

Description technique du modèle standard SST pour l'assurance-maladie

Modèle standard assurances

31 octobre 2023

Tables des matières

1	Introduction	5
1.1	Chapitres sur les bases.....	5
1.2	Chapitres sur l'application dans la pratique	5
2	Assurance-maladie selon la LCA	5
2.1	Définition	5
2.2	Particularités de l'assurance-maladie selon la LCA.....	6
2.3	Affaires d'assurance-maladie dans le bilan SST	6
2.3.1	Etendue du bilan.....	6
2.3.2	Positions dans le bilan SST.....	6
3	Modèle SST pour l'assurance-maladie	7
3.1	Etendue du modèle standard	7
3.2	Groupes de produits.....	8
3.3	Documents et fichiers.....	9
3.3.1	Description technique	9
3.3.2	Template de calcul des <i>EVI</i>	9
3.3.3	Template SST pour l'assurance-maladie	10
4	Modèle d'évaluation des engagements viagers	10
4.1	Principe	10
4.2	Evaluation des engagements viagers	10
4.3	EVI par groupe de produits avant application du plafonnement des primes	12
4.4	Calcul des engagements viagers en fonction des groupes de produits : Paramètres.....	15
4.4.1	Actualisation	15
4.4.2	Nombre de contrats au début.....	15
4.4.3	Mortalité différenciée en fonction du sexe.....	15
4.4.4	Taux de résiliations différenciés en fonction du groupe de produits et du sexe	15

4.4.5	Primes attendues par contrat	15
4.4.6	Inflation des prestations pour des dernières années	16
4.4.7	Prestations attendues par contrat	16
4.4.8	Coûts attendus	18
4.5	Recours au plafonnement des primes (cap) et agrégation des EVI	19
4.6	Tarifs en fonction de l'âge d'entrée	20
5	MI : Risques d'assurance-maladie individuelle	21
5.1	Types de risques	21
5.1.1	Répartition des affaires.....	21
5.1.2	Risques d'assurance-maladie individuelle	22
5.1.3	Risque de provisionnement	22
5.1.4	Risque URR.....	23
5.1.5	Risque CY.....	24
5.2	Modèle de risque des engagements viagers	24
5.2.1	Modèle de risque pour les facteurs de risque mortalité, résiliation, frais de gestion et prestations	24
5.2.2	Variations des facteurs de risque	27
5.2.3	Coefficient de variation des frais de gestion.....	27
5.2.4	Coefficient de variation des prestations	28
5.3	Scénario d'anti-sélection	32
5.3.1	Introduction sur l'anti-sélection	32
5.3.2	Effet de l'anti-sélection	32
5.3.3	Obtention des valeurs dans le template de calcul des EVI	33
5.4	Risque CY	33
5.5	Agrégation des différents risques en maladie individuelle	33
6	CIJ : Risques d'assurance collective d'indemnités journalières.....	34
6.1	Risque de paramètre et risque aléatoire	34
6.2	Détermination de la variance	35
6.3	Scénario d'indemnités journalières en cas de maladie.....	35

7	Risques d'assurance des affaires maladie : agrégation.....	36
7.1	Risques d'assurance pour l'assurance-maladie avant application des scénarios..	36
7.2	Agrégation des scénarios.....	36
7.3	Résultat d'assurance attendu.....	37
7.3.1	Branche CIJ, assurance collective d'indemnités journalières	37
7.3.2	Branche MI, maladie individuelle.....	37
8	Montant minimum (<i>market value margin</i>, <i>MVM</i>).....	37
9	Adaptations propres à l'entreprise	39
10	Description du SST-Health-Template	39
10.1	Intro_SM_Health	39
10.2	HE_update	39
10.3	HE_glossary	39
10.4	HE_prescribed_parameters	40
10.5	HE_calculation_documentation.....	40
10.6	HE_contract_groups	40
10.7	HE_input_VWK	40
10.8	HE_LZV_CF_(classic) et HE_LZV_CF	40
10.9	HE_CV_Leistungen.....	40
10.10	HE_ins_risk_EK	41
10.11	HE_ins_risk_KTG.....	41
10.12	HE_expected_result.....	41
10.13	HE_MVM	41
10.14	HE_input_SST_Template	41
10.15	HE_CGx	41
11	Interface au <i>template SST</i> principal.....	42
11.1	Introduction.....	42
11.2	Données pour le risque d'assurance-maladie individuelle.....	42
11.3	Données pour le risque de marché.....	42

11.4	Données pour le risque d'assurance de l'assurance collective d'indemnités journalières.....	43
11.5	Résultat d'assurance attendu.....	43
11.6	Montant minimum.....	43
11.7	Données de valeurs supplémentaires.....	43

1 Introduction

Cette description technique (appelée ci-après « description de modèle ») définit le modèle standard pour l'assurance-maladie et s'adresse aux entreprises d'assurance soumises au SST qui exploitent l'assurance-maladie (ci-après nommées « assureurs-maladie »).

Cette description de modèle ne couvre pas les modules de quantification des risques de marché, des risques de crédit, des risques d'assurance découlant d'autres branches, de quantification de la réassurance (active) ni non plus l'agrégation des risques de marché, de crédit et d'assurance. Concernant les thèmes non abordés dans le présent document, nous renvoyons aux autres descriptions techniques du modèle standard assurances.¹ Se reporter en particulier à la *description technique du modèle standard SST pour l'agrégation et le montant minimum* concernant la manière générale de déterminer le SST ainsi qu'au guide pratique sur les scénarios dans le SST et leur description technique.

1.1 Chapitres sur les bases

Le chapitre 2 de la présente description de modèle est dédié aux particularités des affaires d'assurance-maladie selon la LCA ainsi qu'à la représentation des affaires dans le bilan SST. Le chapitre 3 contient un aperçu de l'étendue du modèle standard SST assurance-maladie ainsi que des *templates* et des documents mis à disposition. Le chapitre 4 est consacré à la définition des engagements viagers et à la méthode standard utilisée pour leur évaluation. Les chapitres 5 et 6 montrent comment les deux branches liées à l'assurance-maladie, MI (maladie individuelle) et CIJ (assurance collective d'indemnités journalières), sont modélisées ainsi que les hypothèses sous-jacentes. Le chapitre 7 précise le mode d'agrégation des risques de ces deux branches et le chapitre 8 illustre les risques d'assurance pris en compte dans le calcul du montant minimum.

1.2 Chapitres sur l'application dans la pratique

Le chapitre 9 décrit le cadre des adaptations possibles du modèle standard assurance-maladie propres à l'entreprise. Le chapitre 10 contient une description des feuilles du *SST-Health-Template* et le chapitre 11 décrit les recoupements avec d'autres fichiers prescrits par la FINMA.

2 Assurance-maladie selon la LCA

2.1 Définition

L'assurance-maladie selon la LCA concerne les affaires des branches d'assurance B2 et A5 de l'annexe 1 OS qui se répartissent en les deux branches suivantes : assurance collective d'indemnités journalières (CIJ) et assurance-maladie individuelle (MI). Les affaires selon la LAMal ne sont pas soumises au SST et ne sont donc pas traitées dans le présent document.

¹ Disponible sous www.finma.ch > Surveillance > Assurances > Instruments multisectoriels > Test suisse de solvabilité (SST)

2.2 Particularités de l'assurance-maladie selon la LCA

Une caractéristique essentielle de l'assurance individuelle en assurance-maladie selon la LCA réside dans le fait que, dès qu'un assuré est gravement malade ou considéré comme âgé, plus aucun contrat ne peut être conclu auprès d'un autre assureur-maladie. Cette particularité de l'assurance-maladie s'accompagne d'un engagement faisant l'objet d'une disposition contractuelle. Presque systématiquement, les conditions générales de l'assurance individuelle contiennent une disposition stipulant que l'assureur ne peut pas se départir d'un contrat conclu. Le contrat se renouvelle d'année en année tant que l'assuré est en vie et que le preneur d'assurance ne le résilie pas. Cette mesure permet de garantir le maintien de leur couverture aux personnes malades ou âgées. Une telle disposition conduit à un engagement nommé « engagement viager ». Pour les contrats soumis au contrôle tarifaire préventif, les éventuelles adaptations de tarif doivent de plus être approuvées par la FINMA.

Contrairement à l'assureur, l'assuré peut résilier le contrat sous réserve du respect du préavis. Les effets quantitatifs de cet engagement se retrouvent dans le SST, dans le capital porteur de risque et dans le capital cible, plus précisément dans les *engagements viagers*; voir chapitre 4.

La base prudentielle applicable pour leur évaluation et leur saisie dans le SST se trouve aux art. 30 et 32 de l'ordonnance sur la surveillance (OS ; RS 961.011, version du 1er janvier 2024), selon lesquels tous les engagements d'assurance doivent être évalués le mieux possible (*best estimate*).

2.3 Affaires d'assurance-maladie dans le bilan SST

2.3.1 Etendue du bilan

Le Cm 19 de la circulaire FINMA 2017/3 « SST » définit ce que comprend le bilan. Pour l'assurance-maladie individuelle, le modèle standard considère que tous les contrats souscrits l'année précédente et jusqu'au moment t_0 commencent à la date de référence t_0 et qu'ils doivent donc être inscrits au bilan SST au moment t_0 .

En revanche, le modèle standard suppose, pour l'assurance collective d'indemnités journalières, que la simplification selon le Cm 20 de la circulaire FINMA 2017/3 est autorisée. Le bilan SST au moment t_0 contient donc exactement les contrats CIJ dont la période de couverture a commencé *avant* la date de référence.

2.3.2 Positions dans le bilan SST

« Brut » se réfère, pour toutes les positions, à une considération *avant* réassurance.

Les positions suivantes sont pertinentes pour les affaires d'assurance-maladie. Au passif :

- Best estimate (meilleure estimation possible) des engagements d'assurance (maladie) : bruts ;
 - *dont best estimate des engagements d'assurance de l'assurance-maladie individuelle : bruts ;*
 - *dont best estimate des engagements d'assurance de l'assurance collective d'indemnités journalières : bruts.*

Cette position contient notamment les provisions pour sinistres correspondantes pour les affaires déjà acquises.

- Best estimate des engagements viagers (maladie) : bruts.
Se reporter au chapitre 4 pour l'étendue et une description détaillée de la méthode d'évaluation définie selon le modèle standard.
- Provisions pour fluctuation et autres réserves statutaires (maladie) : brutes.
En évaluation conforme au marché, cette position devrait afficher en permanence la valeur 0.
- Best estimate des autres engagements d'assurance (maladie) : bruts.
Indiquer ici les valeurs non encore saisies dans les positions ci-dessus. Cela comprend notamment la valeur actualisée des affaires non encore acquises de l'assurance collective d'indemnités journalières, c'est-à-dire la valeur actualisée des paiements de primes futurs attendus ainsi que des sinistres et coûts attendus.

Les positions suivantes ne sont pertinentes que s'il existe des participations aux excédents correspondantes. Dans ce cas, il faut les expliquer dans le rapport SST.

- Provisions pour parts d'excédents contractuelles (maladie) : brutes
- Provisions pour fonds d'excédents (maladie) : brutes

3 Modèle SST pour l'assurance-maladie

3.1 Etendue du modèle standard

Le modèle standard pour l'assurance-maladie couvre les domaines suivants :

- Evaluation des engagements viagers qui contribuent au capital porteur de risques en tant que position du bilan SST.
- Modèle pour le *risque d'assurance en assurance-maladie* découlant des engagements viagers ainsi que pour celui en assurance collective d'indemnités journalières, qui contribue au capital cible.

L'aperçu suivant illustre l'étendue du modèle standard pour l'assurance-maladie en lien avec le capital cible, les domaines couverts par le modèle standard étant surlignés en bleu foncé. Les domaines surlignés en bleu clair sont ceux dont l'estimation prend en compte la représentation du risque d'assurance. La présente description de modèle traite aussi ces domaines.

Tableau 1: Composition du capital cible

Capital cible							
Risques de marché	Risques de crédit		Risques d'assurance				Scénarios complémentaires
	Place-ments de capitaux	Réassu-rance passive	Assu-rance vie	Assu-rance-maladie	Réassu-rance active	Assu-rance dom-mages	

Tableau 2: Composition des risques d'assurance-maladie

Risques d'assurance-maladie (modèle standard)	
Risques d'assurance-maladie avant scénarios	Scénarios complémentaires anti-sélection et CIJ
MI : Risques d'assurance-maladie individuelle avant scénario	CIJ : Risques d'assurance collective d'indemnités journalières avant scénario

Les affaires d'assurance-maladie non suisses ainsi que les affaires d'assurance-maladie à court terme (qui ne déclenchent aucun engagement viager) ne relèvent pas de l'étendue du modèle standard pour l'assurance-maladie. Les contrats d'assurance voyage font typiquement partie des affaires à court terme. Les couvertures d'assurance-accidents relèvent essentiellement du modèle standard pour l'assurance dommages. Les affaires qui ne relèvent pas ou ne peuvent pas relever de l'étendue du modèle standard pour l'assurance-maladie doivent être prises en compte dans le modèle standard pour l'assurance dommages. La monnaie du SST est le franc suisse (CHF).

3.2 Groupes de produits

Le modèle standard pour l'assurance-maladie comporte deux branches :

- CIJ : assurance collective d'indemnités journalières;
- MI : maladie individuelle.

La branche maladie individuelle est subdivisée en les groupes de produits suivants :

Groupe de produits	Intitulé	Spécification
Produits stationnaires semi-privés, privés et flex	PG1	Sous-ensemble de ADISD02200

Autres produits stationnaires	PG2	Division commune, indemnités journalières d'hospitalisation, etc. ; sous-ensemble de ADISD02200
Produits ambulatoires	PG3	Correspond à ADISD02100
Soins de longue durée	PG4	Correspond à ADISD02300
Assurance individuelle d'indemnités journalières	PG5	Correspond à ADISD02400

On procède à la partition suivante du groupe de produits n° 1 aux fins d'évaluation des engagements viagers:

Sous-groupe	Intitulé	Spécification
Produits stationnaires Division semi-privée	PG1a	Sous-ensemble de ADISD02200
Produits stationnaires Division privée	PG1b	Sous-ensemble de ADISD02200
Produits stationnaires Flex	PG1c	Sous-ensemble de ADISD02200

3.3 Documents et fichiers

La FINMA spécifie le modèle standard pour l'assurance-maladie au moyen des documents et fichiers indiqués ci-après, lesquels sont disponibles sur le site internet de la FINMA à la page pour le Test suisse de solvabilité (SST).²

3.3.1 Description technique

Le présent document « Modèle standard assurances, description technique du modèle standard SST pour l'assurance-maladie » (ci-après « description de modèle ») contient la description technique complète du modèle standard pour l'assurance-maladie.

