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

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

Modèle standard assurances

31 octobre 2024

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

Tables des matières

1 Introduction 6

1.1 Définition 6

1.2 Chapitres sur les bases 6

1.3 Chapitres sur l'application dans la pratique 6

2 Affaires d'assurance-maladie dans le bilan SST 7

2.1 Etendue et postes du bilan SST 7

3 Modèle SST pour l'assurance-maladie 8

3.1 Périmètre du modèle standard 8

3.2 Segmentation des affaires dans le périmètre du modèle standard maladie 9

3.2.1 Branches 9

3.2.2 Groupes de contrats (CG) et groupes de produits (PG) 9

3.2.3 Classes d'âge et sexe 10

3.3 Documents et fichiers 11

3.3.1 Description technique 11

3.3.2 LZV-Tool 11

3.3.3 Template SST pour l'assurance-maladie 11

4 Modèle d'évaluation des engagements viagers 11

4.1 Principes 11

4.2 Segmentations pour l'évaluation des engagements viagers 12

4.2.1 Segmentation pour le calcul des cash flows attendus 12

4.2.2 Segmentation pour le plafonnement des primes 12

4.2.3 Segmentation pour le reporting 12

4.3 Formule de calcul des engagements viagers 12

4.3.1 Effectif à un moment donné 12

4.3.2 Cash flows 14

4.3.3 Inflation non structurelle future 15

4.3.4 Formule de calcul des EVI (tarifs par âge réel) ... **15**
4.4 Estimation des paramètres du calcul des engagements viagers ... 16
4.4.1 Durée de projection des cash flows ... 16
4.4.2 Taux sans risque ... 16
4.4.3 Effectif initial ... 16
4.4.4 Mortalité ... 17
4.4.5 Résiliations ... 17
4.4.6 Primes par contrat ... 17
4.4.7 Prestations par contrat ... 18
4.4.8 Frais par contrat ... 22
4.5 Plafonnement des primes (*cap*) et agrégation ... 23
4.6 Tarifs par âge d'entrée ... 24

5 MI : Risques d'assurance-maladie individuelle ... 25

5.1 Types de risques ... 25
5.1.1 Répartition des affaires ... 25
5.1.2 Risques d'assurance-maladie individuelle ... 26
5.1.3 Risque de provisionnement ... 26
5.1.4 Risque URR ... 27
5.1.5 Risque CY ... 28
5.2 Modèle de risque des engagements viagers ... 28
5.2.1 Modèle de risque pour les facteurs de risque mortalité, résiliation, frais de gestion et prestations ... 28
5.2.2 Variations des facteurs de risque ... 31
5.2.3 Coefficient de variation des frais de gestion ... 31
5.2.4 Coefficient de variation des prestations ... 32
5.3 Scénario d'anti-sélection ... 36
5.3.1 Introduction sur l'anti-sélection ... 36
5.3.2 Effet de l'anti-sélection ... 36
5.4 Risque CY ... 37
5.5 Agrégation des différents risques en maladie individuelle ... 37

6 CIJ : Risques d'assurance collective d'indemnités journalières ... 37

6.1 Risque de paramètre et risque aléatoire ... 38
6.2 Détermination de la variance ... 39
6.3 Scénario d'indemnités journalières en cas de maladie ... 39

7 Risques d'assurance des affaires maladie : agrégation ... 39

7.1 Risques d'assurance pour l'assurance-maladie avant application des scénarios ... 39
7.2 Agrégation des scénarios ... 40
7.3 Résultat d'assurance attendu ... 40
7.3.1 Branche CIJ, assurance collective d'indemnités journalières ... 40
7.3.2 Branche MI, maladie individuelle ... 41

8 Montant minimum (*market value margin*, MVM) ... 42

9 Adaptations soumises à approbation ... 43

10 Description du SST-Health-Template ... 44

10.1 Intro_SM_Health ... 44
10.2 HE_update ... 44
10.3 HE_glossary ... 44
10.4 HE_prescribed_parameters ... 44
10.5 HE_calculation_documentation ... 44
10.6 HE_contract_groups ... 44
10.7 HE_input_VWK ... 44
10.8 HE_LZV_CF ... 45
10.9 HE_CV_Leistungen ... 45
10.10 HE_ins_risk_EK ... 45
10.11 HE_ins_risk_KTG ... 45
10.12 HE_expected_result ... 45
10.13 HE_MVM ... 45
10.14 HE_input_SST_Template ... 45
10.15 HE_CGx ... 46

11 Interface au *template SST* principal 46

11.1 Introduction 46
11.2 Données pour le risque d'assurance-maladie individuelle 46
11.3 Données pour le risque de marché 46
11.4 Données pour le risque d'assurance de l'assurance collective d'indemnités journalières 47
11.5 Résultat d'assurance attendu 47
11.6 Montant minimum 47
11.7 Données de valeurs supplémentaires 47

A Paramètres 49

B Détermination des coefficients de variation 50

B.1 Coefficient de variation « mortalité » 50
B.2 Coefficient de variation « résiliations » 52

C Calcul de l'inflation des prestations par groupe de produits : procédure pour le SST 2021 et suivants 54

C.1 Situation 54
C.2 Hypothèse de stationnarité 54
C.3 Procédure 54

D Mises à jour importantes 56

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.

1.1 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.

1.2 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.

1.3 Chapitres sur l'application dans la pratique

Le chapitre 9 décrit le cadre des adaptations soumises à approbation dumodèle standard assurance-maladie. 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.

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

2 Affaires d'assurance-maladie dans le bilan SST

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. Ce contexte amène à définir les *engagements viagers*, voir chapitre 4.

La base prudentielle applicable pour leur évaluation et leur saisie dans le SST se trouve aux art. 30 à 33 de l'ordonnance sur la surveillance (OS ; RS 961.011) avec les art. 3 et 5 de l'ordonnance de la FINMA sur la surveillance des assurances (OS-FINMA; RS 961.011.1) selon lesquels tous les engagements d'assurance doivent être évalués le mieux possible (*best estimate*).

2.1 Etendue et postes du bilan SST

Le périmètre du bilan SST est défini par l'art. 3 OS-FINMA.

