpha[X] = \sum_k CS_\alpha(X_k|X)$$

7.2 Copule gaussienne modifiée

7.2.1 Copule gaussienne modifiée

Idée de réarrangement *(reordering)*

L'idée de réarrangement peut être représentée par l'illustration suivante. Nous considérons les dépendances entre deux catégories de risques dans la « queue inférieure » (percentiles bas), ce qui correspond dans notre cas aux « mauvais résultats », c'est-à-dire à un RTK_1 bas causé par ces deux catégories de risques. Les trois points bleus (clairs) sont donnés par une certaine copule. Le « réarrangement » de ces trois points vise à renforcer la dépendance dans la « queue inférieure ».



Les trois points rouges (foncés) sont les points réarrangés sous un réarrangement « comonotone ». Le point rouge le plus proche de zéro résulte de la plus petite valeur de la catégorie de risques A pour les trois points bleus et de la plus petite valeur de la catégorie de risques B pour les trois points bleus, le point rouge suivant, des deuxièmes valeurs les plus petites, et le troisième, des valeurs les plus élevées. On voit que les trois points rouges sont plus proches de la diagonale, ce qui signifie que la dépendance s'est accrue avec le réarrangement. Il convient également de noter que les projections sur les catégories de risques A et B n'ont pas été modifiées.

Régime ordinaire et régime extrême

Pour modéliser les dépendances entre les catégories de risques à l'aide de la copule gaussienne modifiée, il convient de prendre en compte la propriété suivante :[17]

- Propriété *(« synthetic fact »)* : en comparaison des « situations ordinaires », les dépendances entre les catégories de risques sont accrues dans les « situations extrêmes ». C'est-à-dire que les variables aléatoires des catégories de risques prennent simultanément des valeurs basses (c'est-à-dire des RTK_1 bas) avec probabilité élevée.

Pour modéliser cette propriété, nous supposons qu'il y a différents régimes $s = 0,1, \dots, S$ avec probabilité de survenance p_s. Les régimes se distinguent par dépendances entre les catégories de risques. Pour chaque année SST, un unique régime survient (ce qui signifie que $\sum_{s=0}^{S} p_s = 1$). $s = 0$ désigne le « régime ordinaire » dans lequel les dépendances sont données par une copule C_0 définie (par ex. une copule gaussienne), mais qui n'est pas appropriée pour les « régimes extrêmes » $s = 1, \dots, S$.

[17] En ce qui concerne le modèle de la copule gaussienne habituelle de la section 4.2, cette propriété n'est remplie que dans le résultat.

Réarrangement conditionnel

La copule gaussienne modifiée est un cas spécial de « réarrangement conditionnel ». Nous expliquerons d'abord le réarrangement conditionnel avant de passer à la copule gaussienne modifiée.

Soit $I \in \{0,1, \dots, S\}$ la variable aléatoire indicatrice pour le régime réalisé, avec $P[I = s] = p_s$. $A_s = \{I = s\}$ pour $s = 0,1, \dots, S$ définit une décomposition disjointe de l'espace de probabilités en fonction des régimes réalisés, avec $P[A_s] = p_s$. Pour le réarrangement conditionnel, il convient de définir une copule comme mélange *(mixture)* des régimes s. C'est-à-dire étant donné les fonctions de distribution $F_s(a_1, \dots, a_d)$ des variables aléatoires définies sur A_s, une copule $\tilde{C}$ calculée comme suit :

$$\tilde{C}(a_1, \dots, a_d) = \sum_{s=0}^{S} P[A_s] \cdot F_s(a_1, \dots, a_d) \quad \text{für } (a_1, \dots, a_d) \in [0,1]^d$$

Ceci définit une copule lorsque $\tilde{C}$ est une fonction de distribution avec des marginales uniformément distribuées sur $[0,1]$. Comme mélange, $\tilde{C}$ est une fonction de distribution car les F_s sont des fonctions de distribution. Pour précisément, nous choisissons des fonctions de distribution $F_s$de forme suivante :

$$F_s(a_1, \dots, a_d) = C_s\left(F_{s,1}(a_1), \dots, F_{s,d}(a_d)\right)$$

pour les copules C_s et les distributions marginales $F_{s,i}$. C_0 représente la copule pour le régime ordinaire susmentionnée et nous désignons par $X_0 = \left(X_{0,1}, \dots, X_{0,d}\right)$ un vecteur aléatoire sur la totalité de l'hypercube $[0,1]^d$ avec une fonction de distribution donnée par la copule C_0.