3.3.2 Template de calcul des *EVI*

Le modèle standard pour l'assurance-maladie utilise une méthode standard pour le calcul du montant des engagements viagers (EVI). Le fichier Excel « Berechnungs-*Template* LZV » (template calcul des

² Disponibles sous www.finma.ch > Surveillance > Assurances > Instruments multisectoriels > Test suisse de solvabilité (SST)

EVI) comprend une implémentation de cette méthode pour les tarifs selon l'âge effectif (voir chapitre 4) ainsi qu'une aide au calcul pour déterminer les sensibilités des facteurs de risque (voir point 5.2.2).

3.3.3 Template SST pour l'assurance-maladie

Le fichier Excel « *SST-Health-Template* » est utilisé pour documenter les données à traiter et les résultats (partiels) ainsi que pour certains calculs automatisés dans le *template*. D'autres calculs sont exécutés en dehors du template. Le *SST-Health-Template* doit être envoyé à la FINMA dûment rempli et joint au rapport SST. Une description du *SST-Health-Template* se trouve au chapitre 10.

4 Modèle d'évaluation des engagements viagers

4.1 Principe

Un produit d'assurance-maladie dans la branche maladie individuelle n'entraîne des *engagements viagers* que si :

- l'assureur ne peut pas résilier le contrat une fois que celui-ci a été conclu ;
- le preneur d'assurance, contrairement à l'assureur, peut résilier le contrat à condition de respecter le préavis.

La méthode standard d'évaluation des engagements viagers dans le SST est décrite ci-après. Les prescriptions décrites ici s'appliquent, qu'il s'agisse de tarifs en fonction de l'âge effectif ou en fonction de l'âge d'entrée – à l'exception du calcul des primes indiqué au point 4.2, lequel s'applique uniquement aux tarifs en fonction de l'âge effectif.

4.2 Evaluation des engagements viagers

La valeur estimative la meilleure possible des engagements viagers au moment t_0 est la valeur attendue³ des futurs flux de paiements garantis contractuellement, actualisés au moyen de la courbe des taux sans risque et qui tient compte des principes suivants :

V1. Contrats considérés

Les engagements viagers tiennent compte de tous les contrats pluriannuels existants de la branche MI à la date de référence du SST t_0 qui ne peuvent pas être résiliés par l'entreprise d'assurance, notamment des produits au sens de l'art. 4 al. 2 let. r LSA (c'est-à-dire ceux dont les adaptations de tarif doivent être approuvées par la FINMA). La durée de projection est de 50 ans.

³ Il s'agit là d'une valeur estimative, c'est-à-dire d'un nombre réel déterminé.

Contrairement à l'assureur, le preneur d'assurance peut résilier le contrat sous réserve du respect d'un préavis. Un tel contrat se renouvelle d'année en année tant que le preneur d'assurance ne le résilie pas et que l'assuré est en vie ; il relève donc des contrats pluriannuels.

V2. *Cash-flows* considérés

La valeur estimative la meilleure possible des engagements viagers est le négatif de la valeur attendue, actualisée au moyen de la courbe de taux de la FINMA, des primes futures attendues moins les prestations futures attendues et les frais de gestion futurs attendus, calculée pour l'ensemble de la durée de vie du contrat, mais 50 ans au plus. Les primes sont limitées à partir de la sixième année de projection.

Les prestations, frais de gestion et primes futurs sont déterminés en fonction des informations et circonstances actuelles au jour de référence du SST t_0 conformément aux prescriptions méthodologiques de la FINMA. Des développements tels que l'augmentation des coûts de la santé, lesquels peuvent entraîner des adaptations de tarifs, ne sont pas explicitement pris en compte dans le modèle d'évaluation, car le renchérissement futur exogène dans le modèle standard est censé correspondre exactement aux adaptations de primes futures. Sur la base de cette hypothèse, la FINMA ne permet donc aucune adaptation hypothétique de primes futures dans le modèle standard.

Si dans une situation particulière il y a une décision d'adaptation de primes entrée en force ou un plan d'adaptation des primes approuvé par la FINMA, cette adaptation des primes n'est plus considérée comme hypothétique et doit se refléter dans la valeur estimative la meilleure possible des engagements viagers.

V3. Plafonnement des primes (*cap*)

A partir de la sixième année de projection, les primes dans la projection des engagements viagers doivent être limitées de manière à ce que le rapport des charges de sinistres et de frais aux recettes de primes (*combined ratio*) de l'année de projection concernée ne descende pas en dessous d'un seuil de 90 %. Des marges de gains potentiellement illimitées ne sont donc admises en intégralité que pour les cinq premières années de la projection, soit pour l'année actuelle et les quatre années suivantes. Ce plafonnement des primes (*cap*) doit être déterminé au niveau des différents groupes de produits. Au final, le rapport des charges de sinistres et de frais aux recettes de primes, à déterminer séparément pour chaque groupe de produits (défini par [prestations + frais de gestion selon hypothèses SST] / [primes par année]), ne doit pas être inférieur à 90 % à partir de la sixième année.

Les thèmes suivants vont être abordés ci-après :

- Engagements viagers en fonction des groupes de produits avant application du plafonnement des primes
 - Calcul des engagements viagers en fonction des groupes de produits : paramètres
 - Méthode de lissage des prestations
- Application du plafonnement des primes

- Agrégation des engagements viagers

4.3 EVI par groupe de produits avant application du plafonnement des primes

La projection des engagements viagers (EVI ou par abréviation allemande de « *Langzeitverpflichtungen* » LZV dans les formules) est réalisée séparément par groupe de produits, sachant que le PG1 est subdivisé en trois sous-groupes (se reporter à la section 3.2).

Si la subdivision du PG1 en les trois sous-groupes PG1a division semi-privée, PG1b division privée et PG1c flex ne semble pas pertinente, car les données correspondantes sont insuffisantes, ces trois sous-groupes peuvent alors, dans certains cas fondés, être modélisés ensemble comme PG1. La démarche choisie doit être décrite en détail dans le cadre du rapport SST et est considérée comme adaptation non soumise à approbation du modèle standard au sens du cm 106 de la circulaire FINMA 2017/3 « SST ».

Dans le portefeuille concerné selon V1, les contrats doivent être regroupés en fonction de l'âge et du sexe de l'assuré au jour de référence du SST t_0 .

Pour un groupe de produits ou un sous-groupe, cela donne :

$$LZV_{\text{without cap}} = \sum_{k \geq 0} v_k \cdot E(-CF_k) = - \sum_{k \geq 0} v_k \cdot (E(CF_k^{\text{male}}) + E(CF_k^{\text{female}}))$$

où le sexe $g \in \{\text{male; female}\}$ et

$$E(CF_k^g) = \sum_{x \geq 0} B_x^g \cdot {}_{(k)}p_x^g \cdot \{ {}_{(k)}\Pi_x^g - {}_{(k)}\Lambda_x^g - {}_{(k)}K_x^g \}$$

Reformulé, cela donne :

$$\begin{aligned} LZV_{\text{without cap}} &= - \sum_{g \in \{\text{male; female}\}} \sum_{x \geq 0} B_x^g \cdot \sum_{k \geq 0} v_k \cdot {}_{(k)}p_x^g \cdot \{ {}_{(k)}\Pi_x^g - {}_{(k)}\Lambda_x^g - {}_{(k)}K_x^g \} \\ &= - \sum_{b \in PG} \sum_{k \geq 0} v_k \cdot {}_{(k)}p_{x_b}^{g_b} \cdot \{ {}_{(k)}\Pi_{x_b}^{g_b} - {}_{(k)}\Lambda_{x_b}^{g_b} - {}_{(k)}K_{x_b}^{g_b} \} \end{aligned}$$

La réassurance passive n'est pas prise en compte ici.

Nous utilisons les désignations suivantes, dont les valeurs à appliquer sont expliquées en section 4.4.

Symbole	Signification	Remarque
$LZV_{\text{without cap}}$	Engagements viagers sans plafonnement des primes (<i>cap</i>) au moment t_0 pour le groupe ou le sous-groupe de produits <i>PG</i> .	$LZV > 0$ indique un besoin (un engagement), $LZV < 0$ indique un avoir.

Symbole	Signification	Remarque
v_k	Facteur d'actualisation	<p>$v_k := (1 + r_k)^{-k}$, c'est-à-dire le facteur d'actualisation du taux d'intérêt sans risque r_k à k ans, donné par la courbe des taux CHF de la FINMA au moment t_0 pour $1 \leq k \leq 49$ et $v_0 = 1$.</p> <p>(Au moment t_0, il n'y a donc pas d'actualisation (c'est-à-dire que $v_0 = 1$), car pour l'année en cours, les primes, les coûts et les prestations échoient au début de l'année dans la projection. D'une manière générale, les primes, les coûts et les prestations échoient toujours au début de l'année dans le modèle.)</p>
CF_k^g	Cash-flow du sexe $g \in \{\text{male}; \text{female}\}$	Cash-flow cumulé de l'année de traitement ($k + 1$), c'est-à-dire de la période où $k \leq t < k + 1$.
B_x^g	<p>Nombre de contrats du groupe ou sous-groupe de produits PG d'âge x et de sexe g au moment t_0.</p> <p>(Dans la suite du présent document, nous renonçons à nommer explicitement PG.)</p>	<p>x est l'âge effectif d'un assuré à la date de référence t_0. La classe d'âge x s'obtient à partir de l'année SST en cours, moins l'année de naissance, moins 1.</p> <p>Seuls sont pris en compte les contrats en vigueur à la date de référence t_0. A contrario, les contrats qui expirent avant la date de référence ne sont pas pris en compte.</p>
${}^{(k)}p_x^g$	<p>Probabilité de survie du contrat de l'assuré, lequel, à la date de référence t_0, est âgé de x ans et jusqu'à ce qu'il atteigne $x + k$ ans ; par « survie », on entend ici le fait que le contrat se poursuive.</p> <p>La probabilité de survie dépend de l'âge et du sexe et se fonde sur les probabilités de résiliation et les tables de mortalité prescrites par la FINMA.</p>	<p>Pour $k = 0$, on pose ${}_{(0)}p_x^g = 1$ et pour $k \geq 1$</p> ${}^{(k)}p_x^g = \prod_{i=1}^k (1 - q_{x+i-1}^g)(1 - s_{x+i-1}^g)$ <p>où q_x^g désigne la mortalité et s_x^g la probabilité de résiliation d'un assuré de la classe d'âge x et de sexe g.</p>

Symbole	Signification	Remarque
${}^{(k)}\Pi_x^g$	<p>Primes attendues pour un contrat d'un assuré à l'âge $x + k$ et de sexe g, qui au moment t_0 relève de la classe d'âge x.</p> <p>Dans notre représentation, la prime attendue est indépendante de l'âge au début du contrat, car le modèle standard reflète uniquement les tarifs en fonction de l'âge. Elle dépend simplement de l'âge x au moment t_0.</p> <p>Pour les tarifs en fonction de l'âge d'entrée, la prime attendue doit être définie par l'entreprise d'assurance.</p>	<p>Nous supposons que :</p> ${}^{(k)}\Pi_x^g = {}^{(0)}\Pi_{x+k}^g = E(P_{x+k}^g)$ <p>où $E(P_{x+k}^g)$ désigne la prime attendue pour l'année en cours pour un contrat d'un assuré d'âge $x + k$ et de sexe g au moment t_0.</p>
${}^{(k)}A_x^g$	<p>Prestations attendues par contrat pour un assuré à l'âge $x + k$ de sexe g, qui au moment t_0 relève de la classe d'âge x.</p>	<p>Nous supposons que :</p> ${}^{(k)}A_x^g = {}^{(0)}A_{x+k}^g = E(L_{x+k}^g)$ <p>où $E(L_{x+k}^g)$ désigne les prestations attendues pour l'année en cours par contrat d'un assuré à l'âge $x + k$ de sexe g au moment t_0.</p> <p>Convention de signe : ${}^{(k)}A_x^g \geq 0$, les éventuelles prestations négatives doivent être justifiées.</p> <p>Interprétation : si $E(P_{x+k}^g) - E(L_{x+k}^g) \geq 0$, alors un tel contrat est « techniquement » rentable (avant les coûts) pour l'année en cours.</p>
${}^{(k)}K_x^g$	<p>Coûts attendus par contrat d'un assuré à l'âge $x + k$ de sexe g, qui au moment t_0 relève de la classe d'âge x.</p>	<p>Nous supposons que :</p> ${}^{(k)}K_x^g = E(\tilde{K}_{x+k}^g)$ <p>où $E(\tilde{K}_{x+k}^g)$ désigne les frais de gestion attendus pour l'année en cours et imputables au contrat d'un assuré d'âge $x + k$ de sexe g au moment t_0.</p> <p>Convention de signe : ${}^{(k)}K_x^g \geq 0$, les éventuels coûts négatifs doivent être justifiés.</p> <p>Interprétation: si $E(P_{x+k}^g) - E(L_{x+k}^g) - E(\tilde{K}_{x+k}^g) \geq 0$, alors un tel contrat est rentable pour l'année en cours après prise en compte des frais de gestion qui lui sont imputables.</p>

Symbole	Signification	Remarque
b	Contrat d'assurance b	x_b, g_b âge correspondant, sexe correspondant

4.4 Calcul des engagements viagers en fonction des groupes de produits : Paramètres

Les prescriptions décrites ici s'appliquent, qu'il s'agisse de tarifs en fonction de l'âge ou en fonction de l'âge d'entrée. Elles garantissent que la valeur estimative la meilleure possible des engagements d'assurance viagers est bien obtenue en fonction de la structure de risques et qu'elle est déterminée en principe de manière uniforme pour toutes les entreprises du fait de l'application de prescriptions uniformes de paramétrage.

4.4.1 Actualisation

Les facteurs d'actualisation résultent de la courbe des taux de la FINMA (voir cm 46 de la circulaire FINMA 2017/3 « SST »). Les données sont indiquées sur la feuille « Inputparam » du *SST-Health-Template*.

4.4.2 Nombre de contrats au début

Détermination de B_x^g : l'entreprise d'assurance connaît le nombre de contrats existants en t_0 de l'année en cours, de chaque groupe et sous-groupe de produits, par sexe et âge.