Pour l'assurance-maladie individuelle, le modèle standard considère que tous les contrats souscrits l'année précédente et jusqu'au moment t_0 doivent 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 l'art. 3 al. 5 OS-FINMA est autorisée. Le bilan SST au moment t_0 contient donc exactement les contrats CIJ dont la couverture a pris effet avant la date de référence ou à cette date.

« Brut *»* se réfère, pour tous les postes, à une considération avant réassurance.

Les postes suivants au passif sont pertinents pour les affaires d'assurance-maladie:

- Best estimate des engagements actuariels (maladie): brut - affaires acquises ;
- *Best estimate des engagements actuariels en assurance-maladie individuelle (ADISD02100 - ADISD02400): brut ;*
- *Best estimate des engagements actuariels en assurance collective d'indemnités journalières (ADISD02500): brut.*

  Ces postes contiennent notamment les provisions pour sinistres correspondantes pour les affaires déjà acquises.
- Best estimate des engagements viagers (maladie) (ADISD02100 - ADISD02400): brut

  Se reporter au chapitre 4 pour l'étendue et une description détaillée de la méthode d'évaluation définie selon le modèle standard.
- Best estimate des affaires non acquises en assurance collective d'indemnités journalières (ADISD02500): brut
- Provisions de fluctuation et autres provisions 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 ou ci-dessous. 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 postes suivants ne sont pertinents que s'il existe des participations aux excédents correspondantes ou de la réassurance assumée en assurance-maladie. 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
- Réassurance active: assurance maladie

3 Modèle SST pour l'assurance-maladie

3.1 Périmètre 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.
- La composante $MVM_{maladie}$ du montant minimum (voir chapitre 8)
- 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 le périmètre 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
	Placements de capitaux	Réassurance passive	Assurance vie	Assurance-maladie	Réassurance active	Assurance dommages	

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 du périmètre 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 Segmentation des affaires dans le périmètre du modèle standard maladie

3.2.1 Branches

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

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

3.2.2 Groupes de contrats (CG) et groupes de produits (PG)

Le portefeuille des affaires maladie individuelles est partitionné comme suit en groupes de contrats (*contract groups* CG). Les groupes de contrats tarifés par âge réel sont formés de groupes de produits et sous-groupes de produits comme suit:

Groupe de produits (PG)	Sous-groupe de produits et type de tarification	Dénomination du CG
PG1 - Soins stationnaires semi-privés, privés et flex	.1.1 - semi-privé, âge réel	CG 1.1.1
PG1 - Soins stationnaires semi-privés, privés et flex	.2.1 - privé, âge réel	CG 1.2.1
PG1 - Soins stationnaires semi-privés, privés et flex	.3.1 - flex, âge réel	CG 1.3.1
PG2 - Autres produits de soins stationnaires	.0.1 - âge réel	CG 2.0.1
PG3 - Soins ambulatoires	.0.1 - âge réel	CG 3.0.1
PG4 - Soins de longue durée	.0.1 - âge réel	CG 4.0.1
PG5 - Assurance individuelle d'indemnités journalières	.0.1 - âge réel	CG 5.0.1

Les groupes de contrats tarifés par âge d'entrée sont formés par analogie avec une extension .2 au lieu de .1 à la fin, par exemple

De plus, une extension supplémentaire sans code préétabli permet au besoin une ségrégation supplémentaire, par exemple CG 1.1.2.AE26 et CG 1.1.2.AE51 si les produits tarifés par âge d'entrée à partir de 26 ans sont séparés de ceux avec âge d'entrée à partir de 51 ans.

Les groupes de produits doivent être cohérents avec le reporting à la FINMA dans le système *EHP* comme suit:

Groupe de produits (PG)	*EHP*
PG1 - Soins stationnaires semi-privés, privés et flex	Sous-ensemble de ADISD02200
PG2 - Autres produits de soins stationnaires	Sous-ensemble de ADISD02200
PG3 - Soins ambulatoires	Correspond à ADISD02100
PG4 - Soins de longue durée	Correspond à ADISD02300
PG5 - Assurance individuelle d'indemnités journalières	Correspond à ADISD02400

3.2.3 Classes d'âge et sexe

La définition d'une classe d'âge est basée sur les principes adoptés pour la compensation des risques dans l'assurance obligatoire des soins (AOS)[2].

Pour l'année de traitement $YYYY$, on utilise les définitions suivantes:

- Classe d'âge $x = YYYY - \text{année de naissance} = \text{âge au 31 décembre } YYYY$
  - sauf si $YYYY - \text{année de naissance} > 110$, on pose $x = 110$
- Indice $i = i_{YYYY}$ de la classe d'âge défini par $i = x + 1$
- Les classes d'âge et indices de classes d'âge sont les suivants
  - $x = 0{,}1, \ldots, 109{,}110$
  - $i = 1{,}2{,}, \ldots, 110{,}111$

On admet à titre de simplification qu'une personne assurée peut être classée de façon binaire en l'une des catégories *homme* ou *femme*, et, par analogie à la version françaises de l'AOS (cf. art. 16 al. 4 LAMal [2023]), on nomme sexe et non genre cette classification.

[2] cf. art. 16 al. 5 ainsi que art. 16a al. 1, 3 et 4 LAMal (2023)

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).[3]

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 LZV-Tool

Le modèle standard pour l'assurance-maladie utilise une méthode standard pour le calcul du montant des engagements viagers (EVI). L'outil LZV-Tool fondé sur R (voir le document *LZV-Tool Technical Notes* pour les détails) comprend une implémentation de cette méthode pour les tarifs selon l'âge effectif (voir chapitre 4).

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 LZV-Tool. 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 Principes

Un produit d'assurance-maladie dans la branche maladie individuelle n'entraîne des *engagements viagers (EVI)* 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 des formules pour les primes indiquées en sections 4.3.2 et 4.3.4, lesquelles s'appliquent uniquement aux tarifs en fonction de l'âge effectif.