L'idée de « réarrangement conditionnel » consiste désormais en ceci : les distributions marginales $F_{s,i}$ de la copule C_0 restreintes à A_s sont utilisées pour toutes les fonctions de distribution F_s, à savoir

$$F_{s,i}(a_i) = P\left[X_{0,i} \leq a_i | A_s\right]$$

mais pour $s = 1, \dots, S$, la structure de dépendances est définie par des copules C_s, à la place de C_0. Ici, il convient d'être attentif au fait que X_0 restreint à A_0 a la distribution supposée F_0, car

$$F_0(a_1, \dots, a_d) = C_0\left(P\left[X_{0,1} \leq a_1 | A_0\right], \dots, P\left[X_{0,d} \leq a_d | A_0\right]\right) = P\left[X_{0,1} \leq a_1, \dots, X_{0,d} \leq a_d | A_0\right]$$

Pour que $\tilde{C}$ soit effectivement une copule, il reste à démontrer que les marginales sont uniformément distribuées sur $[0,1]$. Comme les $X_{0,i}$ sont uniformément distribuées sur $[0,1]$, il en résulte par la formule des probabilités totales :

$$\sum_{s=0}^{S} P[A_s] \cdot F_{s,i}(a_i) = \sum_{s=0}^{S} P[A_s] \cdot P\left[X_{0,i} \leq a_i | A_s\right] = P\left[X_{0,i} \leq a_i\right] = a_i$$

Vu que les C_s sont des copules, c'est-à-dire qu'elles ont des marginales uniformément distribuées sur $[0,1]$, il en résulte ce que nous voulions démontrer :

$$\tilde{C}(1, \dots 1, a_i, 1, \dots, 1) = \sum_{s=0}^{S} P[A_s] \cdot C_s\left(F_{s,1}(1), \dots, F_{s,i-1}(1), F_{s,i}(a_i), F_{s,i+1}(1), \dots, F_{s,d}(1)\right)$$
$$= \sum_{s=0}^{S} P[A_s] \cdot C_s\big(1, \dots, 1, F_{s,i}(a_i), 1, \dots, 1\big) = \sum_{s=0}^{S} P[A_s] \cdot F_{s,i}(a_i) = a_i$$

Implémentation du réarrangement conditionnel

La structure de dépendances définie peut être implémentée en réarrangeant pour chaque $s = 1, \dots, S$, les réalisations de X_0 en A_s selon la copule C_s *(«* rank tied *»)* :

(1) Pour $s = 1, \dots, S$, $\left(x_k^{s,1}, \dots, x_k^{s,d}\right)_{k=1,\dots,n}$ désignent les réalisations de X_0 en A_s.

(2) Des échantillons $\left(u_k^{s,1}, \dots, u_k^{s,d}\right)_{k=1,\dots,n}$ sont tirés de la copule C_s pour $s = 1, \dots, S$.

(3) Soit, pour $i = 1, \dots, d$ le rang (par ex.) croissant de $\varphi_i(k) \in \{1, \dots, n\}$ au sein de $x_k^{s,i}$ et $\psi_i(k) \in \{1, \dots, n\}$ le rang croissant de $u_k^{s,i}$ au sein de $\left\{u_1^{s,i}, \dots, u_n^{s,i}\right\}$.

(4) Le réarrangement de $\left(x_k^{s,1}, \dots, x_k^{s,d}\right)_{k=1,\dots,n}$ est ainsi donnée par $\left(x_{\pi_1(k)}^{s,1}, \dots, x_{\pi_d(k)}^{s,d}\right)_{k=1,\dots,n}$ où $\pi_i = {\varphi_i}^{-1} \circ \psi_i$.

Par conséquent, pour $s = 1, \dots, S$, les réalisations de X_0 en A_s sont réarrangées selon la copule C_s sans que les distributions marginales en soient modifiées. Aucun réarrangement n'est requis pour $s = 0$, puisque les réalisations de X_0 en A_0 présentent déjà la distribution correcte (voir ci-dessus). Par conséquent, l'algorithme permet effectivement d'implémenter la copule $\tilde{C}$.

La spécification du réarrangement conditionnel requiert donc pour $s = 0, 1, \dots, S$, les copules C_s et les sous-ensembles $A_s = \{I = s\}$ des régimes avec $P[A_s] = p_s$. Une spécification simple, en particulier pour A_s, est décrite ci-après.