4.4.3 Mortalité différenciée en fonction du sexe

Détermination de q_x^g : les tables de mortalité utilisées pour les femmes et les hommes tiennent compte de la valeur moyenne des cinq dernières tables périodiques de l'Office fédéral de la statistique, ventilées par sexe. La mortalité best estimate retenue est exprimée par un pourcentage des tables de mortalité utilisées et est publiée dans le template de calcul des EVI (feuille : « HE_Berechnungshilfe ») en janvier 2024 avec les tables de mortalité utilisées (feuille : « qx_m_w »). En matière de mortalité, il n'y a aucune différenciation par groupe de produits.

4.4.4 Taux de résiliations différenciés en fonction du groupe de produits et du sexe

Détermination de s_x^g : les 100 % des probabilités de résiliations relevées dans le cadre du test 2017, agrégées sur l'ensemble du marché, sont utilisés comme valeurs best estimate. Les paramètres pour les résiliations sont intégrés dans le template de calcul des EVI et sont indiqués séparément par sexe, âge et groupe de produits.

4.4.5 Primes attendues par contrat

Détermination de $E(P_x^g)$: l'assureur connaît, par groupe et sous-groupe de produits, la prime attendue pour l'année en cours pour un contrat d'un assuré d'âge x et de sexe g au moment t_0 .

4.4.6 Inflation des prestations pour des dernières années

Ce renchérissement non structurel passé est indiqué par la FINMA (il repose sur des analyses propres ainsi que sur les appréciations des experts de la FINMA) en fonction des groupes de produits et est intégré au template de calcul des EVI. L'inflation non structurelle ne fait aucune distinction en fonction de l'âge ou du sexe. La procédure permettant de la calculer est expliquée à l'annexe C.

4.4.7 Prestations attendues par contrat

Détermination de $E(L_x^g)$:

1^{re} étape : Nous considérons les trois années de traitement (2023, 2022, 2021) et déterminons le nombre de contrats au 31.12 de l'année considérée, qui est désigné par $B_{2023,x}^g$, $B_{2022,x}^g$ et $B_{2021,x}^g$, séparément par groupe et sous-groupe de produits, sexe et âge.

2^e étape : A partir de l'état actuel des connaissances et des données au moment t_0 , les prestations $l_{2023,x}^g$, $l_{2022,x}^g$ et $l_{2021,x}^g$ sont calculées par contrat. Le nombre de contrats correspond au nombre de contrats calculés ci-avant, les prestations en la matière sont les prestations échues au moment t_0 et indiquées séparément par année de traitement.

3^e étape : Détermination du facteur IBNR : f_{IBNR}^{PG}

On part de l'hypothèse selon laquelle les prestations pour les années de traitement (2022, 2021) sont déjà réglées intégralement (« *settled* »). En conséquence, il faut indiquer dans le template du calcul des EVI les prestations dues pour ces deux années, *y compris* les paiements effectués pour ces années de traitement.

Pour l'année précédente, il faut au contraire procéder à une correction IBNR ; à cet effet, il faut déterminer le facteur IBNR f_{IBNR}^{PG} . Nous écrivons SR^{PG} pour les provisions pour sinistres du groupe de produits PG et $ltot_{2023}^{PG}$ pour l'ensemble des sinistres payés (« *paid* ») jusqu'au moment t_0 de l'année de traitement 2023. Le facteur IBNR f_{IBNR}^{PG} est déterminé comme suit :

$$f_{IBNR}^{PG} = \frac{SR^{PG}}{ltot_{2023}^{PG}}$$

4^e étape : Application de l'inflation exogène i_{market}^{PG} ainsi qu'application du facteur IBNR. Ceci au niveau du groupe ou du sous-groupe de produits sur la base des années de traitement :

$$\begin{aligned}\tilde{l}_{2023,x}^g &= (1 + i_{market}^{PG}) \cdot (1 + f_{IBNR}^{PG}) \cdot l_{2023,x}^g \\ \tilde{l}_{2022,x}^g &= (1 + i_{market}^{PG})^2 \cdot l_{2022,x}^g \\ \tilde{l}_{2021,x}^g &= (1 + i_{market}^{PG})^3 \cdot l_{2021,x}^g\end{aligned}$$

5^e étape : Les prestations attendues l_x^g par contrat des âges $x \in \{0, \dots, 100\}$ sont constituées comme valeur moyenne pondérée sur le nombre de contrats $B_{2023,x}^g$, $B_{2022,x}^g$ et $B_{2021,x}^g$ pour les trois observations $\tilde{l}_{2023,x}^g$, $\tilde{l}_{2022,x}^g$ et $\tilde{l}_{2021,x}^g$:

$$l_x^g = \frac{\tilde{l}_{2023,x}^g \cdot B_{2023,x}^g + \tilde{l}_{2022,x}^g \cdot B_{2022,x}^g + \tilde{l}_{2021,x}^g \cdot B_{2021,x}^g}{B_{2023,x}^g + B_{2022,x}^g + B_{2021,x}^g}$$

6^e étape : Méthode de lissage des prestations

Pour les âges de 0 à 90 ans, des moyennes sont également constituées concernant les âges voisins. A partir de l'âge de 91 ans, la moyenne pondérée du portefeuille est utilisée pour les âges de 91 à 100. Dans ce cadre, on sépare également par sexes et groupes de produits.

En conséquence, le calcul donne les prestations attendues suivantes par contrat et groupe ou sous-groupe de produits en fonction du sexe pour les différents âges $x \in \{0,1, \dots, 100\}$:

Pour l'âge de 0 an, on obtient :

$$E(L_0^g) = \frac{1}{2} \sum_{k=0}^1 l_k^g$$

Par âge $x \in \{1,2, \dots, 90\}$ ans, on obtient :

$$E(L_x^g) = \frac{1}{3} \sum_{k=-1}^1 l_{x+k}^g$$

Par âge $x \in \{91, \dots, 100\}$ ans, on obtient :

$$E(L_x^g) = \frac{\sum_{k=91}^{100} \text{Prestations à l'âge } k}{\sum_{k=91}^{100} \text{Nombre de contrats à l'âge } k} = \frac{\sum_{k=91}^{100} B_k^g \cdot l_k^g}{\sum_{k=91}^{100} B_k^g}$$

Remarques :

Les groupes de produits PG1a, PG1b et PG1c sont considérés séparément en ce qui concerne les données des prestations, mais appliquent le facteur $IBNR$ commun f_{IBNR}^{PG1} du PG1 ainsi que l'inflation exogène commune i_{market}^{PG1} du PG1.

Aux étapes 3 et 4, des données historiques ont été transformées afin d'en déduire les valeurs représentatives de l'année en cours au moment t_0 . En la matière, seule une inflation *passée* a été appliquée pour l'actualisation à t_0 . Concernant l'inflation ou les adaptations tarifaires de l'année en cours, il n'y a aucune correction (se reporter au principe V2).

Si l'historique manque entièrement ou partiellement (par exemple pour certains âges ou pour de nouveaux produits, les valeurs manquantes peuvent être déduites par hypothèses à partir du *pricing* ou de la tarification. Dans des cas justifiés, il est aussi possible de se fonder sur un historique des prestations plus long (cinq ans au maximum). La démarche choisie doit être justifiée en détail dans le cadre du rapport SST et est considérée comme adaptation non soumise à approbation du modèle standard au sens du cm 106 de la circulaire FINMA 2017/3 « SST ».

4.4.8 Coûts attendus

Détermination de $E(\tilde{R}_x^g)$: des taux de frais différenciés sont définis et s'appliquent au niveau des cinq groupes de produits (mais pas au niveau des sous-groupes de produits : PG1a, PG1b et PG1c sont considérés ensemble comme le groupe commun PG1).

La méthode appliquée pour la détermination des taux de frais respectifs au niveau des groupes de produits est donc la suivante :

1^{re} étape : Frais de gestion – limités aux cinq groupes de produits :

- Input : utilisation du compte 315200100 *Frais de gestion* pour les trois dernières années calendaires.
- Output : apurement du compte 315200100 *Frais de gestion* par la suppression des frais de gestion qui, avec certitude, ne concernent pas les cinq groupes de produits des engagements voyageurs, mais relèvent d'autres produits / branches (par exemple des produits ressortant des affaires CIJ ou LAA, des produits non LCA : en la matière, chaque entreprise procède comme elle l'entend) et diminution de 5% des frais de gestion ainsi corrigés.

2^e étape : Informations sur les risques en portefeuille – limités aux cinq groupes de produits et répartis entre eux :

- Input : *Risques en portefeuille – Répartition par produits* des trois dernières années calendaires : risques en portefeuille des trois dernières années calendaires, tous groupes de produits confondus ainsi que répartis selon les cinq groupes de produits.
- Output : part des groupes de produits considérés sur l'ensemble des risques en portefeuille des cinq groupes de produits au cours des trois dernières années calendaires.

3^e étape : Informations sur les données de prestations – limitées aux cinq groupes de produits et réparties entre eux :

- Input : prestations des trois dernières années calendaires, tous groupes de produits confondus ainsi que réparties selon les cinq groupes de produits.
- Output : part des groupes de produits considérés sur l'ensemble des prestations des cinq groupes de produits au cours des trois dernières années calendaires.

4^e étape : Répartition des frais de gestion corrigés sur les cinq groupes de produits :

- L'input se trouve déjà aux étapes 1 à 3.
- L'output, ce sont les frais de gestion des trois dernières années répartis sur les groupes de produits et pondérés en fonction des risques et des prestations.
- A partir de là, on obtient la moyenne : elle constitue l'estimation la meilleure possible (best estimate) des frais de gestion corrigés et répartis par groupe de produits.

5^e étape : Taux de frais par groupe de produits

- Input : *frais de gestion* par groupe de produits des trois dernières années ressortant de la 4^e étape. Par groupe de produits, on a encore besoin de la prime respective de l'année considérée.
- Output : par groupe de produits, le résultat obtenu est divisé par la prime respective de l'année considérée, ce qui permet d'obtenir le *taux de frais par groupe de produits* par année calendaire.
- Enfin, on calcule la moyenne sur les trois dernières années (stabilité), ce qui donne le *taux de frais par groupe de produits* pour la projection des engagements viagers.

Les répartitions des frais de gestion, des risques en portefeuille, des prestations et des primes obéissent aux dispositions propres à l'entreprise considérée et doivent être reportées sur la feuille « Input-param_VWK » du template utilisé pour le calcul des EVI.

4.5 Recours au plafonnement des primes (cap) et agrégation des EVI

Le modèle limite les marges de gains à partir de la sixième année de projection ; des marges de gains potentiellement illimitées ne sont donc admises en intégralité que pour les cinq premières années de la projection, c'est-à-dire pour l'année actuelle et les quatre années suivantes.

Le plafonnement des primes (*cap*) doit donc être déterminé au niveau de chacun des groupes de produits PG1, PG2, PG3, PG4 et PG5. Il s'applique globalement au PG1, c'est-à-dire qu'il ne s'applique pas séparément aux sous-groupes PG1a, PG1b et PG1c. Au final, le rapport des charges de sinistres et de frais aux recettes de primes à déterminer séparément pour chaque groupe de produits $\stackrel{\text{def}}{=}$ (prestations + frais de gestion selon hypothèses SST) / (primes par année) à partir de la sixième année de projection ne doit pas être inférieur à 90 %.

Cela donne la formule suivante :

$$LZV_{PG, \text{with cap}} = - \left\{ \sum_{k=0}^4 v_k \cdot (E(CF_k^{\text{male}}) + E(CF_k^{\text{female}})) + \sum_{k \geq 5} v_k \cdot f_{PG, \text{cap}}(CF_k^{\text{male}}, CF_k^{\text{female}}) \right\}$$

où $f_{PG, \text{cap}}$ désigne le plafonnement des primes (*cap*) du groupe produits considéré $PG \in \{PG1, PG2, PG3, PG4, PG5\}$.

L'addition des résultats de tous les groupes de produits (la valeur attendue de l'ensemble des prestations correspond à la somme des valeurs attendues des prestations par groupe de produits, puisque les groupes de produits constituent une partition du portefeuille) donne le total des engagements viagers LZV, lesquels correspondent dans le bilan SST à la position « *Best Estimate des engagements viagers (maladie) : brut* ». Si cette position est négative, alors elle représente un avoir ; si elle est positive, il s'agit d'un besoin, c'est-à-dire d'un véritable engagement. Cela correspond à la convention de signe usuelle pour le bilan SST.

4.6 Tarifs en fonction de l'âge d'entrée

Les prescriptions et principes décrits ci-avant s'appliquent, qu'il s'agisse de tarifs en fonction de l'âge effectif ou en fonction de l'âge d'entrée – à l'exception des primes indiquées au paragraphe 4.2 qui s'appliquent uniquement aux tarifs en fonction de l'âge effectif. Elles garantissent que la valeur estimative la meilleure possible des engagements viagers soit bien obtenue en fonction de la structure de risques et déterminée, au moyen des prescriptions uniformes de paramétrage, en principe de manière uniforme pour toutes les entreprises. Le template de la FINMA conçu pour le calcul des EVI ne s'applique pas aux tarifs en fonction de l'âge d'entrée.

En cas d'utilisation de propres outils de calcul, il faut utiliser les paramètres prescrits par la FINMA, en particulier :

- les groupes et sous-groupes de produits
- l'actualisation
- le nombre de contrats au début
- les probabilités de résiliation et tables de mortalité
- les prescriptions en matière de détermination des prestations
- l'inflation exogène des prestations
- l'application du plafonnement des primes (*cap*)
- la répartition des coûts sur les groupes de produits

Les données sous-jacentes des tarifs en fonction de l'âge d'entrée doivent, à l'instar des résultats des calculs, être communiquées à la FINMA. Concrètement, les données suivantes doivent y être saisies :

- Tous les noms de produits par groupe de produits.
- Le nombre de contrats, les primes, les prestations par composantes au niveau desquelles ces tarifs en fonction de l'âge d'entrée sont modélisés.
- Le cas échéant, les données utiles au calcul des frais de gestion de la feuille « HE_Inputparam_VWK » du fichier Excel « Berechnungs-Template LZV », s'il n'y a que des tarifs en fonction de l'âge d'entrée et que la feuille mentionnée ne doit pas être soumise.
- La marge brute d'autofinancement non actualisée (undiscounted cash-flows) pour le cas de base, les variations et le scénario d'anti-sélection par sexe et pour chacun des sept groupes de produits séparément, avant et après l'application du *cap*. L'agrégation est effectuée au niveau des groupes de produits et non à celui de leurs composantes.

Remarque : C'est possible d'établir les rapports à la FINMA au moyen d'une variante propre à l'entreprise du fichier Excel « Berechnungs-Template LZV », pour autant que cette variante contienne les données mentionnées ci-dessus sous une forme analogue. Dans ce contexte, les feuilles "HE_Input_Produkte", "HE_Input_1" bis "HE_Input_7" et "HE_Cashflow_Auslenkung_0", "HE_Cashflow_Auslenkung_1o", "HE_Cashflow_Auslenkung_1u" etc. sont pertinentes.