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

4.2 Segmentations pour l'évaluation des engagements viagers

4.2.1 Segmentation pour le calcul des cash flows attendus

Le modèle standard d'évaluation des engagements viagers définit par défaut une segmentation de 14 *groupes de contrats* (les sept groupes et sous-goupes de produits de la section 3.2.2 et les deux *types de tarification* par âge réel et par âge d'entrée) ainsi qu'une séparation des sexes pour le calcul des cash flows attendus. Alternativement une segmentation moins fine regroupant des sous-groupes de produits (semi-privé, privé, flex) du PG1 est admise au sein du modèle standard si elle est actuariellement fondée pour la solvabilité. Il faut documenter en détail les choix opérés dans le rapport SST.

4.2.2 Segmentation pour le plafonnement des primes

A partir de la sixième année de traitement à compter de l'année actuelle, 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*) ne tombe 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 traitement, soit pour l'année actuelle et les quatre années suivantes.

Le modèle standard d'évaluation des engagements viagers détermine ce plafonnement des primes

- au niveau d'une segmentation qui n'est pas moins fine que le *groupe de produits*[4] et
- au niveau de l'année de traitement concernée.

4.2.3 Segmentation pour le reporting

Le rapport SST présentera l'évaluation des engagements viagers au moins dans la granularité groupe de produits. Selon les risques encourus par l'entreprise, une granularité plus fine sera nécéssaire pour la compréhension.

4.3 Formule de calcul des engagements viagers

4.3.1 Effectif à un moment donné

Dans une cellule selon la granularité *CG*, *classe d'âge* et *sexe* introduite en section 3.2, l'effectif à un moment donné est le nombre de couvertures pour ce moment. Un assuré qui a deux couvertures dans cette cellule est compté deux fois. L'effectif agrégé de plusieurs cellules est la somme des effectifs de ces cellules.

[4] Pour les tarifs par âge d'entrée, la segmentation pour le plafonnement des primes est indiquée dans la demande d'adaptation soumise à approbation du modèle standard, cf. section 4.6.

Une sortie hors décès (résiliation) à un moment donné est définie comme le dernier jour de couverture à ce moment, autrement dit la couverture n'est plus contractuellement assurée le jour suivant par le contrat en cours pour toute raison autre que le décès de l'assuré.

Une émigration due à un moment donné est l'exercice par l'assuré de son droit à une autre couverture de même type prenant effet le jour suivant, sans que l'assureur ait le droit de s'y opposer. Par exemple si le changement d'un produit d'hospitalisation privée en produit flex doit être accepté sans examen de santé, ou encore le passage à un produit équivalent dans le cadre de la fermeture d'un produit, y compris entre deux entités juridiques du même groupe. Une immigration due à un moment donné est le jour de prise d'effet d'une couverture en raison d'une émigration due (le jour précédent).

L'exercice du droit d'option de l'assuré de changement de couverture est pris en compte au moment initial (c'est noté par un signe * ci-dessous), mais ne l'est plus après dans la projection. On utilise la notation suivante:

- $t = 0$ désigne le jour de référence du SST.
- les indices $j = 1,2, \ldots$ désignent les années de traitement (années de couverture) non écoulées. $j = 1$ désigne l'année actuelle (*current year*, *CY*) de $t = 0$ (exclu) à $t = 1$ (inclus).

- $B_{i,0} =$ nombre de contrats éligibles pour le bilan SST au moment $t = 0$ (contrats *existants*) de la classe d'âge $x = i - 1$. Ici et par la suite l'indice i se réfère à l'année CY et un effectif futur ne considère que les contrats qui existaient en $t = 0$.
- $B^*_{i,0^+} =$ nombre de contrats au moment $t = 0$ avec une couverture pour l'année CY, *moins* les émigrations dues *plus* les immigrations dues le jour suivant (effectif initial pour le calcul des EVI).

- $B_{i,j} =$ effectif au 31.12 de l'année j, y compris les émigrations dues.
- $B_{i,j^+} =$ effectif au 31.12 de l'année j avec une couverture l'année $j + 1$, y compris les émigrations dues et sans les immigrations dues (le jour suivant).
- $\bar{B}_{i,j} =$ effectif moyen de contrats[5] de l'année j des assurés comptés dans $B^*_{i,0^+}$ au moment $t = 0$.

- $q_{i,j} = E(Q_{i,j})$ où, pour un assuré de la classe d'âge CY d'indice i qui fait partie de $B_{i,(j-1)^+}$, $Q_{i,j} = 1$ s'il décède durant l'année j (le jour du décès est au plus tard le 31 décembre de l'année j), sinon $Q_{i,j} = 0$. $q_{i,j}$ est la probabilité de mortalité annuelle.
- $s_{i,j} = E(S_{i,j})$ où, pour un assuré de la classe d'âge CY d'indice i qui fait partie de $B_{i,(j-1)^+}$, $S_{i,j} = 1$ s'il résilie le contrat durant l'année j (le dernier jour de couverture est au plus tard le 31 décembre de l'année j), les émigrations dues n'étant pas prises en compte, sinon $S_{i,j} = 0$. $s_{i,j}$ est la probabilité de résilation annuelle.

On a les relations d'évolution de l'effectif $B^*_{i,0^+}$ suivantes, dues aux décès et aux résiliations:

[5] entendu par analogie à l'art. 29 OAMal (2023): "Pour le calcul de l'effectif moyen des assurés qu'il doit communiquer, l'assureur additionne les jours d'assurance de tous les assurés pour l'année considérée et divise cette somme par le nombre de jours que compte cette année."

$$B^*_{i,0^+} \geq E(\bar{B}_{i,1}) \geq E(B_{i,1}) \geq E(B_{i,1^+}) \geq \cdots \geq E(B_{i,(j-1)^+}) \geq E(\bar{B}_{i,j}) \geq E(B_{i,j}) \geq \cdots$$

et pour calculer récursivement $E(\bar{B}_{i,j})$ on admet à titre de simplification les relations suivantes[6]:

- $E(\bar{B}_{i,j}) = \alpha_1 \cdot E(B_{i,(j-1)^+}) + (1-\alpha_1) \cdot E(B_{i,j})$ où $\alpha_1 = 0.5$
- $q_{i,j} = q_{i+j-1,1}$ et $s_{i,j} = s_{i+j-1,1}$
- $E(B_{i,0^+}) = B^*_{i,0^+}$, $E(B_{i,1}) = B^*_{i,0^+} \cdot (1-q_{i,1})$, $E(B_{i,1^+}) = B^*_{i,0^+} \cdot (1-q_{i,1}) \cdot (1-s_{i,1})$
- et pour $j \geq 2$ avec $p_{i,j} = \prod_{\ell=1}^{j} (1-q_{i+\ell-1,1}) \cdot (1-s_{i+\ell-1,1})$
  - $E(B_{i,(j-1)^+}) = B^*_{i,0^+} \cdot p_{i,j-1}$
  - $E(B_{i,j}) = E(B_{i,(j-1)^+}) \cdot (1-q_{i+j-1,1}) = B^*_{i,0^+} \cdot p_{i,j-1} \cdot (1-q_{i+j-1,1})$
  - $E(B_{i,j^+}) = E(B_{i,(j-1)^+}) \cdot (1-q_{i+j-1,1}) \cdot (1-s_{i+j-1,1}) = B^*_{i,0^+} \cdot p_{i,j}$

4.3.2 Cash flows

Pour la classe d'âge CY d'indice i et l'année de traitement j , on définit:

- $P_{i,j} = \frac{PT_{i,j}}{\bar{B}_{i,j}}$ = prime par contrat (signe positif pour cash flow entrant)
- $L_{i,j} = \frac{LT_{i,j}}{\bar{B}_{i,j}}$ = prestations par contrat (signe positif pour cash flow sortant)
- $K_{i,j} = \frac{KT_{i,j}}{\bar{B}_{i,j}}$ = frais par contrat (signe positif pour cash flow sortant)

où $PT_{i,j}$ sont les primes totales, $LT_{i,j}$ les prestations totales et $KT_{i,j}$ les frais totaux.

Pour les produits tarifés par âge réel, on admet les hypothèses simplificatrices suivantes[7]:

- $E(P_{i,j}) = E(P_{i+j-1,1})$, $E(L_{i,j}) = E(L_{i+j-1,1})$ et $E(K_{i,j}) = E(K_{i+j-1,1})$
- $\mathrm{Cov}(\bar{B}_{i,j}, P_{i,j}) = 0$, $\mathrm{Cov}(\bar{B}_{i,j}, L_{i,j}) = 0$ et $\mathrm{Cov}(\bar{B}_{i,j}, K_{i,j}) = 0$

Les relations entre indices peuvent être visualisées comme suit:

[6] sous des hypothèses qui ne sont pas explicitées ici d'indépendance étant donné une classe d'âge CY, permettant de transformer l'espérance d'un produit en le produit des espérances.

[7] En plus, des hypothèses fondées sur les durées courtes de liquidation permettant de passer facilement des années de paiement aux années de traitements ne sont pas exprimées explicitement à titre de simplification de l'exposé. Pour les produits tarifés par âge d'entrée, on n'émet pas d'hypothèses sur les évolutions des primes, ni sur les covariances de ces évolutions avec d'autres grandeurs du modèle standard maladie.

		Indice de l'année de traitement										
		1	2	…	j	…						111
indice	1	1,1					1,i					1,111
de	2					…						Ø
l'âge	…				i-j+1,j						Ø	…
réel				…						Ø		
			i-1,2						Ø			
	i	i,1			i,j			Ø				
	…			i+1,j-1			Ø					
			…			Ø						
		i+j-1,1			Ø							
				Ø								
	111	111,1	Ø	…								Ø

4.3.3 Inflation non structurelle future

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 primes, ne sont pas explicitement pris en compte dans le modèle d'évaluation, car le renchérissement futur non structurel 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.

4.3.4 Formule de calcul des EVI (tarifs par âge réel)

Pour un groupe de contrats CG tarifés par âge réel et un sexe g donnés,

- si l'on a des estimations des quantités suivantes, pour l'année CY ($j = 1$) et les classes d'âge CY d'indice $i = 1, \dots, 111$: $B^{*}_{i,0^+}$, $q_{i,1}$, $s_{i,1}$, $E(P_{i,1})$, $E(L_{i,1})$, $E(K_{i,1})$
- ainsi qu'un facteur $\gamma_j^{PC} \in (0, 1]$ pour le plafonnement des primes de l'année $j = 1,2, \dots$ et des taux sans risque $r_{0,j}$ pour les maturités $j = 1,2, \dots$,

le **négatif** de la valeur best estimate des EVI s'obtient par la formule

$$-LZV_0 = \sum_{i\geq 1, j\geq 1} \left(1 + r_{0,j}\right)^{-j} \cdot E\left(\bar{B}_{i,j}\right) \cdot \left\{ \gamma_j^{PC} \cdot E\left(P_{i,j}\right) - E\left(L_{i,j}\right) - E\left(K_{i,j}\right) \right\}$$

$$= \sum_{i\geq 1, j\geq 1} \left(1 + r_{0,j}\right)^{-j} \cdot E\left(\bar{B}_{i,j}\right) \cdot \left\{ \gamma_j^{PC} \cdot E(P_{i+j-1,1}) - E(L_{i+j-1,1}) - E(K_{i+j-1,1}) \right\}$$

avec

$$E\left(\bar{B}_{i,j}\right) = \left[\alpha_1 + (1-\alpha_1)\cdot\left(1-q_{i+j-1,1}\right)\right]\cdot p_{i,j-1}\cdot B^{*}_{i,0^+}$$

où $\alpha_1 = 0.5$, $p_{i,0} = 1$ et $p_{i,j-1} = \prod_{\ell=1}^{j-1}\left(1-q_{i+\ell-1,1}\right)\cdot\left(1-s_{i+\ell-1,1}\right)$ pour $j \geq 2$.

La section 4.4 donne les méthodes d'estimation du modèle standard des quantités $r_{0,j}$, $B^{*}_{i,0^+}$, $q_{i,1}$, $s_{i,1}$, $E\left(P_{i,1}\right)$, $E\left(L_{i,1}\right)$, $E\left(K_{i,1}\right)$. La section 4.5 donne les formules de calcul des facteur γ_j^{PC} pour le plafonnement des primes.