Copule gaussienne modifiée

La copule gaussienne modifiée est définie comme cas spécial de réarrangement conditionnel. Soit C_0 une copule gaussienne et, à titre de simplification, soient C_s pour $s = 1, \dots, S$ également des copules gaussiennes. Pour tenir compte de la propriété souhaitée susmentionnée (« synthetic fact ») concernant les dépendances entre les catégories de risques, nous supposons à titre d'hypothèse simplificatrice que les régimes extrêmes $s = 1, \dots, S$ ne surviennent que dans les hypercubes R_s suivants au sein de $[0,1]^d$ (qui ont tendance à correspondre aux valeurs RTK_1 basses pour les catégories de risques). C'est-à-dire que pour

$$R_s = \left\{(a^1, \dots, a^d) \in [0,1]^d \middle| 0 \le a^i < t_s^i \text{ pour } i = 1, \dots, d\right\} \quad \text{pour } s = 1, \dots, S$$

nous supposons :

$$A_s \subseteq \{X_0 \in R_s\} \text{ für } s = 1, \dots, S$$

Ceci n'est naturellement seulement possible que si $P[X_0 \in R_s] \geq P[A_s] = p_s$ pour $s = 1,..,S$. Nous y reviendrons ci-après sous « conditions restrictives ».

Dans la définition de R_s, les $0 < t_s^i \leq 1$ pour $i = 1, \dots, d$ sont les limites du régime $s = 1, \dots, S$. Le régime ordinaire s = 0 peut en soi aussi survenir dans les hypercubes R_s puisque dans le régime ordinaire aussi, des valeurs basses pour les catégories de risques peuvent survenir simultanément. En vertu de la définition de R_s, pour $s = 1,..,S$, la propriété $A_s \subseteq \{X_0 \in R_s\}$ est invariante sous l'effet du réarrangement, autrement dit elle implique $\tilde{A}_s \subseteq \{X_0 \in R_s\}$ pour chaque réarrangement $\tilde{A}_s$ deA_s.

Pour un régime extrême donné $s = 1, \dots, S$, il résulte de $P[A_s] = p_s$ et $A_s \subseteq \{X_0 \in R_s\}$:

$$p_s = P[I = s, X_0 \in R_s] = P[X_0 \in R_s] \cdot P[I = s | X_0 \in R_s]$$

C'est-à-dire que la probabilité qu'il faille réarranger les points de X_0 au sein de R_s car ils correspondent à une réalisation du régime s dépend de la probabilité que X_0 tombe dans R_s :

$$P[I = s | X_0 \in R_s] = \frac{p_s}{P[X_0 \in R_s]}$$

Il en résulte une variante simple pour la définition des sous-ensembles $A_s = \{I = s\}$:

- Définition des sous-ensembles $A_s = \{I = s\} \subseteq \{X_0 \in R_s\}$ für $s = 1,..,S$: nous supposons que les réalisations $I = s$ au sein de $\{X_0 \in R_s\}$ sont distribuées de manière « identique » en ce sens que pour chaque sous-ensemble $M \subseteq R_s$ avec $P[X_0 \in M] > 0$, on ait :

  $$P[I = s | X_0 \in M] = P[I = s | X_0 \in R_s] = \frac{p_s}{P[X_0 \in R_s]}$$

  A_s peut ensuite être défini comme suit au moyen d'une variable aléatoire de Bernouilli B_s, qui est indépendante de X_0, et avec $P[B_s = 1] = \frac{p_s}{P[X_0 \in R_s]}$:

  $$A_s = \{X_0 \in R_s, B_s = 1\}$$

Pour l'implémentation, ceci signifie que l'on détermine à l'aide de la variable aléatoire indépendante de Bernouilli B_s quelles réalisations de X_0 en R_s sont réarrangées.

Conditions restrictives pour la copule gaussienne modifiée

La copule gaussienne modifiée construite selon les explications ci-avant ne peut pas être définie pour n'importe quels paramètres en raison de la condition restrictive suivante : si $S_0 \subseteq \{1, \dots, S\}$ est un sous-ensemble avec $P\left[X_0 \in \bigcap_{s \in S_0} R_s\right] > 0$, la fonction $s \in \{1, \dots, S\} \mapsto P\left[I = s \middle| X_0 \in \bigcap_{s \in S_0} R_s\right]$ définit une distribution de probabilité et on doit donc en particulier satisfaire à :

$$\sum_{s \in S_0} P\left[I = s \middle| X_0 \in \bigcap\nolimits_{s \in S_0} R_s\right] \leq 1$$