5 MI : Risques d'assurance-maladie individuelle

5.1 Types de risques

5.1.1 Répartition des affaires

Nous répartissons les affaires comme suit :

Underwriting year (UY)		Development year						
		1	2	3	4	5	6	...
Existing business
	PUY-3							...
	PUY-2							...
	PUY-1							...
	PUY							...
New business	CUY							...
Future business	CUY+1							...
not in scope of SST

Les lignes représentent les années de souscription :

- Les *affaires existantes* représentent l'ensemble des contrats en cours au moment t_0 qui ont été souscrits jusqu'à t_0 (ligne rouge).
- Les *affaires nouvelles de l'année actuelle* comprennent tous les contrats qui sont souscrits entre t_0 et t_1 (ligne violette), c'est-à-dire pendant la période initiale d'un an.
- Les *affaires nouvelles à la fin de l'année actuelle* comprennent tous les contrats qui seront souscrits au moment $t = 1$ ou ultérieurement. Conformément au cm 36 de la circulaire FINMA 2017/3 « SST », concernant l'évaluation à la fin de la période initiale, on retient l'hypothèse que l'entreprise d'assurance ne conclut plus aucune affaire nouvelle (zone grise).

Les colonnes représentent les années de liquidation (mais reposent sur une vision des années de traitement) ; ainsi, chaque diagonale reflète une année de traitement. L'année de traitement actuelle (qui correspond à la période initiale d'un an à partir de la date de référence) est la diagonale vert foncé et orange foncé ; les années de traitement antérieures sont indiquées en bleu ciel. Les années de traitement futures qui découlent des affaires souscrites jusqu'à t_1 sont indiquées en vert clair et orange clair.

5.1.2 Risques d'assurance-maladie individuelle

Nous désignons par $BE_t(CF) = E(CF | \mathcal{F}_t)$ l'estimation la meilleure possible (*best estimate*) au moment t d'une variable aléatoire CF , qui représente un flux de trésorerie (*cash-flow*), où \mathcal{F}_t indique l'information disponible jusqu'au moment t . CF peut refléter n'importe quel cash-flow, pas obligatoirement un cash-flow au moment t dans le bilan SST. On a $E(BE_t(CF)) = BE_{t_0}(CF)$, où la valeur attendue E est définie en référence à \mathcal{F}_0 et où $t \geq t_0$. $BE_t(CF)$ est une variable aléatoire, tandis que $BE_{t_0}(CF)$ est une estimation la meilleure possible, c'est-à-dire un nombre réel déterminé.

Sauf indication contraire, tous les montants sont actualisés en CHF de manière déterministe à t_0 à l'aide de la courbe de taux prescrite par la FINMA.

Nous décomposons :

$$BE_{t_1}(\text{existing+new}) - BE_{t_0}(\text{existing}) = [BE_{t_1}(\text{existing+new}) - BE_{t_0}(\text{existing+new})] + BE_{t_0}(\text{new})$$

Le premier terme à droite de l'égalité consiste en une différence du même cash-flow des mêmes affaires, mais avec des best estimates à différents moments t_1 et t_0 . Ce terme correspond au risque d'assurance sur une année en maladie individuelle qu'il faut mesurer. Le modèle pour les affaires en maladie individuelle prévoit une distribution centrée à partir de laquelle se calcule le besoin en capital par l'*expected shortfall*. Le deuxième terme définit le résultat d'assurance attendu des affaires nouvelles et atténue le besoin en capital.

Le risque d'assurance sur une année en maladie individuelle peut être décomposé conformément à la partition définie et présentée en section 5.1.1, par linéarité des espérances. Dans ce qui suit, nous désignons par ΔP_{EK} la variable aléatoire correspondante. Par conséquent, nous distinguons par la suite le risque de provisionnement, le risque CY et le risque URR.

5.1.3 Risque de provisionnement

Le risque de provisionnement, également appelé risque PY (*previous years*) et parfois risque de réserves, se rapporte aux années de traitement passées (cases bleu ciel du diagramme de la section 5.1.1) et se définit par :

$$BE_{t_1}(\text{existing and earned}) - BE_{t_0}(\text{existing and earned})$$

$BE_{t_0}(\text{existing and earned})$ désigne les provisions pour sinistres dans le bilan SST. Les provisions pour sinistres au moment t_0 découlent des traitements devant encore être payés issus des années précédentes. On fait ici l'hypothèse que les provisions pour sinistres de l'assureur-maladie existant au moment t_0 sont utilisées dans l'année et qu'elles ne s'étalent pas sur plusieurs années. Autrement dit, $BE_{t_1}(\text{existing and earned; outstanding at } t_1) = 0$.

Le risque de provisionnement correspond donc à la différence entre les dépenses réelles pour le règlement (avec date de règlement antérieure à t_1) et le montant provisionné à cet effet dans la provision pour sinistres. En sus, on suppose que cette différence est négligeable ; le risque de provisionnement est donc négligé.

5.1.4 Risque URR

Le risque URR (URR est le sigle de *unearned risk reserve* = *réserve pour risques non acquis*) s'obtient par

$$BE_{t_1}(\text{existing+new, and unearned at } t_1) - BE_{t_0}(\text{existing+new, and unearned at } t_1)$$

où $BE_{t_1}(\text{existing+new, and unearned at } t_1)$ correspond aux engagements viagers dans le bilan SST au moment t_1 .

Le risque URR est modélisé en s'appuyant sur *l'hypothèse de stationnarité*. En vertu de celle-ci et à titre de simplification, on considère que les nouvelles affaires souscrites durant la période d'une année compensent entièrement les affaires sortantes. Cela signifie qu'en $t = 1$, ce sont précisément les mêmes contrats qu'en $t = 0$ qui sont évalués, le portefeuille n'a pas bougé. Or, entre $t = 0$ et $t = 1$, des contrats sortent du portefeuille en raison de résiliations et du fait de la mortalité, et les assurés survivants sont un an plus vieux. En conséquence, non seulement l'hypothèse de stationnarité pose des postulats *implicites* pour les affaires nouvelles, mais elle compense également intégralement le vieillissement endogène du portefeuille.

L'hypothèse de stationnarité s'exprime précisément en formule par :

$$BE_{t_1}(\text{existing+new, and unearned at } t_1) = BE_{t_1}(\text{existing and unearned})$$

Il s'ensuit que :

$$BE_{t_0}(\text{existing+new, and unearned at } t_1) = BE_{t_0}(\text{existing and unearned})$$

où $BE_{t_0}(\text{existing and unearned})$ correspond aux engagements viagers dans le bilan SST au moment t_0 (avec signe correspondant).

Le risque URR peut donc être représenté comme suit :

$$\begin{aligned} & \overbrace{BE_{t_1}(\text{existing+new, and unearned at } t_1) - BE_{t_0}(\text{existing+new, and unearned at } t_1)}^{LZV_1} \\ & = BE_{t_1}(\text{existing and unearned}) - \underbrace{BE_{t_0}(\text{existing and unearned})}_{LZV_0} \end{aligned}$$

Le risque URR comprend le modèle de risque des engagements viagers (cf. section 5.2) et le scénario relatif à l'anti-sélection (cf. section 5.3). Nous donnons maintenant un aperçu de la marche à suivre pour déterminer le risque URR.

Du fait de l'hypothèse de stationnarité, le portefeuille en t_1 est identique à celui en t_0 . En conséquence, le best estimate en t_1 ne change qu'en raison de modifications de la courbe des taux ou de modifications aléatoires des facteurs de risque « mortalité », « résiliations », « frais de gestion » et « prestations ». Pour ces différents facteurs de risques, les valeurs en t_1 sont différentes de celles en t_0 . Il va donc falloir donner un modèle de probabilité reflétant l'évolution de ces facteurs de risque. Le best estimate en t_1 ne consiste donc plus en un nombre réel, mais en une variable aléatoire dépendant des facteurs de risque (cf. section 5.2.1). Le risque est alors mesuré sur la base de cette variable

aléatoire. Cette variable aléatoire reflète simplement la zone vert clair et orange clair du diagramme ci-avant.

- *Ne sont donc pas mesurés* avec cette approche les risques découlant du vieillissement endogène de l'année actuelle entre t_0 et t_1 , car ce dernier est négligé.
- *N'est donc pas mesuré* avec cette approche le risque de formuler une estimation erronée pour l'année actuelle (case orange foncé) : les paiements dus pour l'année actuelle peuvent différer de l'estimation.
- En revanche, cette approche permet de mesurer *implicitement* une partie des risques des affaires nouvelles puisque, en vertu de l'hypothèse de stationnarité, les affaires nouvelles de l'année actuelle compensent exactement les affaires sortantes du fait des résiliations et de la mortalité ainsi que du vieillissement.

Par ailleurs, un assureur-maladie court le risque que les assurés sains résilient leur contrat et aillent se couvrir ailleurs à meilleur marché. L'anti-sélection est représentée par une *résiliation de masse des classes les plus jeunes* (cf. section 5.3) et agrégée sous forme de scénario au niveau des risques d'assurance.

5.1.5 Risque CY

Le risque de l'année en cours (risque CY; *current year*) correspond au risque de l'année de traitement actuelle (traitement entre t_0 et t_1) ; il est représenté par les cases vert foncé et orange foncé. Il s'écrit comme suit :

$$BE_{t_1}(\text{existing and unearned + new, and earned at } t_1) \\ - BE_{t_0}(\text{existing and unearned + new, and earned at } t_1)$$

Pour le risque CY, on part de l'hypothèse suivante :

- le risque CY des affaires nouvelles (case orange foncé) est négligé,

et le risque CY des affaires existantes et non acquises est modélisé, car les paiements dus pendant l'année actuelle peuvent diverger de l'estimation, cf. section 5.4.

5.2 Modèle de risque des engagements viagers

5.2.1 Modèle de risque pour les facteurs de risque mortalité, résiliation, frais de gestion et prestations

Le modèle de risque des EVI repose sur les facteurs de risque mortalité $RF_{t,q}$, résiliations $RF_{t,s}$, frais $RF_{t,k}$ et prestations $RF_{t,l}$ au moment t . Avec $RF_t = (RF_{t,q}, RF_{t,s}, RF_{t,k}, RF_{t,l})$ et

- $RF_{t,q}$ = probabilité annuelle de mortalité au moment t
- $RF_{t,s}$ = probabilité annuelle de résiliation au moment t
- $RF_{t,k}$ = frais annuels attendus par contrat au moment t

- $RF_{t,l}$ = prestations annuelles attendues par contrat au moment t

Ces facteurs de risque sont supposés suivre une distribution normale multivariée avec valeur attendue $E(RF_t) = RF_0$. Les distributions marginales sont donc elles aussi normalement distribuées, ce que nous indiquons par $RF_{t,q} \sim N(RF_{0,q}, \sigma_q)$, $RF_{t,s} \sim N(RF_{0,s}, \sigma_s)$, $RF_{t,k} \sim N(RF_{0,k}, \sigma_k)$ et $RF_{t,l} \sim N(RF_{0,l}, \sigma_l)$.

Dans ce qui suit, $\widetilde{LZV}(\cdot)$ désigne la fonction d'évaluation des facteurs de risque $RF_{t,q}$, $RF_{t,s}$, $RF_{t,k}$ et $RF_{t,l}$ au moment t : $\widetilde{LZV}(RF_{t,q}, RF_{t,s}, RF_{t,k}, RF_{t,l})$. La fonction d'évaluation correspond aux *EVI* au moment $t = 0$; en appliquant l'hypothèse de stationnarité, elle correspond aux *EVI* au moment $t = 1$. A ce sujet, nous soulignons que l'évaluation des *EVI* est limitée ci-après à ces quatre facteurs de risque, c'est-à-dire que $\widetilde{LZV}(\cdot)$ est une fonction qui dépend de quatre facteurs et qu'elle ne prend pas en compte d'autres facteurs éventuels.

L'objectif consiste à déterminer la distribution de $\Delta\widetilde{LZV}(RF_1) = \widetilde{LZV}(RF_1) - \widetilde{LZV}(RF_0)$.

L'incrément $\Delta RF_{1,i}$ du facteur de risque $RF_{1,i}$ se définit par la différence des valeurs du facteur de risque en $t = 1$ et $t = 0$: $\Delta RF_{1,i} = RF_{1,i} - RF_{0,i}$. Comme $E(RF_{1,i}) = RF_{0,i}$, il s'ensuit $\Delta RF_{1,i} \sim N(0, \sigma_i^2)$ avec $RF_0 > 0$ et $i \in \{q, s, k, l\}$, où σ_i désigne l'écart-type du facteur de risque $RF_{1,i}$.

On procède en suivant le modèle delta normal, c'est-à-dire en supposant que la modification des engagements viagers $\Delta\widetilde{LZV}$ dépend de manière linéaire des modifications stochastiques des facteurs de risque respectifs $\Delta RF_{t,q}$, $\Delta RF_{t,s}$, $\Delta RF_{t,k}$ et $\Delta RF_{t,l}$, où $\Delta RF_{t,i} = RF_{t,i} - RF_{0,i}$ pour $i \in \{q, s, k, l\}$.

Au moment $t = 0$, on a $RF_0 = (RF_{0,q}, RF_{0,s}, RF_{0,k}, RF_{0,l})$ et $\widetilde{LZV}(RF_0) = LZV_0$, où LZV_0 correspond à la valeur des engagements viagers au moment $t = 0$. La valeur des LZV_0 est calculée conformément à la formule indiquée au point 4.3 ; elle est donc connue et indiquée dans le bilan SST.