4.4 Estimation des paramètres du calcul des engagements viagers

4.4.1 Durée de projection des cash flows

La durée de projection des cash flows est limitée à 50 ans. Les années postérieures à 50 ans sont négligées.

4.4.2 Taux sans risque

$r_{0,j}$ doit provenir de la courbe des taux sans risque en CHF publiée par la FINMA pour le SST.

4.4.3 Effectif initial

$B^{*}_{i,0^+}$: L'entreprise détermine l'effectif initial par pour le calcul des engagements viagers défini à la section 4.3.1, par groupe de contrat, sexe et âge. Elle détermine d'abord:

- $B^{**}_{i,0^+}$ = nombre de contrats au moment $t = 0$ plus un jour, en règle générale au 1er janvier au lieu du 31 décembre.
- $B^{**new}_{i,0^+}$ = nombre de contrats au moment $t = 0$ plus un jour dont la couverture commence exactement ce jour sans les immigrations dues, en règle générale le 1er janvier.

et en déduit $B^{*}_{i,0^+} = B^{**}_{i,0^+} - B^{**new}_{i,0^+}$, c'est-à-dire le nombre de contrats au moment $t = 0$ avec une couverture pour l'année CY *moins* les émigrations dues *plus* les immigrations dues. (Stricto sensu, on devrait retrancher les contrats dont on ne savait pas le 31 décembre que la couverture commencerait le 1er janvier, notamment les nouveaux nés exactement le 1er janvier. On néglige cela.)

$B^{**}_{i,0^+}$ sera utilisé pour estimer la prime par contrat (cf. section 4.4.6) et $B^{**new}_{i,0^+}$ pour le résutat d'assurance attendu (cf. section 7.3). Pour le SST 2025 on pose $B^{**new}_{i,0^+} = 0$ et il s'ensuit que $B^{*}_{i,0^+} = B^{**}_{i,0^+}$.

4.4.4 Mortalité

$q_{i,1}$: La table des taux de mortalité par âge distingue les sexes mais pas les groupes de produits. Elle s'obtient à partir des mortalités de cinq années publiées pas l'Office fédéral de la statistique (OFS) et d'un facteur correctif par sexe prescrit par la FINMA. Les années considérées pour les données de l'OFS, notées PY_1, PY_2, PY_3, PY_4 et PY_5 , sont définies chaque année par la FINMA. En principe il s'agit des cinq dernières périodes disponibles publiées par l'OFS. Les facteurs correctifs par sexe prescrits ont été obtenus selon une enquête dédiée auprès d'assureurs maladie en 2022.

La procédure de calcul est la suivante:

- Pour chaque âge $X = 0,1,2,\dots,99$, on prend les valeurs des mortalités dans les 12 mois qui suivent $Q^{PY_1}(X)$, $Q^{PY_2}(X)$, $Q^{PY_3}(X)$, $Q^{PY_4}(X)$, et $Q^{PY_5}(X)$ de la table de l'OFS désignée par la FINMA (se référer à l'OFS pour les définitions des âges et des mortalités retenues dans cette table, qui ne concordent pas avec les définitions utilisées dans le présent document).
- $Q(X) = [Q^{PY_1}(X) + Q^{PY_2}(X) + Q^{PY_3}(X) + Q^{PY_4}(X) + Q^{PY_5}(X)]/5$
- Pour la classe d'âge x selon la définition ici retenue (cf. section 3.2.3) avec l'indice de la classe $i = x + 1$ on a
  - $q_{i,1}^{OFS} = Q(x)$ pour $x = 0,1$
  - $q_{i,1}^{OFS} = [Q(x-1) + Q(x)]/2$ pour $x = 2,3,\dots,99$
  - $q_{i,1}^{OFS} = 1$ pour $x = 100,\dots,110$
- Finalement
  - $q_{i,1} = f \cdot q_{i,1}^{OFS}$ où f est le facteur de correction de mortalité uniforme pour $x = 0,1,2,\dots,99$
  - $q_{i,1} = 1$ pour $x = 100,\dots,110.$

4.4.5 Résiliations

$s_{i,1}$: les taux de résiliations par âge sont structurés selon les 14 groupes de la section 3.2.2 (groupe et sous-groupe de produits, type de tarification) et le sexe. Ils sont prescrits par la FINMA et ont été obtenus selon une enquête dédiée auprès d'assureurs maladie en 2023.

4.4.6 Primes par contrat

$E(P_{i,1})$: L'entreprise détermine la prime totale pour douze mois de couverture de tous les contrats $B_{i,0+}^{**}$, dans la granularité groupe de contrats, sexe et âge. On l'écrit $ptot_{i,1}^{(12)}$. On obtient alors $E(P_{i,1})$ par l'estimateur suivant :

$$\hat{E}(P_{i,1}) = \frac{ptot_{i,1}^{(12)} \cdot [\alpha_1 + (1-\alpha_1) \cdot (1-q_{i,1})]}{B_{i,0+}^{**} \cdot [\alpha_1 + (1-\alpha_1) \cdot (1-q_{i,1})]} = \frac{ptot_{i,1}^{(12)}}{B_{i,0+}^{**}}$$

Dans les cas où la courbe des primes par âge relative aux informations portant sur CY ainsi obtenue, autrement dit la fonction $(1,2,\dots,110,111) \longrightarrow \left(\hat{E}(P_{1,1}), \hat{E}(P_{2,1}), \dots, \hat{E}(P_{110,1}), \hat{E}(P_{111,1})\right)$, n'est pas suffisamment adéquate pour le calcul des EVI, il faut procéder à des ajustements, c'est-à-dire remplacer

$\hat{E}(P_{i,1})$ par $\hat{E}^{alternative}(P_{i,1})$. Ces valeurs alternatives peuvent provenir de la tarification (*pricing*) et/ou de lissage local, par exemple. Cette situation peut typiquement se présenter si les effectifs sont trop faibles. Une telle correction est à prendre en considération si elle est nécessaire au calcul global des EVI. Autrement dit, un calcul peu convaincant pour un groupe de contrats particulier ne devra pas nécessairement être modifié si l'impact sur la valeur globale des EVI est négligeable. Si de telles corrections sont effectuées, il faut les motiver et les expliquer dans le rapport SST.