Pour la définition susmentionnée des sous-ensembles $A_s = \{I = s\}$, il en résulte, par l'hypothèse de« distribution identique » qui implique $P\left[I = s \middle| X_0 \in \bigcap_{s \in S_0} R_s\right] = \frac{p_s}{P[X_0 \in R_s]}$, la condition

$$\sum_{s \in S_0} \frac{p_s}{P[X_0 \in R_s]} \leq 1$$

Cette condition est en particulier remplie lorsque

- **Condition restrictive suffisante :**

$$\sum_{s=1}^{S} \frac{p_s}{P[X_0 \in R_s]} \leq 1$$

Paramètres

Pour la copule gaussienne modifiée, il faut définir les paramètres suivants :

(a) Matrice de corrélations de la copule gaussienne C_0 pour le régime ordinaire ;

(b) Probabilité de survenance p_s pour chaque régime extrême $s = 1,..,S$;

(c) Limites t_s^i par catégorie de risques $i = 1, \dots, d$ pour chaque régime extrême $s = 1,..,S$;

(d) Matrices de corrélations de la copule gaussienne C_s pour chaque régime extrême $s = 1,..,S$.

7.2.2 Calibrage de la copule gaussienne modifiée

Pour définir les paramètres visés aux lettres (a) à (d) de la section 7.1.1 concernant la copule gaussienne modifiée, nous considérons des événements qui génèrent des dépendances entre les variables aléatoires Z_{Markt}, Z_{Kredit}, Z_{Leben}, $Z_{Schaden}$ et $Z_{Kranken}$ des variations du CPR en fonction des différentes catégories de risques. Pour ce faire, nous distinguons entre deux calibrages :

Calibrage pour le régime ordinaire (à savoir de C_0)

Dans le régime ordinaire, nous partons de l'hypothèse que les dépendances entre les catégories de risques naissent de l'effet combiné des facteurs de dépendance. Comme exemples de facteurs de dépendances, on peut citer la « hausse de l'inflation », « l'augmentation de la longévité » et la « détérioration des marchés financiers » (détérioration, mais pas une crise).

L'estimation de la matrice de corrélations de la copule gaussienne C_0 issue de l'effet combiné des générateurs de dépendance résulte des étapes suivantes

(1) Par catégorie de risques, l'effet de chaque générateur de dépendance sur les variations du CPR de la catégorie de risques concernée fait l'objet d'une appréciation qualitative pour un assureur « typique » (le CPR « baisse fortement », « baisse » ou « est neutre »).

(2) Pour chaque paire de catégories de risques, l'effet de chaque générateur de dépendance sur les deux catégories de risques fait l'objet d'une appréciation de la dépendance entre les catégories de risques causé par le générateur de risque (« neutre » si chacun des effets est « neutre »; « baisse » si l'un est « baisse » et l'autre « baisse » ou « baisse fortement » ; « baisse fortement » si les deux sont « baisse fortement »).

(3) Pour chaque paire de catégories de risques, la corrélation correspondante résulte de la combinaison des dépendances entre les catégories de risques causée par les générateurs de dépendance considérés.

Calibrage pour les régimes extrêmes (à savoir de p_s, $(t_s^i)_{i=1,\ldots,d}$ et C_s pour $s = 1, \ldots, S$)

Chaque régime extrême est défini par une classe représentative d'événements ayant un effet sur plusieurs catégories de risques (cf. ci-après) et se voit associer une probabilité de survenance p_s. Les étapes suivantes sont réalisées pour chaque régime extrême :

(1) Par catégorie de risques, l'effet des événements sur les variations du CPR de la catégorie de risques concernée fait l'objet d'une appréciation qualitative pour un assureur « typique » (« élevé », « relativement élevé », « moyen », « relativement bas » et « bas »).

(2) De ces appréciations qualitatives s'ensuivent des limites t_s^i pour chaque catégorie de risques et des corrélations de la matrice de corrélations de la copule gaussienne C_s pour chaque paire de catégories de risques. On retient par exemple qu'un effet « élevé » sur la catégorie de risques A et un effet « relativement élevé » sur la catégorie de risques B entraînent une corrélation « relativement élevée ».

Les régimes extrêmes suivants sont pris en compte :

(a) Régime *« financial distress »* / « crise financière » ($s = 1$) : probabilité de survenance $p_1 = 0.01$;

(b) Régime « pandémie » ($s = 2$) : probabilité de survenance $p_2 = 0.01$;

(c) Régime « catastrophe » ($s = 3$) : probabilité de survenance $p_3 = 0.02$.. Entrent par exemple dans ce dernier régime : cat nat, World Trade Center, éruptions volcaniques, Emerging Liability Catastrophe, etc.