Au moment $t = 0$, la valeur exacte de $\widetilde{LZV}(RF_1)$ n'est pas connue explicitement, mais le lien fonctionnel l'est. On a

$$\Delta\widetilde{LZV}(RF_1) = \widetilde{LZV}(RF_1) - \widetilde{LZV}(RF_0) \approx \sum_{i \in \{q, s, k, l\}} \frac{\partial \widetilde{LZV}}{\partial RF_{0,i}}(RF_0) \cdot \Delta RF_{1,i},$$

ce qui revient à l'approximation de Taylor de premier ordre de $\widetilde{LZV}(RF_1)$ au moment $t = 0$

$$\widetilde{LZV}(RF_1) \approx \widetilde{LZV}(RF_0) + \sum_{i \in \{q, s, k, l\}} \frac{\partial \widetilde{LZV}}{\partial RF_{0,i}}(RF_0) \cdot \Delta RF_{1,i}$$

Les dérivées partielles peuvent être calculées en utilisant une pente de sécante comme approximation de la pente de la tangente définie par la dérivée partielle. Pour chacun des termes avec $i \in \{q, s, k, l\}$, nous remplaçons donc la pente de tangente considérée par une pente de sécante.

$$\begin{aligned} \frac{\partial \widetilde{LZV}}{\partial RF_{0,i}}(RF_0) \cdot \Delta RF_{1,i} &\approx \frac{\widetilde{LZV}(RF_{0,i} \cdot (1 + h_+)) - \widetilde{LZV}(RF_{0,i} \cdot (1 - h_-))}{(h_+ + h_-) \cdot RF_{0,i}} \cdot \Delta RF_{1,i} \\ &= \underbrace{\frac{\widetilde{LZV}(RF_{0,i} \cdot (1 + h_+)) - \widetilde{LZV}(RF_{0,i} \cdot (1 - h_-))}{h_+ + h_-}}_{=\delta_i} \cdot \underbrace{\frac{\Delta RF_{1,i}}{RF_{0,i}}}_{X_i} = \delta_i \cdot X_i, \end{aligned}$$

où, aux fins de simplification de la notation, nous avons négligé les dépendances que $\widetilde{LZV}(\cdot)$ entretient avec tous les autres facteurs de risque, à l'exception du facteur de risque respectivement considéré qui a subi une variation. Les variations respectives h_+ et h_- à la hausse ou à la baisse sont prescrites par la FINMA, cf. section 5.2.2.

En la matière, $\delta_i = \frac{\partial \widetilde{LZV}}{\partial RF_{0,i}}(RF_0) \cdot RF_{0,i}$ correspond à la « sensibilité delta » qui n'est pas une dérivée directe, et $X_i = \frac{\Delta RF_{1,i}}{RF_{0,i}}$ correspond aux variations relatives des facteurs de risque. Par ailleurs,

$$\Delta \widetilde{LZV}(RF_1) = \widetilde{LZV}(RF_1) - \widetilde{LZV}(RF_0) \approx \sum_{i \in \{q,s,k,l\}} \delta_i \cdot X_i.$$

En partant de l'hypothèse $E(RF_{1,i}) = RF_{0,i}$ et des caractéristiques élémentaires de l'espérance

$$Cov(X_i, X_j) = Cov\left(\frac{\Delta RF_{1,i}}{RF_{0,i}}, \frac{\Delta RF_{1,j}}{RF_{0,j}}\right) = \frac{Cov(RF_{1,i}, RF_{1,j})}{RF_{0,i} \cdot RF_{0,j}} = \underbrace{\frac{Cov(RF_{1,i}, RF_{1,j})}{\sigma_i \cdot \sigma_j}}_{=\rho_{ij}} \cdot \underbrace{\frac{\sigma_i}{E(RF_{1,i})}}_{=CV_i} \cdot \underbrace{\frac{\sigma_j}{E(RF_{1,j})}}_{=CV_j},$$

où ρ_{ij} désigne les coefficients de corrélation de $RF_{1,i}$ et $RF_{1,j}$ et CV_i et CV_j les coefficients de variation des facteur de risque $RF_{1,i}$ et $RF_{1,j}$, il s'ensuit pour $i \in \{q, s, k, l\}$:

- que la valeur attendue de X_i est nulle ;
- que la matrice de covariance Σ de (X_q, X_s, X_k, X_l) s'obtient par

$$\Sigma = \text{diag}(CV_q, CV_s, CV_k, CV_l) \Gamma \text{diag}(CV_q, CV_s, CV_k, CV_l)$$

où Γ désigne la matrice de corrélation des facteurs de risque $RF_1 = (RF_{1,q}, RF_{1,s}, RF_{1,k}, RF_{1,l})$. Les coefficients de variation et la matrice de corrélation des facteurs de risque sont prescrits par la FINMA et sont indiqués dans le *SST-Health-Template*, cf. section 5.2.3 pour CV_k , 5.2.4 pour CV_l et l'annexe B pour CV_q et CV_s , ainsi que l'annexe A.

Il reste à déterminer la distribution de $\Delta \widetilde{LZV}(RF_1)$. Comme RF_1 est supposé suivre une distribution normale multivariée, on obtient pour la distribution normale souhaitée :

$$\Delta \widetilde{LZV}(RF_1) \sim N\left(0, \sqrt{\delta^T \text{diag}(CV_q, CV_s, CV_k, CV_l) \Gamma \text{diag}(CV_q, CV_s, CV_k, CV_l) \delta}\right)$$

En particulier, pour la distribution marginale du facteur de risque $RF_{1,i}$ on a

$$\Delta \widetilde{LZV}(RF_{1,i}) \sim N(0, \delta_i)$$

où $\tilde{\delta}_i = \delta_i \cdot CV_i$. Le calcul de l'écart-type commun des EVI par agrégation des quatre facteurs de risque des EVI, désigné par $\sigma_{\Delta\tilde{LZV}(RF_1)} = \sqrt{\tilde{\delta}^T \Sigma \tilde{\delta}} = \sqrt{\tilde{\delta}^T \Gamma \tilde{\delta}}$, s'effectue dans le *SST-Health-Template* et est réutilisé pour déterminer la distribution du *risque d'assurance-maladie individuelle*; cf. section 5.5.

5.2.2 Variations des facteurs de risque

Les variations sont définies comme suit :

- *Variation n°1* : variation relative de 20% à la hausse ou à la baisse de l'hypothèse de mortalité annuelle pendant les cinq premières années. Dès la sixième année, ce sont à nouveau les hypothèses *best estimate* qui s'appliquent.
- *Variation n°2* : variation relative de 30% à la hausse ou à la baisse des hypothèses de résiliations annuelles sur la *totalité de la durée de projection* et avec prise en compte du plafonnement des primes.
- *Variation n°3* : variation relative de 20% à la hausse ou à la baisse de l'hypothèse de frais *best estimate* pendant les cinq premières années. Dès la sixième année, ce sont à nouveau les hypothèses *best estimate* qui s'appliquent.
- *Variation n°4* : variation relative de 5 % à la hausse des prestations *best estimate* pendant les cinq premières années. Dès la sixième année, ce sont à nouveau les hypothèses *best estimate* qui s'appliquent.

Sur la base des variations n°1 à 4 ainsi calculées, on détermine pour $i \in \{q, s, k, l\}$ les sensibilités delta

$$\delta_i = \frac{\tilde{LZV}(RF_{0,i} \cdot (1 + h_+)) - \tilde{LZV}(RF_{0,i} \cdot (1 - h_-))}{h_+ + h_-}$$

nécessaires pour le calcul de l'écart-type des différents facteurs et qui permettent de déterminer au final la distribution normale multivariée à quatre dimensions de RF_1 ou la distribution univariée de $\Delta\tilde{LZV}(RF_1)$, telle qu'elle se trouve dans le *SST-Health-Template*.

5.2.3 Coefficient de variation des frais de gestion

5.2.3.1 Données de base

Les grandeurs suivantes sont utilisées pour le calcul du coefficient de variation des frais de gestion :

- Total des frais de gestion
- Total des frais d'acquisition
- Total des primes
- à partir de 2009, sur la base de l'EHP

5.2.3.2 Méthode de calcul et agrégation

Pour chaque société g , le coefficient de variation des frais de gestion est déterminé et désigné par CV_{K_g} . On utilise les valeurs de (total des frais de gestion – total des frais d'acquisition) / (total des primes), indiquées par K_g , à partir de 2009 (cf. section 5.2.3.1). Pour le calcul de CV_{K_g} , il faut l'information suivante :

- taille de l'échantillon n

Pour l'estimation de la valeur attendue de K_g , on utilise l'estimateur du calcul de la valeur moyenne :

$$\widehat{E}(K_g) := \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n K_{g,i}$$

où $K_{g,i}$ désigne la valeur de (total des frais de gestion – total des frais d'acquisition) / (total des primes) de l'année i , avec $i \in \{1, \dots, n\}$, $n \in \mathbb{N}$.

Pour la détermination de l'estimateur de l'écart-type de K_g , on détermine là encore un estimateur pour la valeur attendue de K_g^2 en procédant au calcul de la moyenne :

$$\widehat{E}(K_g^2) := \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n K_{g,i}^2$$

cela permet de déterminer avec la formule de la variance l'écart-type de K_g , soit $\widehat{\sigma}_{K_g} = \sqrt{\widehat{Var}(K_g)} = \sqrt{\widehat{E}(K_g^2) - (\widehat{E}(K_g))^2}$. Le coefficient de variation des frais de gestion de l'entreprise g peut maintenant être calculé en appliquant la formule $CV_{K_g} = \widehat{\sigma}_{K_g} / \widehat{E}(K_g)$.

Le coefficient de variation des frais de gestion est une valeur standard prescrite par la FINMA (cf. annexe A). Il s'obtient par moyenne des coefficients de variation calculés par société, où m représente le nombre de sociétés :

$$CV_K = \frac{1}{m} \sum_{g=1}^m CV_{K_g}$$

5.2.4 Coefficient de variation des prestations

Le *coefficient de variation* CV_l du facteur de risque prestations l est déterminé *entreprise par entreprise*. La méthode de calcul du *coefficient de variation* CV_l du facteur de risque prestations est expliquée ci-après.

5.2.4.1 Données de base

Les grandeurs suivantes sont nécessaires pour le calcul du coefficient de variation des prestations par groupe de produits :

- Prestations par contrat depuis 2014
- La somme totale des prestations (par année de traitement, incl. IBNR) divisée par le nombre de contrats au 31 décembre constitue une approximation des *prestations par contrat* par année de traitement (sachant qu'un contrat n'est pris en compte qu'au pro rata, s'il ne court pas sur l'ensemble de l'année, par exemple en cas de sortie anticipée en raison du décès de l'assuré).

Les données proviennent de FIRST (et de l'EHP) et des préparations de données de l'entreprise :

- Données depuis 2014 (10 ans).
 - Les données résultant de fusions ou d'achats ayant eu lieu ces dernières années sont également prises en compte ; par exemple, les données relatives aux prestations d'une caisse-maladie ou d'une assurance-maladie versées en 2015, dont le portefeuille a été transféré le 1^{er} janvier 2016 à une société reprenante, sont attribuées à l'entreprise détenant actuellement le portefeuille, ceci pour toute la période considérée.
- Total de l'ensemble des prestations (par année de traitement incl. IBNR)
- Effectif au 31.12.
- Prestations attendues par contrat pour l'année actuelle ; il est possible ici d'utiliser les prestations par année de traitement, telles qu'elles ont été préparées pour l'évaluation des engagements viagers.
- Chaque produit (tarifs en fonction de l'âge ou en fonction de l'âge d'entrée) est attribué à un groupe de produits conformément à la définition des groupes de produits sous 3.2.

L'ensemble de ces informations permettent de calculer les prestations par contrat en fonction des groupes de produits.

5.2.4.2 Méthode de calcul par groupe de produits

Par groupe de produits, on utilise les prestations par contrat depuis 2014. CV_{Lgi} désigne le coefficient de variation relatif aux prestations du groupe de produits i de la société g . Les indications suivantes sont nécessaires pour le calcul de CV_{Lgi} :

- Taille de l'échantillon $n = 10$
- Minimum a
- Premier quartile q_1
- Valeur médiane m
- Troisième quartile q_3

- Maximum b

L'estimateur pour la valeur moyenne \bar{X} et l'écart-type S des prestations par contrat est

$$\bar{X}_{gi} \approx \frac{a + 2q_1 + 2m + 2q_3 + b}{8}$$

$$S_{gi} \approx \frac{1}{2} \left(\frac{b - a}{\xi(n)} + \frac{q_3 - q_1}{\eta(n)} \right)$$

Les valeurs de $\xi(n)$ et $\eta(n)$ sont prescrites par la FINMA et figurent sur la feuille « HE_CV_Leistungen » du *SST-Health-Template*. Le coefficient de variation « prestations » peut maintenant être calculé pour chacun des cinq groupes de produits par la formule $CV_{L_{gi}} = S_{gi}/\bar{X}_{gi}$.

Référence : La méthode susmentionnée est tirée de : Xiang Wan, Wenqian Wang, Jiming Liu and Tiejun Tong, *Estimating the sample mean and standard deviation from the sample size, median, range and/or interquartile range*, BMC Medical Research Methodology 2014, 14:135, <http://www.biomedcentral.com/1471-2288/14/135>, où \bar{X}_{gi} s'obtient selon la formule (10) et S_{gi} selon la formule (12) de cet article, et $\xi(n)$ et $\eta(n)$ sont déduits des tableaux qui y sont présentés.

La série temporelle étant relativement courte (années 2014 à 2023 selon le SST 2024), l'estimation des paramètres comporte une grande incertitude, raison pour laquelle la FINMA prescrit une limite inférieure et une limite supérieure pour le coefficient de variation des prestations.

5.2.4.3 Agrégation des groupes de produits

Pour l'agrégation des coefficients de variation des cinq groupes de produits, la société g a besoin des données suivantes

- Données pour l'année actuelle : Effectif par groupe de produits (nombre de contrats) au 1^{er} janvier et prestations attendues pour l'année en cours.

On utilise alors les notations suivantes :

B_{gi} nombre de contrats au début de l'année actuelle (moment t_0) du groupe de produits i pour $i = 1, \dots, 5$

$B_g = \sum_{i=1, \dots, 5} B_{gi}$ nombre de contrats au total

$w_{gi} = B_{gi}/B_g$ part du groupe de produits i

L_{gi} prestations annuelles par contrat du groupe de produits i pour l'année de traitement actuelle

$E_{gi} = E(L_{gi})$ les prestations attendues par contrat du groupe de produits i

$CV_{L_{gi}}$ coefficient de variation du groupe de produits i de la société g

Pour les prestations annuelles par contrat L_g des cinq groupes de produits confondus, on applique

$$L_g = \sum_{i=1}^5 w_{gi} \cdot L_{gi}$$

$$E(L_g) = \sum_{i=1}^5 w_{gi} \cdot E_{gi}$$

$$\begin{aligned} \sigma(L_g) &= \left(\sum_{i,j=1}^5 w_{gi} w_{gj} E_{gi} E_{gj} CV_{L_{gi}} CV_{L_{gj}} \Gamma_{ij} \right)^{1/2} \\ &= \sqrt{\bar{w}_g^T \text{diag}(\bar{E}_g) \text{diag}(CV_g) \Gamma_L \text{diag}(\bar{E}_g) \text{diag}(CV_g) \bar{w}_g} \end{aligned}$$

où Γ_L correspond à la matrice de corrélation des cinq groupes de produits, laquelle est prescrite par la FINMA et indiquée sur la feuille « HE_CV_Leistungen » du *SST-Health-Template*, voir annexe A.