4.4.7 Prestations par contrat

$E(L_{i,1})$: L'entreprise détermine la courbe des prestations par âge comme suit, dans la granularité groupe de contrats et sexe.

1ère étape : Trois années de traitement passées PY_1, PY_2 et PY_3 sont prescrites par la FINMA, normalement les trois dernières (une exception aux trois dernières années a eu lieu pour la phase la plus critique du Covid 19). L'entreprise détermine, dans la granularité groupe de contrats, sexe et âge:

- $B_{i,PY1}^{beg}$, l'effectif des risques (nombre de contrats) au 1er janvier de l'année PY_1
- $B_{i,PY1}^{end}$, l'effectif des risques au 31 décembre de l'année PY_1
- $B_{i,PY1}^{end(without\ beg)}$, l'effectif des risques au 31 décembre de l'année PY_1 qui n'étaient pas présents le 1er janvier précédent (nouveaux contrats en cours d'année)

où l'indice i de la classe d'âge se réfère à l'année PY_1, c'est-à-dire $i = \text{année } PY_1 - \text{année de naissance} + 1$

- ainsi que les mêmes quantités mutatis mutandis pour PY_2 et PY_3, où donc l'indice i se réfère à PY_2, respectivement PY_3

2ème étape : L'entreprise détermine, toujours dans la granularité groupe de contrats, sexe et âge, les prestations totales relatives à ces années de traitement:

- $ltot_{i,PY_1}$
- $ltot_{i,PY_2}$
- $ltot_{i,PY_3}$

où les prestations non encore payées au moment $t = 0$ (*IBNR*) sont incluses.

A titre de simplification, on peut considérer que tout est déjà payé au moment $t = 0$ pour PY_2 et PY_3, et que pour PY_1 le facteur pour correction $IBNR$ des prestations déjà payées est déterminé au niveau du groupe de produits, tous groupes de contrats, sexes et âges confondus, comme

$$1 + \frac{SR^{PG}}{lpaid_{PY1}^{PG}}$$

où SR^{PG} sont les provisions pour sinistres correspondants et $lpaid_{PY1}^{PG}$ les prestations déjà payées pour l'année de traitement PY_1.

3ème étape : Les prestations par contrat sont déterminées comme suit, dans la granularité groupe de contrat et sexe:

Pour $i = 1$ (nouveau-nés)

$$l_{1,PY1} = \frac{ltot_{i,PY1}}{(B_{i,PY1}^{end}/2)}$$

sinon

$$l_{i,PY1} = \frac{ltot_{i,PY1}}{B_{i,PY1}^{beg} \cdot [\alpha_1 + (1-\alpha_1) \cdot (1-q_{i,PY1})]}$$

où

$$(1-q_{i,PY1}) = \frac{B_{i,PY1}^{end} - B_{i,PY1}^{end\ (without\ beg)}}{B_{i,PY1}^{beg}}$$

c'est-à-dire que la fréquence de survie relative $(1-q_{i,PY1})$ l'an PY_1 est estimée sur la base de l'évolution de l'effectif dans le passé.

Il en va de même pour PY_2 et PY_3.

Pour le SST 2025 nous posons à titre de simplification

$$B_{i,PY1}^{beg} := B_{i,PY1}^{end}$$
$$B_{i,PY1}^{end\ (without\ beg)} := 0$$

et de même pour für PY_2 und PY_3.

Ces simplifications induisent $(1-q_{i,PY1}) = 1$ de sorte que nous employons pour le SST 2025:

$$l_{i,PY1} = \frac{ltot_{i,PY1}}{B_{i,PY1}^{beg} \cdot [\alpha_1 + (1-\alpha_1) \cdot (1-q_{i,PY1})]} = \frac{ltot_{i,PY1}}{B_{i,PY1}^{end}}$$

La deuxième égalité vaut de même pour PY_2 und PY_3.

4ème étape : Les prestations par contrat passées sont ramenées, à la granularité du groupe de contrat, sexes et âge, au niveau de ce qu'elles seraient l'année CY à l'aide d'un facteur pour l'inflation non structurelle jusqu'au moment $t = 1$:

- $\tilde{l}_{i,PY1} = \gamma_{PY1}^{PG,market} \cdot l_{i,PY1}$
- $\tilde{l}_{i,PY2} = \gamma_{PY2}^{PG,market} \cdot l_{i,PY2}$
- $\tilde{l}_{i,PY3} = \gamma_{PY3}^{PG,market} \cdot l_{i,PY3}$

Les facteurs $\gamma_{PY1}^{PG,market}$, $\gamma_{PY2}^{PG,market}$ et $\gamma_{PY3}^{PG,market}$ sont déterminés pour l'ensemble du marché de l'assurance-maladie complémentaire au niveau du groupe de produit, tous groupes de contrats, sexes et âges confondus, selon les formules suivantes.

La FINMA prescrit un taux d'inflation non structurelle annuelle moyenne $i_{PY1}^{PG,market}$, $i_{PY2}^{PG,market}$ et $i_{PY3}^{PG,market}$, en général la même valeur pour chacune des années PY_1, PY_2 et PY_3 , selon la procédure décrite à l'annexe C. On définit alors:

- $\gamma_{PY1}^{PG,market} = \left(1 + i_{PY1}^{PG,market}\right)^{\Delta_{PY1}}$ où $\Delta_{PY1} = \text{année } CY - \text{année } PY_1$
- $\gamma_{PY2}^{PG,market} = \left(1 + i_{PY2}^{PG,market}\right)^{\Delta_{PY2}}$ où $\Delta_{PY3} = \text{année } CY - \text{année } PY_2$
- $\gamma_{PY3}^{PG,market} = \left(1 + i_{PY3}^{PG,market}\right)^{\Delta_{PY3}}$ où $\Delta_{PY3} = \text{année } CY - \text{année } PY_3$