Les paramètres pour la copule gaussienne modifiée sont estimés sur la base de relations économiques, d'hypothèses plausibles sur l'effet sur les affaires d'assurance et d'appréciations d'experts de la FINMA et de l'industrie.

7.2.3 Calibrage de la copule gaussienne habituelle pour le SST

La matrice de corrélations de la copule gaussienne habituelle visée à la section 1.1 est calibrée en fonction des résultats SST à l'échelle du marché de sorte que les résultats SST moyens soient les mêmes pour la copule gaussienne modifiée et la copule gaussienne habituelle (par branche et pour les groupes d'assurance génériques).

8 Liste des modifications apportées à ce document

Modification au 31 octobre 2022

(1) Section 6.3 : adaptation du modèle standard pour le montant minimum des risques de marché impossibles à couvrir *(« non hedgeables »)*, afin de prendre également en compte les *« best estimate »* négatifs.

Modifications au 31 octobre 2023

(2) Section 2.1 (Quotient SST, capital porteur de risque et capital cible) : toute cette section est nouvelle. Elle décrit les concepts énumérés dans les grandes lignes, conformément à l'OS révisée (entrée en vigueur le 1er janvier 2024). Elle exprime ces concepts en formules.

(3) Section 3 (Calcul du capital cible) : remplace les anciennes sections 2 et 3.1. Elle présente le calcul du capital cible, de même que certaines simplifications utilisées dans la pratique, en particulier dans la nouvelle section 3.1 en conséquence de la révision de l'OS.

(4) Section 4 (Modèle standard SST pour l'agrégation) : elle correspond à l'ancienne section 3, mais sans les paragraphes 3.1 et 3.3. Elle tient compte des adaptations rendues nécessaires par la révision de l'OS.

(5) Section 5 (Méthode standard pour l'agrégation de scénarios) et section 6 (Modèle standard SST pour le calcul du montant minimum (MVM)) : elles correspondent aux anciennes sections 4 et 5. Elle tient compte des adaptations rendues nécessaires par la révision de l'OS.

(6) Section 7 (Annexe) : elle correspond à l'ancienne section 3.3 (aucun changement).

Modification au 31 janvier 2024

(1) Section 4.1 : suppression d'un « par ex. ».

Modifications au 31 octobre 2024

(1) Le présent document intègre l'OS-FINMA entièrement remaniée, entrée en vigueur le 1er septembre 2024.

(2) Dans différentes sections, adaptation de la notation, harmonisation des renvois à l'OS-FINMA et à la nouvelle Circ. SST, cohérence au sein du document et amélioration des formulations.

(3) Sections 2.2 et 2.3 : nouvelles, expliquent certaines bases et introduisent la notation.

(4) Les sections 3.1 et 3.2 consacrées au calcul du capital cible remplacent des sections préexistantes et expliquent notamment la décomposition de la variation sur une année par classes sous jacente au modèle standard. La section 3.3 est nouvelle et présente un aperçu des modèles standard.

(5) Les sections 6.1 et 6.2 sur le montant minimum remplacent les sections préexistantes. La section 6.4 sur la provision pour coûts du capital pour la période d'un an actuelle, la section 6.5 sur la composante du capital cible pour les risques de marché impossibles à couvrir et la section 6.6 sur la variation sur une année du montant minimum sont nouvelles.

Modifications au 31 octobre 2025

(1) Ensemble du document : introduction de précisions ne modifiant pas la teneur.

(2) Section 2.4 : nouvelle section avec des précisions concernant la valeur estimative la meilleure possible pour l'assurance non-vie comprenant taux d'intérêt, taux de change et cash flows.

(3) Section 3.1 : en lien avec le calcul du capital cible, précisions relatives aux hypothèses pour le SST, en particulier pour l'évaluation, en vertu de l'OS-FINMA.

(4) Section 3.4 : modification du titre et raccourcissement de cette section générale en raison de l'ajout d'une nouvelle section 3.5.

(5) Section 3.5 : nouvelle section décrivant la décomposition (en risques d'assurance, de marché et de crédit) de la variation sur une année du capital porteur de risque issu des contrats d'assurance non-vie.

(6) Section 6.4 : la méthode anciennement d'*opt-in* devient le standard.

(7) Annexe, section 7.1 : nouvelle section avec les formules et les caractéristiques de *l'expected shortfall*

(8) Annexe, section 7.2 : ancienne section 7.1.