Nous obtenons ainsi un estimateur

$$CV(L_g) = \frac{\sigma(L_g)}{E(L_g)}$$

qui correspond au coefficient de variation des prestations annuelles par contrat de la société g .

5.2.4.4 Prise en compte de la moyenne sur trois ans

Le modèle de risque des EVI utilise comme facteur de risque une moyenne sur trois ans des prestations par contrat, à savoir la grandeur

$$L'_g = \frac{1}{3} (L_g^{(J_1)} + L_g^{(J_2)} + L_g^{(J_3)})$$

$L_g^{(J_1)}$, $L_g^{(J_2)}$ et $L_g^{(J_3)}$ désignent ici les variables aléatoires qui correspondent aux trois prestations observées de L_g . Ces variables aléatoires sont supposées indépendantes et identiquement distribuées.

On obtient donc le coefficient de variation des prestations *propre à l'entreprise* g sous la forme

$$CV(L'_g) = \min \left(\max \left(\frac{1}{\sqrt{3}} CV(L_g), CV_{min} \right), CV_{max} \right)$$

CV_{min} et CV_{max} sont prescrits par la FINMA et se trouvent dans le *SST-Health-Template*, voir annexe A.

5.3 Scénario d'anti-sélection

5.3.1 Introduction sur l'anti-sélection

Un assureur-maladie court toujours le risque que les assurés sains résilient leur contrat et aillent s'assurer ailleurs à meilleur marché. Les assurés d'un certain âge notamment les assurés avec des antécédents médicaux (importants) n'ont en général pas la possibilité d'aller s'assurer ailleurs, si bien qu'ils ne veulent ni résilier leur contrat existant ni quitter leur assureur-maladie. L'*anti-sélection* signifie que les risques « moins coûteux » partent et que les risques « plus coûteux » restent dans le portefeuille, si bien qu'au final, il n'y a plus de compensation au sein du collectif.

L'effet quantitatif du scénario « anti-sélection » part de l'événement déclencheur suivant d'une résiliation de masse :

Au moment t_0 (ou avant le début de l'année actuelle), on assiste à une vague de résiliations des assurés, laquelle est liée à une anti-sélection prononcée : une grande partie des preneurs d'assurance âgés de moins de 61 ans quittent le cercle des assurés (voir le tableau en section 5.3.2). Ceci se répercute indubitablement dans le modèle sur la valeur des engagements viagers, du fait de la disparition correspondante des recettes de primes et des prestations.

5.3.2 Effet de l'anti-sélection

Comme d'habitude LZV désigne la valeur des engagements viagers et LZV_{AS} celle des engagements viagers après la survenance de l'événement d'anti-sélection. Alors $LZV - LZV_{AS}$ indique l'effet de l'événement anti-sélection.

Si l'effet $LZV - LZV_{AS}$ est négatif (ceci reflète une dégradation de la situation économique, car alors $LZV_{AS} > LZV$), il faut agréger un scénario présentant la probabilité de survenance α et l'effet $LZV - LZV_{AS}$ pour déterminer le risque d'assurance-maladie individuelle. En revanche, si $LZV - LZV_{AS}$ est positif (effet économique positif de l'anti-sélection), le scénario n'est alors pas agrégé.

Pour le calcul de LZV_{AS} , on part des hypothèses suivantes :

Classe d'âge	Quittent le cercle des assurés	Restent dans le cercle des assurés
0 à 50 ans	50%	50%
51 à 60 ans	40%	60%
61 à 100 ans	0%	100%

- Le « nombre de contrats » se rapporte au jour de référence SST t_0 , soit le début de la période d'une année.

Pour obtenir l'effet de l'anti-sélection, il faut modifier les inputs du calcul des LZV afin de pouvoir calculer la valeur des engagements viagers après l'anti-sélection. Le nombre de contrats doit être rempli conformément au tableau susmentionné pour chaque âge. Cela permet de calculer LZV_{AS} , la valeur des engagements viagers obtenue sur la base du portefeuille modifié après anti-sélection. Pour l'agrégation du scénario anti-sélection, cf. section 7.

5.3.3 Obtention des valeurs dans le template de calcul des EVI

Conformément au tableau sous 5.3.2, indiquer pour tous les âges les valeurs correspondantes du nombre de contrats par âge au 1^{er} janvier dans les colonnes C et D des onglets « HE_Input_1 » à « HE_Input_7 » du template de calcul des EVI. Il est ensuite possible d'exécuter la macro de l'onglet « HE_Berechnungshilfe » et la valeur de LZV_{AS} se trouve à l'onglet « HE_Cashflow_Auslenkung_0 » dans la cellule C149.

5.4 Risque CY

Le risque de l'année en cours (risque CY) est supposé suivre une distribution normale $\mathcal{N}(0, \sigma_{g,CY})$, où $\sigma_{g,CY}$ reflète simplement le facteur de risque des prestations annuelles de l'année actuelle de la société g . Concrètement, cela donne

$$\sigma_{g,CY} = E(LTOT_g) \cdot CV_{g,CY}$$

sachant que :

- $E(LTOT_g)$ représente la somme des prestations attendues pour l'année de traitement actuelle CY des affaires existantes (« affaires en portefeuille ») au moment $t = 0$. Ces prestations attendues sont estimées par l'entreprise qui s'appuie alors sur ses prévisions annuelles établies conformément à sa propre planification des affaires au sens du cm 34 de la circulaire FINMA 2017/3 « SST ».
- $CV_{g,CY} = \sqrt{3} \cdot CV(L'_g)$. Le dernier élément est la valeur ressortant de la méthode présentée à la section 5.2.4. $CV_{g,CY}$ est indiqué sans la correction de $\frac{1}{\sqrt{3}}$ qui y est appliquée, car il s'agit ici d'une considération portant sur *une année* ; la valeur est toutefois limitée par $\sqrt{3} \cdot CV_{min}$ et $\sqrt{3} \cdot CV_{max}$.

Il serait bon de vérifier le caractère plausible de la valeur attendue $E(LTOT_g)$ susmentionnée en utilisant le template de calcul des EVI :

- On prend en compte la première année de développement de LZV. Il suffit, à l'onglet « HE_Cashflow_Auslenkung_0 », de prendre la valeur des prestations à partir du cash-flow des prestations.
- Comme il s'agit de prestations hors frais de gestion, les calculs doivent être effectués en appliquant un taux de frais de gestion de 0%.
- Il devrait être possible de procéder de même avec les tarifs en fonction de l'âge d'entrée.

5.5 Agrégation des différents risques en maladie individuelle

Les distributions indiquées aux sections 5.2 et 5.4 sont intégrées au *SST-Health-Template*. Les différents risques des affaires en maladie individuelle sont supposés suivre une distribution normale multivariée et la matrice de corrélation, désignée par Γ_{EK} , est prescrite par la FINMA et intégrée dans le *SST-Health-Template*, voir annexe A.

L'écart-type commun calculé à partir de l'agrégation des différents risques des affaires en maladie individuelle

$$\sigma_{EK} = \sqrt{(\delta_q \cdot CV_q, \delta_s \cdot CV_s, \delta_k \cdot CV_k, \delta_l \cdot CV_l, \sigma_{CY})^T \Gamma_{EK} (\delta_q \cdot CV_q, \delta_s \cdot CV_s, \delta_k \cdot CV_k, \delta_l \cdot CV_l, \sigma_{CY})}$$

se trouve dans le *SST-Health-Template* et donne la variable aléatoire désignée ci-avant par ΔP_{EK} . Celui-ci est réutilisé pour déterminer la distribution du *risque d'assurance des affaires d'assurance-maladie*, voir à ce sujet le chapitre 7. Le scénario d'anti-sélection indiqué à la section 5.3 doit encore y être agrégé, se reporter à la section 7.2.

6 CIJ : Risques d'assurance collective d'indemnités journalières

La variable aléatoire ΔP_{KTG} mesure les modifications déclenchées dans le bilan SST par la branche CIJ (l'abréviation allemande *KTG* est aussi utilisée). On a ici

$$\Delta P_{KTG} = S_{KTG} + E[\text{Dépenses}_{KTG} - \text{Primes}_{KTG} + \Delta \text{Provisions pour sinistres}_{KTG}]$$

La variable aléatoire qui désigne les sinistres annuels de la branche assurance collective d'indemnités journalières est ici indiquée par S_{KTG} ; pour les autres grandeurs, on utilise uniquement la valeur attendue, à titre de simplification. Au final, la variance de ΔP_{KTG} est la même que celle de S_{KTG} . Pour la procédure d'estimation de la variance de S_{KTG} et donc de ΔP_{KTG} , cf. section 6.2.

Le calcul de l'écart-type de l'assurance collective d'indemnités journalières se fait dans le *SST-Health-Template*, et cet écart-type est réutilisé pour déterminer la distribution du *risque d'assurance des affaires d'assurance-maladie*, voir à ce sujet le chapitre 7.

6.1 Risque de paramètre et risque aléatoire

En déterminant la variance de S_{KTG} , on distingue le « risque de paramètre » du « risque aléatoire » :

Risque de paramètre : découle de l'incertitude liée à l'évaluation des paramètres, comme par exemple le renchérissement attendu, la valeur attendue du nombre de sinistres, le montant moyen des sinistres, etc. Les circonstances qui y conduisent sont caractérisées par une variable aléatoire θ .

Risque aléatoire : découle de variations aléatoires du nombre de cas et de la variabilité du montant des différents cas lorsque les paramètres sont supposés connus.

Tant le risque de paramètre que le risque aléatoire impliquent donc une *contribution à la variance*. La variance totale est la somme de ces contributions. L'égalité suivante découle des propriétés de base des espérances conditionnelles :

$$\text{Var}(S_{KTG}) = \text{Var}(E[S_{KTG}|\theta]) + E[\text{Var}(S_{KTG}|\theta)]$$

ou

$$CV^2(S_{KTG}) \stackrel{\text{def}}{=} \frac{Var(S_{KTG})}{E^2[S_{KTG}]} = \frac{Var(E[S_{KTG}|\Theta])}{E^2[S_{KTG}]} + \frac{E[Var(S_{KTG}|\Theta)]}{E^2[S_{KTG}]},$$

S_{KTG} étant le total des sinistres annuels de l'assurance collective d'indemnités journalières (CIJ). Le premier terme définit carré du coefficient de variation de S_{KTG} concernant le *risque de paramètre*

$$CV_{par}^2(S_{KTG}) \stackrel{\text{def}}{=} \frac{Var(E[S_{KTG}|\Theta])}{E^2[S_{KTG}]},$$

et le second terme définit carré du coefficient de variation de S_{KTG} concernant le *risque aléatoire*

$$CV_{alea}^2(S_{KTG}) \stackrel{\text{def}}{=} \frac{E[Var(S_{KTG}|\Theta)]}{E^2[S_{KTG}]}.$$

6.2 Détermination de la variance

La détermination de la variance repose sur les informations relatives au *nombre* de sinistres et à leur *montant*. On suppose que la distribution du nombre de sinistres suit une loi de *Poisson*. Cette approche conduit à la formule suivante pour le coefficient de variation :

$$CV^2(S_{KTG}) = CV_{par}^2(S_{KTG}) + CV_{alea}^2(S_{KTG}) = CV_{par}^2(S_{KTG}) + \frac{1}{\mu_{M_{KTG}}} \cdot (CV^2(Y_{KTG}) + 1)$$

où $\mu_{M_{KTG}}$ désigne le nombre attendu de sinistres et $CV(Y_{KTG})$ le coefficient de variation pour le montant des différents sinistres Y_{KTG} de la branche assurance collective d'indemnités journalières.

Le nombre attendu de sinistres $\mu_{M_{KTG}}$ doit être évalué par l'entreprise d'assurance. Les coefficients de variation des montants des différents sinistres $CV(Y_{KTG})$ et le risque de paramètre $CV_{par}(S_{KTG})$ sont prescrits par la FINMA, voir annexe A.

6.3 Scénario d'indemnités journalières en cas de maladie

En plus de la modélisation de l'assurance collective d'indemnités journalières décrite ci-dessus, il faut agréger le scénario d'indemnités journalières en cas de maladie, à ce sujet cf. section 7.2.

On suppose pour ce scénario que

- le nombre de bénéficiaires d'une indemnité journalière en cas de maladie augmente d'une manière générale, et que
- les durées de perception augmentent.

Globalement, le scénario correspond à une augmentation des prestations annuelles normales multipliées par le facteur 2,0. La valeur ainsi obtenue (effet de l'événement indemnités journalières en cas de maladie) est indiquée dans le *SST-Health-Template*.

La probabilité de survenance est prescrite par la FINMA et est intégrée au *SST-Health-Template*, cf. section **Fehler! Verweisquelle konnte nicht gefunden werden.**

7 Risques d'assurance des affaires maladie : agrégation

Nous procédons à deux types différents d'agrégation : dans un premier temps, les deux distributions, indiquées par EK et KTG, sont agrégées en une distribution commune. Dans un deuxième temps, les deux scénarios « anti-sélection » et « indemnités journalières en cas de maladie » sont agrégés à cette distribution commune.

7.1 Risques d'assurance pour l'assurance-maladie avant application des scénarios

On cherche quel est le changement total du bilan SST ΔP , découlant des branches MI et CIJ au moment $t = 1$ (avant les scénarios). Ce qui peut se représenter comme suit :

$$\Delta P = \Delta P_{EK} + \Delta P_{KTG}.$$

Les variables aléatoires ΔP_{EK} et ΔP_{KTG} désignent ici les modifications des positions correspondantes du bilan SST découlant respectivement des branches maladie individuelle et assurance collective d'indemnités journalières. ΔP_{EK} désigne le risque d'assurance en maladie individuelle décrit en section 5.5. Le modèle standard fait l'hypothèse simplificatrice que le vecteur aléatoire $(\Delta P_{EK}, \Delta P_{KTG})$ suit une distribution normale bivariée. Celle-ci est spécifiée de manière univoque par le vecteur de valeurs attendues $\mu = (\mu_{EK}, \mu_{KTG})$ et la matrice de covariance Σ . Les risques d'assurance de l'assurance-maladie (avant scénarios) sont donc déterminés de manière univoque lorsque les valeurs attendues et les écarts-types de ΔP_{EK} et ΔP_{KTG} ainsi que la corrélation entre les deux variables aléatoires sont connus. Cette corrélation est prescrite par la FINMA, voir annexe A.

Au regard de ces hypothèses, on obtient ΔP qui prend la forme d'une variable aléatoire normalement distribuée.