5ème étape : Les prestations par contrat attendues pour CY sont dans un premier temps estimées par la moyenne pondérée, par l'effectif annuel moyen, des trois années passées dans la granularité groupe de contrats, sexe et âge:

$$l_{i,CY} = \sum_{PY \in \{PY1,PY2,PY3\}} \omega_{i,PY} \cdot \tilde{l}_{i,PY}$$

où

$$\omega_{i,PY} = \frac{B_{i,PY}^{beg} \cdot \left[\alpha_1 + (1 - \alpha_1) \cdot \left(1 - q_{i,PY}\right)\right]}{\sum_{Y \in \{PY1,PY2,PY3\}} B_{i,Y}^{beg} \cdot \left[\alpha_1 + (1 - \alpha_1) \cdot \left(1 - q_{i,Y}\right)\right]}$$

Au vu de la simplification de l'étape 3 on utilise dans le SST 2025:

$$\omega_{i,PY} = \frac{B_{i,PY}^{beg} \cdot \left[\alpha_1 + (1-\alpha_1) \cdot \left(1 - q_{i,PY}\right)\right]}{\sum_{Y \in \{PY1,PY2,PY3\}} B_{i,Y}^{beg} \cdot \left[\alpha_1 + (1-\alpha_1) \cdot \left(1 - q_{i,Y}\right)\right]} = \frac{B_{i,PY}^{end}}{\sum_{Y \in \{PY1,PY2,PY3\}} B_{i,Y}^{end}}.$$

6ème étape : L'estimateur est amélioré dans un deuxième temps par moyenne mobile entre classes d'âge, dans la granularité groupe de contrats et sexe. Les plus jeunes et plus vieux font l'objet d'un traitement spécial. On définit ainsi:

Pour les classes d'âge $x \in \{0,1\}$

$$\hat{E}\left(L_{1,1}\right) = l_{1,CY}$$

$$\hat{E}\left(L_{2,1}\right) = \frac{1}{2} \cdot \left(l_{1,CY} + l_{3,CY}\right)$$

Pour les classes d'âge $x \in \{2,3,\ldots,90\}$

$$\hat{E}\left(L_{i,1}\right) = \frac{1}{3} \cdot \left(l_{i-1,CY} + l_{i,CY} + l_{i+1,CY}\right)$$

Pour les classes d'âge $x \in \{91,\ldots,110\}$:

$$\hat{E}\left(L_{i,1}\right) = \sum_{k=92}^{111} \tilde{\omega}_{k,CY} \cdot l_{k,CY}$$

où

$$\tilde{\omega}_{k,CY} = \frac{B_{k,0^+}^{**}}{\sum_{m=92}^{111} B_{m,0^+}^{**}}$$

Remarques :

Les sous-groupes de produits PG1.1, PG1.2 et PG1.3 sont considérés séparément en ce qui concerne les données des prestations, mais appliquent le facteur $IBNR$ commun du PG1 ainsi que l'inflation non structurelle commune $i_{PY}^{PG,market}$ du PG1, tous groupes de contrats, sexe et âges confondus.

A l'étape 4, des données historiques ont été transformées afin d'en déduire les valeurs représentatives de l'année CY au moment $t = 0$. En la matière, seule une inflation pour se ramener à $t = 1$ a été appliquée. Concernant l'inflation des années futures après CY ou les adaptations tarifaires qui seront soumises l'année CY pour prennent effet les années futures, il n'y a aucune correction, cf. section 4.3.3.

Si l'historique manque entièrement ou partiellement, par exemple pour certains âges ou pour de nouveaux produits, les valeurs peuvent être déduites par hypothèses à partir des travaux de tarification

(*pricing*). Dans des cas justifiés, il est aussi possible de se fonder sur un historique des prestations plus long (cinq ans au maximum). Il en résulte un estimateur alternatif $\hat{E}^{alternative}(L_{i,1})$, au moins pour certaines classes d'âge. Une telle correction est à prendre en considération si elle est nécéssaire au calcul global des EVI. Autrement dit, un calcul moyennement convaincant pour un groupe de contrats particulier ne devra pas nécessairement être modifié si l'impact sur la valeur globale des EVI est négligeable. Si de telles corrections sont effectuées, il faut les motiver et les expliquer dans le rapport SST.

4.4.8 Frais par contrat

$E(K_{i,1})$: L'entreprise détermine la courbe des frais en appliquant un facteur multiplicatif à $E(P_{i,1})$ appelé taux de frais. Pour la valeur de $E(P_{i,1})$, cf. section 4.4.6.

Le taux de frais est déterminé globalement au niveau du PG, tous groupes de contrats, sexes et âges confondus, par la méthode suivante:

1ère 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 viagers, 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 selon sa propre réalité) et diminution de 5% des frais de gestion ainsi corrigés.

2ème 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, total sur l'ensemble des groupes de produits 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.

3ème 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.

4ème 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 selon les risques ou selon les prestations.
- On calcule encore la moyenne de la valeur en fonction des risques et de la valeur en fonction des prestations : elle constitue l'estimation la meilleure possible (*best estimate*) des frais de gestion corrigés répartie par groupe de produits.

5ème étape : Taux de frais par groupe de produits

- Input : frais de gestion par groupe de produits des trois dernières années ressortant de la 4e 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.

4.5 Plafonnement des primes (*cap*) et agrégation

Le modèle standard détermine un facteur de plafonnement des primes γ_j^{PC} au niveau du groupe de plafonnement des primes (PC-G) défini en section 4.2.2 comme suit.

Pour $j < 6$ on pose $\gamma_j^{PC} = 1$.