7.2 Agrégation des scénarios

L'agrégation du scénario anti-sélection ainsi que celle du scénario indemnités journalières maladie a lieu au niveau du risque d'assurance des affaires maladies dans l'outil R (*R-Tool*). Les valeur respective de la probabilité de survenance est prescrite par la FINMA et est intégrée au *SST-Health-Template*, se reporter à l'annexe A.

La procédure standard applicable à l'agrégation de scénarios est décrite dans la *description technique du modèle standard SST pour l'agrégation et le montant minimum*.

7.3 Résultat d'assurance attendu

7.3.1 Branche CIJ, assurance collective d'indemnités journalières

Le bilan au moment $t = 0$ tient déjà compte de la valeur actualisée des paiements de primes futurs, des sinistres et des coûts attendus. Le résultat d'assurance attendu dépend donc directement des nouvelles affaires souscrites durant la période d'une année.

De la formule du chapitre 6, il résulte directement :

$$- E[\Delta P_{KTG}] = E[Primes_{KTG} - Dépenses_{KTG} - \Delta Provisions\ pour\ sinistres_{KTG} - S_{KTG}]$$

Le terme de droite de l'égalité est appelé *résultat d'assurance attendu* (de la branche CIJ). Pour le déterminer, il faut que les entreprises estiment pour la branche (CIJ) les valeurs attendues suivantes, qu'elles les justifient et les documentent dans le rapport SST (toutes les valeurs s'entendent limitées à la branche de l'assurance collective d'indemnités journalières) :

- Primes attendues (acquises) avant réassurance (pour l'année en cours)
- Primes attendues (acquises) après réassurance (pour l'année en cours)
- Prestations attendues (somme annuelle) avant réassurance (pour l'année en cours)
- Prestations attendues (somme annuelle) après réassurance (pour l'année en cours)
- Modification des provisions pour sinistres (*best estimate*)
- Modification des autres provisions d'assurance (*best estimate*)
- Dépenses pour l'exploitation, frais de gestion
- Autres dépenses (conformes au marché)

Il faut utiliser les informations les plus récentes pour ces estimations, telles qu'elles apparaissent au jour de référence t_0 du SST. En effet, la modification du capital porteur de risque entre le 1^{er} janvier et le 31 décembre d'une année est déterminante pour le SST. Les estimations des valeurs attendues peuvent contenir des chiffres du budget tant que ceux-ci sont justifiés. Il faut notamment justifier de manière approfondie la valeur attendue des prestations.

7.3.2 Branche MI, maladie individuelle

On part de l'hypothèse selon laquelle le résultat d'assurance attendu des affaires nouvelles est égal à zéro en maladie individuelle.

8 Montant minimum (*market value margin*, MVM)

Le montant minimum au moment t_1 est calculé comme somme des espérances mathématiques à ce moment t_1 des coûts du capital pour le capital risque sur une année actualisés, somme effectuée sur toutes les années futures après t_1 sur lesquelles s'étend le règlement des engagements d'assurance par l'entreprise d'assurance elle-même. Voir aussi cm 51 à 53 et cm 35 à 43 de la circulaire FINMA

2017/3. On part en particulier du principe que l'entreprise d'assurance ne souscrit plus de nouvelles affaires à partir du moment t_1 .

Dans le modèle standard pour l'assurance-maladie, des coûts du capital s'ajoutent au besoin en capital pour chaque année future après t_1 , pour les risques suivants :

- a) les risques d'assurance des provisions en cours de liquidation pour engagements viagers,
- b) les risques de marché qui ne peuvent pas être couverts (*non hedgeable*).

On tient compte, dans le montant minimum, des risques de marché qui ne peuvent pas être couverts en recourant à un modèle factoriel simple, voir la description technique du modèle standard pour l'agrégation et le montant minimum. On fait ici l'hypothèse simplificatrice selon laquelle les provisions pour sinistre de l'assureur-maladie sont utilisées dans l'année, elles ne s'étalent donc pas sur plusieurs années.

Pour le calcul du montant minimum $MVM_{maladie}$, le risque d'assurance des EVI (*expected shortfall* ES_0^{LZV}) est projeté sur des périodes futures. Le montant minimum $MVM_{maladie}$, qui correspond au point a) ci-dessus, se calcule comme suit :

- Dans une première étape, le best estimate de la valeur actualisée des *prestations et des frais de gestion* des engagements viagers est estimé pour chaque fin d'exercice futur. Ces 50 valeurs des valeurs actualisées futures des prestations et des frais de gestion des engagements viagers, calculées à chaque fois pour la fin des années 2024⁴ à 2073, servent de valeur de référence pour évaluer les contributions futures au risque résultant des risques d'assurance des engagements viagers. Ces 50 valeurs des valeurs actualisées futures, actualisées au moment t , sont désignées par $PV_t(\Lambda_s + K_s)_{s=t}^{49}$.
- Le risque d'assurance des engagements viagers entre $t = 0$ et $t = 1$ (« risque de première année » entre le 1^{er} janvier et le 31 décembre 2024), désigné par ES_0^{LZV} , est pris en compte dans le calcul du risque total des engagements viagers et sa valeur est connue. On peut ainsi comparer le risque de première année et la valeur actualisée des prestations et des frais de gestion des engagements viagers au début de l'année 2024, soit à $t = 0$, ce qui donne $PV_0(\Lambda_s + K_s)_{s=0}^{49}$. Ce rapport entre les deux est ensuite adapté comme proportion des valeurs actualisées futures des prestations et des frais de gestion des engagements viagers afin de déterminer les futures contributions au risque. On obtient ainsi les risques sur un an à la fin des années 2024 à 2073.

En formule, le risque d'assurance des EVI au moment t s'obtient par:

$$ES_t^{LZV} = ES_0^{LZV} \cdot \frac{PV_t(\Lambda_s + K_s)_{s=t}^{49}}{PV_0(\Lambda_s + K_s)_{s=0}^{49}}$$

- Ces risques sur un an sont multipliés par le taux actuel des coûts du capital et donnent les coûts des risques futurs sur un an. Il s'agit de coûts nominaux à la fin des années 2024 à

⁴ Présentation selon le SST 2024.

2073. Pour déterminer leur valeur aujourd'hui, il faut les actualiser. Le montant minimum est alors la somme des coûts actualisés des futurs risques sur un an.

- Conformément à la définition des variations, l'effet des facteurs de risque « mortalité », « frais de gestion » et « prestations » est limité aux cinq premières années. L'effet des résiliations et du risque CY n'est pas limité dans le temps.

9 Adaptations propres à l'entreprise

Sauf indication contraire, les prescriptions susmentionnées relatives au modèle standard assurance-maladie doivent en principe être mises en œuvre sous la forme décrite. Des adaptations propres à l'entreprise sont toutefois possibles dans des cas justifiés, conformément aux cm 107 à 109 de la circulaire FINMA 2017/3. Ces adaptations sont donc *soumises à approbation*.

Les adaptations sont par exemple nécessaires en présence de produits qui ne sont pas représentés dans les outils FINMA, comme les tarifs en fonction de l'âge d'entrée. De telles adaptations sont demandées et soumises à approbation (se reporter en particulier à la section 4.6 portant sur les tarifs en fonction de l'âge d'entrée).

10 Description du SST-Health-Template

Le *template* Excel (« *SST-Health-Template* ») pour le modèle standard assurance-maladie sert d'une part à établir le rapport à l'intention de la FINMA. D'autre part, une partie des calculs y est déjà effectuée. La FINMA procède chaque année à des actualisations, par exemple concernant les paramètres.

Le *SST-Health-Template* présente les feuilles de calcul suivantes.

10.1 Intro_SM_Health

Choix de la langue (allemand, français) et nom de la société.

Mode d'emploi du template.

10.2 HE_update

Description des mises à jour du template, au moins depuis le SST annuel précédent.

10.3 HE_glossary

Contient tous les textes du template en deux langues. Les autres feuilles y sont automatiquement reliées, d'après le choix de la langue effectué.

10.4 HE_prescribed_parameters

Publie et présente les valeurs des paramètres standard prescrites par la FINMA. Les autres feuilles les utilisant y sont automatiquement reliées.

10.5 HE_calculation_documentation

Cette feuille sera complétée pour le calcul à blanc 2024 et est à ignorer pour le SST 2024.

Sert à ce que la société explique les calculs qui lui sont spécifiques.

Permet des contrôles de cohérence.

10.6 HE_contract_groups

Liste des groupes de contrats déterminants pour le calcul des engagements viagers.

10.7 HE_input_VWK

Cette feuille est facultative pour le SST 2024. (La feuille similaire du "Berechnungs-Template-LZV.xlsm" n'est pas facultative.)

Calcul des taux de frais administratifs.

10.8 HE_LZV_CF_(classic) et HE_LZV_CF

Les feuilles *HE_CGx* (une feuille par groupe de contrat), sises à la fin du classeur par praticité, doivent avoir été remplies au préalable (cf. section 10.15 ci-dessous) pour pouvoir utiliser le LZV-R-Tool. *Leur remplissage est facultatif pour le SST 2024.*

La feuille *HE_LZV_CF_(classic)* est identique celle qui prévalait au SST 2023 et doit être remplie pour le SST 2024. Elle est destinée à disparaître au SST 2025.

La feuille *HE_LZV_CF* est à remplir en sus de la feuille *HE_LZV_CF_(classic)*, et contient les cash flows attendus liés au calcul des engagements viagers. Elle est destinée à demeurer au SST 2025.

10.9 HE_CV_Leistungen

Calcul du coefficient de variation des prestations, selon la méthode du modèle standard maladie exposée en section 5.2.4 ci-dessus.

10.10 HE_ins_risk_EK

Calcul des paramètres du modèle standard maladie, branche assurance-maladie individuelle, selon la section 5 ci-dessus.

10.11 HE_ins_risk_KTG

Calcul des paramètres du modèle standard maladie, branche assurance collective d'indemnités journalières, selon la section 6 ci-dessus.

10.12 HE_expected_result

Calcul du résultat d'assurance attendu, par branche (assurance-maladie individuelle, respectivement assurance collective d'indemnités journalières). *Le résultat d'assurance-maladie individuelle attendu est porté à valeur nulle dans le SST 2024, car il est déjà compris dans la valeur au bilan SST des engagements viagers.*

Indication du nombre de personnes assurées en assurance-maladie individuelle.

10.13 HE_MVM

Calcul du montant minimum (MVM), partie due à l'assurance-maladie hormis les risques de marché *non-hedgeables*.

10.14 HE_input_SST_Template

Résultats du modèle standard d'assurance-maladie, tels qu'ils doivent être recopiés dans le SST-Template pour l'agrégation avec les autres risques.

10.15 HE_CGx

Une feuille par groupe de contrats. A remplir par toutes les sociétés pour tous les groupes de contrats de la société. *Le remplissage est facultatif pour le SST 2024.*

Données par âge et par sexe d'un groupe de contrats donné, qui servent au calcul des engagements viagers.

Les éventuelles particularités et simplifications liées aux données en entrée et aux calculs dans ces feuilles doivent être expliquées à la feuille *HE_calculation_documentation*. *Ceci est à ignorer pour le SST 2024.*

11 Interface au *template SST* principal

11.1 Introduction

Pour les autres calculs SST, l'outil R est à disposition. Le fichier Excel requis comme *template* contenant les données à traiter « *SST-Template* »⁵ (ci-après nommé *template SST*) doit obligatoirement être rempli *dans son intégralité*.

Les lignes qui suivent décrivent en détail à quel endroit les données calculées dans le *SST-Health-Template* doivent être reportées dans le *template SST* (cf. sections 11.2 à 11.6). Par ailleurs, la section 11.7 précise les valeurs supplémentaires devant être saisies dans le *template SST*.

11.2 Données pour le risque d'assurance-maladie individuelle

L'écart-type calculé pour les engagements viagers (maladie individuelle) et la valeur calculée de l'effet de l'événement anti-sélection sont rattachés par un lien dans la feuille « HE_input_sst_template » du *SST-Health-Template* et doivent être indiqués manuellement dans la feuille « Health » du *template SST*.

11.3 Données pour le risque de marché

Lors de la quantification des risques de marché, on fait l'hypothèse que les provisions pour sinistres de l'assureur-maladie sont utilisées dans l'année et ne durent donc pas plusieurs années. En conséquence, les provisions pour sinistres ne doivent pas être actualisées et sont donc indépendantes du taux d'intérêt.

Des positions du bilan listées à la section 2.3.2, on suppose que seule la position « *best estimate des engagements viagers (maladie) : brut* » est exposée aux risques des taux d'intérêt.

Il faut cependant aussi tenir compte du cash-flow des nouvelles affaires souscrites dans la branche assurance collective d'indemnités journalières durant la période d'un an (ce cash-flow correspond précisément au résultat attendu).

Pour déterminer le risque de taux d'intérêt, l'outil R-Tool a besoin, comme données, dans la feuille « Insurance Cashflows » du *template SST*, du cash-flow agrégé tel qu'il est indiqué dans la feuille « HE_input_sst_template » du *SST-Health-Template*.

⁵ Disponible sous www.finma.ch > Surveillance > Assurances > Instruments multisectoriels > Test suisse de solvabilité (SST)

11.4 Données pour le risque d'assurance de l'assurance collective d'indemnités journalières

L'écart-type calculé en assurance collective d'indemnités journalières et la valeur calculée de l'effet de l'événement indemnités journalières sont rattachés par un lien dans la feuille « HE_input_sst_template » du *SST-Health-Template* et doivent être indiqués manuellement dans la feuille « Health » du *template SST*.

11.5 Résultat d'assurance attendu

Le résultat d'assurance attendu obtenu pour la branche de l'assurance collective d'indemnités journalières se retrouve dans la feuille « HE_input_sst_template » du *SST-Health-Template* et doit être reporté manuellement dans la feuille « General Inputs » du *template SST*.

11.6 Montant minimum

Le montant minimum $MVM_{maladie}$ calculé (qui ne tient pas compte des risques de marché qui ne peuvent être couverts [non hedgeables]) des engagements viagers se retrouve dans la feuille « HE_input_sst_template » du *SST-Health-Template* (sous « MVM Kranken ») et il doit être indiqué dans la feuille « General Inputs » du *template SST* (sous « MVM Maladie »).

Les risques de marché qui ne peuvent pas être couverts (*non hedgeable*) sont pris en compte dans le montant minimum dans l'outil R-Tool, cf. la description technique du modèle standard pour l'agrégation et montant minimum. La valeur estimative la meilleure possible des engagements viagers et de leurs cash-flows après l'année 15 servent de variables auxiliaires pour cela. La valeur résultante « Angepasster Best Estimate (BE Tilde) der LZV » est calculée dans la feuille « HE_input_sst_template » et doit être saisie manuellement dans la feuille « General Inputs » du *template SST* (sous « BE Tilde Maladie »).

11.7 Données de valeurs supplémentaires

Les résultats suivants se retrouvent déjà dans la feuille « HE_input_sst_template » du *SST-Health-Template* et doivent être reportés manuellement dans la feuille « Other Data » du *template SST*.

- Risques d'assurance-maladie individuelle pour les risques mortalité, résiliations, frais de gestion et prestations des engagements viagers ainsi que pour le risque CY (*expected shortfall*)
- Maladie individuelle : nombre d'assurés (nombre de têtes)
- Assurance collective d'indemnités journalières : primes attendues (acquises) avant réassurance
- Assurance collective d'indemnités journalières : prestations attendues (somme annuelle) avant réassurance

A Paramètres

Voir feuille « HE_Prescribed_parameters » du SST-Health-Template

B Détermination des coefficients de variation

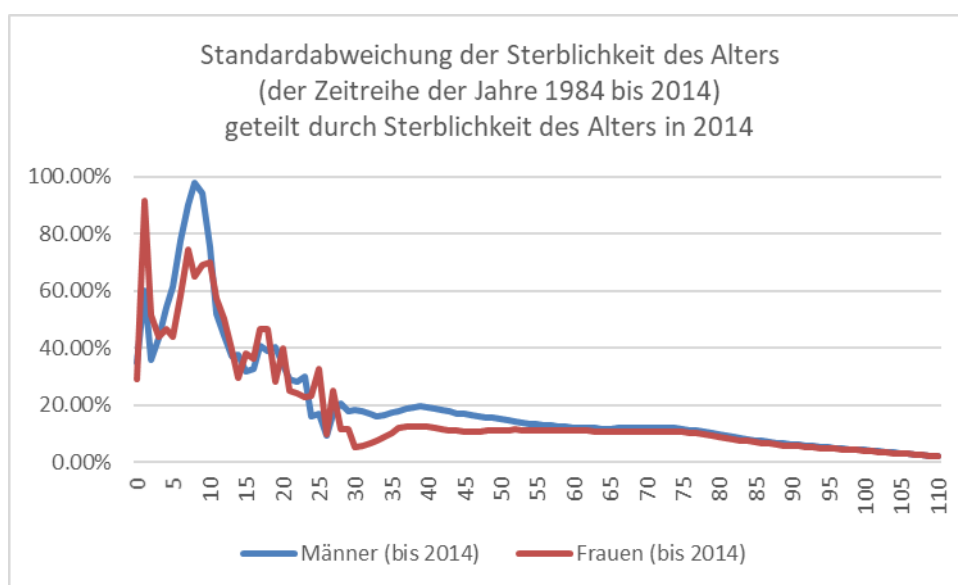
B.1 Coefficient de variation « mortalité »

Données :

Le calcul du coefficient de variation de la mortalité s'appuie sur la table des générations de l'Office fédéral de la statistique, document considéré : *Estimation des durées de vie par génération de mai 2015* (Source : Office fédéral de la statistique).

Méthode de calcul :

Dans un premier moment, on observe pour chaque âge la série temporelle de la mortalité de 1984 à 2014, dont la variance et l'écart-type sont déterminés sur la durée. L'écart-type ainsi obtenu par âge est divisé par la mortalité de l'âge considéré en 2014. Cela donne les résultats suivants :

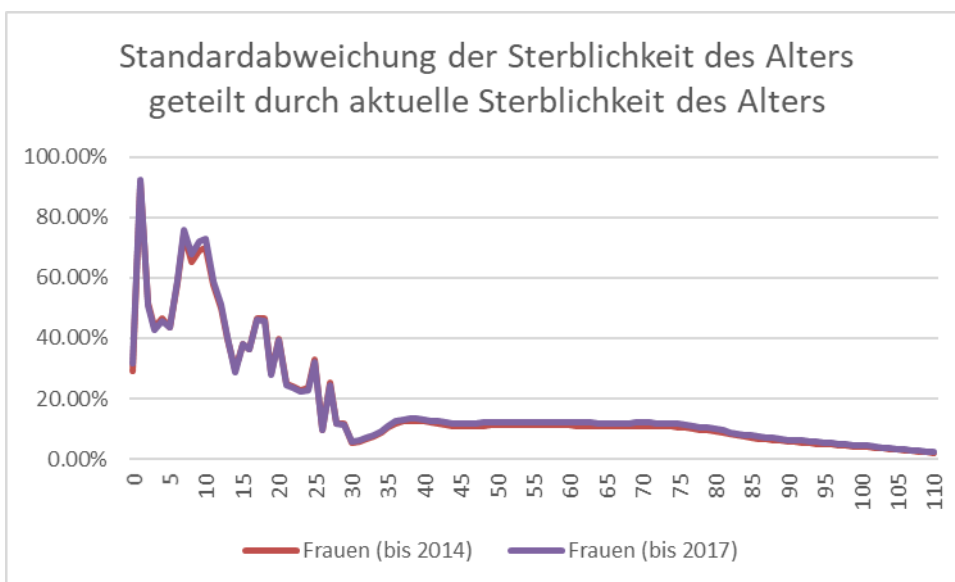
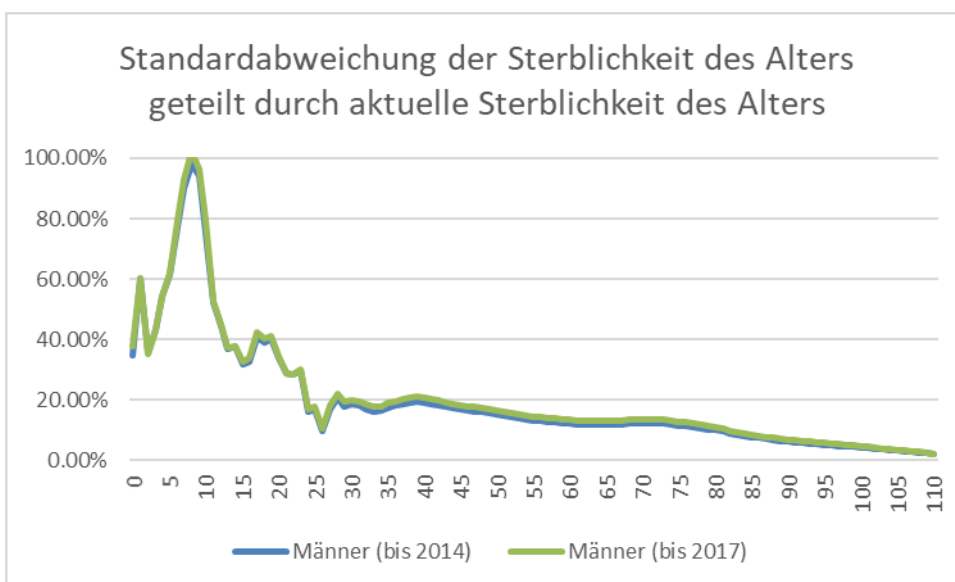


Les écarts en fonction de l'âge sont manifestes. Il en va par conséquent de même pour les valeurs moyennes obtenues pour différentes classes d'âge, comme il ressort du tableau suivant (mixité : 50% de femmes, 50% d'hommes) :

Classes d'âge	Moyenne des classes d'âge (séries temporelles 1984 à 2014)
0 à 100 ans	19,08%
26 à 100 ans	11,17%
50 à 100 ans	9,57%
60 à 100 ans	8,82%
70 à 100 ans	8,18%

Contrôle de la plausibilité :

Nous élargissons la série temporelle et considérons maintenant des valeurs de 1984 à 2017 et divisons le résultat obtenu par la mortalité respective de l'année 2017. On obtient des résultats légèrement divergents (supérieurs), aussi bien pour les hommes que pour les femmes, comme il ressort des graphiques suivants :



Conclusions concernant la mortalité :

Pour finir, on obtient les moyennes suivantes pour les différentes classes d'âge (mixité : 50 % de femmes et 50 % d'hommes), lesquelles sont légèrement plus importantes dans le cas de la série temporelle prolongée :

Classes d'âge	Moyenne des classes d'âge (séries temporelles 1984 à 2014)	Moyenne des classes d'âge (séries temporelles 1984 à 2017)
0 à 100 ans	19,08%	20,05%
26 à 100 ans	11,17%	12,15%
50 à 100 ans	9,57%	10,51%
60 à 100 ans	8,82%	9,70%
70 à 100 ans	8,18%	8,98%

La colonne de droite montre une nouvelle fois que le coefficient de variation dépend fortement de la classe d'âge considérée, 15% constituant néanmoins un compromis plutôt correct comme paramètre du modèle standard. En conséquence, la FINMA prescrit comme valeur standard le coefficient de variation « mortalité » $CV_q = 15\%$ (voir annexe A).

B.2 Coefficient de variation « résiliations »

Données :

Le calcul du coefficient de variation des résiliations s'appuie sur les données de résiliations relevées lors du test 2017 et qui couvraient les années 2012 à 2016 (réparties par âge).

Méthode de calcul et agrégation :

Pour une entreprise g donnée, les taux de résiliations observés pour les contrats sont regroupés toutes classes d'âge et tous produits confondus et considérés comme cinq observations, c'est-à-dire pour les années 2012, 2013, 2014, 2015 et 2016.

Pour une entreprise g , on détermine le coefficient de variation des résiliations à un an, lequel est désigné par CV_{S_g} . Pour le calcul, on applique la méthode de la section 5.2.4, en partant d'hypothèses obtenues par analogie. Ainsi, le coefficient de variation des résiliations à un an s'obtient par $CV'_{S_g} = CV_{S_g}/\sqrt{5}$.

Sur la base des données fournies par les onze participants au test 2017, la FINMA détermine la valeur standard de $CV'_S = 8\%$ (voir annexe A). Il convient de souligner que les probabilités de résiliations et les coefficients de variation correspondants pour une entreprise individuelle ne pourraient en principe être déterminés qu'à partir d'analyses de marché détaillées, sinon leur fiabilité serait insuffisante. C'est la raison pour laquelle, la FINMA a déterminé ces coefficients de variation pour l'ensemble du secteur.

C Calcul de l'inflation des prestations par groupe de produits : procédure pour le SST 2021 et suivants

C.1 Situation

La prescription relative à l'inflation passée n'est utilisée que pour corriger, durant le SST, les données de prestations des années passées de sorte qu'elles remplissent les conditions applicables au moment t_0 et permettent la meilleure valeur estimative possible au moment t_0 . Mais elle ne sert pas de base à l'éventuelle élaboration de futures hypothèses concernant l'inflation, ni dans le cadre du SST, ni aux fins de tarification.

C.2 Hypothèse de stationnarité

Afin de simplifier l'interprétation, nous admettons que les nouvelles affaires souscrites pendant une année civile compensent précisément et complètement les affaires sortantes. Il s'agit de l'« hypothèse de stationnarité » : entre le 1^{er} janvier et le 31 décembre de l'année civile, certains contrats se terminent naturellement du fait d'annulations ou de la mortalité et tous les assurés survivants vieillissent d'un an. L'*hypothèse de stationnarité* ne comprend donc pas seulement des suppositions implicites pour les affaires nouvelles, elle compense mentalement dans son intégralité même le « vieillissement » de l'effectif disponible au début de l'année.

C.3 Procédure

Les données dont dispose la FINMA ne distinguent pas actuellement l'inflation « non structurelle » ou « autre ». En supposant que la stationnarité soit donnée par groupe de produits sur l'ensemble du marché, les calculs suivants sont effectués pour l'inflation passée, non structurelle, des prestations.

1^{re} étape :

Choisir $n = 7$ ans entre 2013 et 2019 dans la feuille « HE_CV_Leistungen ». Ces années reçoivent ci-après les indices $-6, -5, \dots, -2, -1, 0$ correspondant au moment de clôture de l'année (p. ex., 0 désigne 2019, c'est-à-dire la période du 1^{er} janvier 2019 au 31 décembre 2019), les données étant choisies au niveau des groupes de produits de l'ensemble du marché de l'assurance-maladie.

2^e étape :

Le nombre de contrats au 31 décembre est extrait pour chaque année $i = 1, \dots, n$ par groupe de produits $g : B_{i-n}^g$.⁶

⁶ Le nombre des contrats n'est qu'approximativement constant au fil du temps, ce qui montre que l'hypothèse de stationnarité n'est pas complètement réalisée.

3^e étape :

Pour $i = 1, \dots, n$, les paiements totaux pour les prestations sont extraits par groupe de produits g au 31.12: $Ltot_{i-n}^g$. Ensuite, les prestations payées sont calculées par contrat : $L_{i-n}^g = Ltot_{i-n}^g / B_{i-n}^g$.

4^e étape :

Pour $i = 2, \dots, n$, les taux d'inflation pour $n - 1$ sont déterminés comme suit :

$$i_{i-n}^g = \frac{L_{i-n}^g}{L_{i-n-1}^g} - 1.$$

Enfin, la formule suivante permet de calculer le taux d'inflation moyen du marché par groupe de produits g :

$$i_{marché}^g = \left[\frac{1}{n-1} \sum_{i=2}^n (1 + i_{i-n}^g) \right] - 1.$$

Remarques :

La prescription relative à l'inflation non structurelle passée des prestations fait l'objet d'une vérification sur la base de nouvelles données pour chaque SST prévu. Afin d'assurer une stabilité souhaitable du modèle SST, la FINMA ne procède à une adaptation de la prescription relative à l'inflation des prestations par groupe de produits que si les taux d'inflation nouvellement calculés diffèrent par trop des taux d'inflation correspondants du SST de l'année précédente.

Les avis d'expert interviennent surtout au stade du regroupement des données et du choix final des points de la série, et plus particulièrement pour les observations de 2021 et 2022. À la suite d'un groupe de travail entre la FINMA et l'ASA, l'année 2020 ne sera pas incluse dans le calcul de l'inflation des prestations, car elle devrait être considérée comme une année hors norme en raison de Covid-19.

D Mises à jour importantes

Section	Sujet	SST 2024	Avant
4.4.7	Estimation des prestations	Basée sur les années 2023, 2022, 2021	2022, 2021, 2019
4.4.8	Estimation des coûts	Basée sur les années 2023, 2022, 2021	2022, 2021, 2020
5.2.4	Coefficient de variation des prestations	Il est basé sur dix ans de 2014 à 2023	Dix ans de 2013 à 2022
10	Nouveau SST-Health-Template	Intégration de nouvelles feuilles	