Pour $j \geq 6$ on pose

$$\gamma_j^{PC} = \frac{CR_j}{CR_j^{PC}}$$

où

$$CR_j = \frac{\sum_{CG \in PCG} \sum_g \sum_{i \geq 1} \left\{ E\left(\bar{B}_{i,j}^{CG,g}\right) \cdot E\left(L_{i,j}^{CG,g}\right) + E\left(\bar{B}_{i,j}^{CG,g}\right) \cdot E\left(K_{i,j}^{CG,g}\right) \right\}}{\sum_{CG \in PCG} \sum_g \sum_{i \geq 1} \left\{ E\left(\bar{B}_{i,j}^{CG,g}\right) \cdot \check{E}\left(P_{i,j}^{CG,g}\right) \right\}}$$

avec $\check{E}\left(P_{i,j}^{CG,g}\right)$ défini par l'espérance avant le plafonnement des primes (pour un groupe de contrats tarifés par âge réel, on a $\check{E}\left(P_{i,j}^{CG,g}\right) = E(P_{i+j-1,1}^{CG,g})$, cf. section 4.3.2)

et

$$CR_j^{PC} = \max(CR_j, 0.9)$$

Le facteur γ_j^{PC} ainsi obtenu est ensuite appliqué uniformément à chaque (CG, g) formant le groupe de plafonnement des primes (PC-G) dans la formule de la section 4.3.4. En prenant le signe inverse, il en résulte une valeur $LZV^{CG,g}$.

La valeur des engagements viagers se référant à un PG est obtenue par la somme des $LZV^{CG,g}$ constituant ce PG. Une valeur positve indique un engagement (perte) envers l'ensemble des assurés de ce PG, une valeur négative un avoir (profit).

La valeur au bilan SST des engagements viagers est la somme des engagements viagers par PG.

4.6 Tarifs par âge d'entrée

Le modèle standard d'évaluation des engagements viagers décrit jusqu'ici ne s'applique qu'aux tarifs par âge d'entrée concernant les hypothèses $E(P_{i,j}) = E(P_{i+j-1,1})$ et $\mathrm{Cov}(\bar{B}_{i,j}, P_{i,j}) = 0$ formulées en section 4.3.2 et donc aussi concernant la partie avec les primes de la formule en section 4.3.4. En revanche, le reste couvre aussi les tarifs par âge d'entrée.

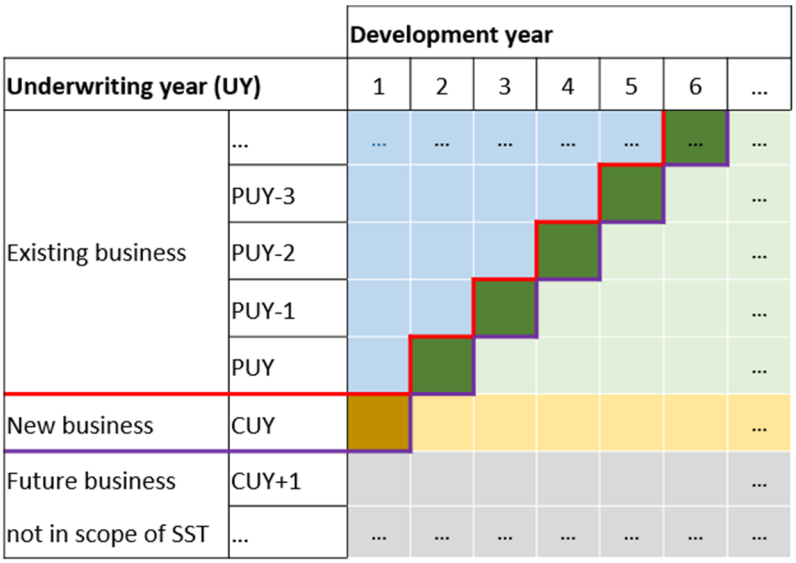
Les entreprises d'assurance qui doivent disposer d'une formule spécifique pour les tarifs par âge d'entrée en remplacement de la formule de la section 4.3.2 déposent une demande d'adaptation soumise à approbation du modèle standard maladie à la FINMA. Ici peuvent entrer en compte non seulement la formule de calcul proprement dite, mais aussi les regroupements, hypothèses et méthodes d'estimation nécessaires au vu des données statistiques parfois éparses et sensibles dans le secteur des tarifs par âge d'entrée. Si l'outil LZV-Tool dispose, en sus du périmètre du modèle standard, de fonctionnalités pour les tarifs par âge d'entrée, elles ne garantissent pas à elles seules un calcul et des hypothèses adéquats pour une situation particulière. Une expertise est nécessaire et la solution retenue, tant en termes méthodologiques que d'implémentation, fait partie de l'adaptation soumise à approbation du modèle standard.

5 MI : Risques d'assurance-maladie individuelle

5.1 Types de risques

5.1.1 Répartition des affaires

Nous répartissons les affaires comme suit :



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 (exclu) et t_1 (inclus, ligne violette), c'est-à-dire pendant la période initiale d'un an.
- Les *affaires nouvelles après la fin de l'année actuelle* comprennent tous les contrats qui seront souscrits après t_1. Conformément à l'art. 2 al. 2 let. a OS-FINMA, l'évaluation à la fin de la période initiale retient l'hypothèse que l'entreprise d'assurance ne conclut plus aucune affaire nouvelle après la fin de l'année actuelle (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 passées 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 $E\big(BE_t(CF)\big) = BE_{t_0}(CF)$, 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 :

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

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 moment 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. Nous allons distinguer 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*) ou 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 :

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

$BE_{t_o}(\text{existing and earned})$ désigne les provisions pour sinistres dans le bilan SST. Les provisions pour sinistres au moment t_0 correspondent aux traitements devant encore être payés issus des années précédentes. On fait ici l'hypothèse que les provisions pour sinistres de l'assureur-maladie existantes 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 ou égale à t_1) et le montant provisionné à cet effet dans la provision pour sinistres. 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 au moment* t_1) s'obtient par

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

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 contrats comme on les avait en $t = 0$ qui sont évalués, on fait comme si le portefeuille n'avait 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 :

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

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

Le risque URR peut donc être représenté comme suit :

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

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 de la section 5.1.1.

- *Ne sont donc pas mesurés* avec cette approche les risques découlant du vieillissement endogène de l'année actuelle entre t_0 et t_1.
- *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 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 [exclu] et t_1[inclus]) ; il est représenté par les cases vert foncé et orange foncé. Il s'écrit comme suit :

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

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 $RF_t = \left(RF_{t,q}, RF_{t,s}, RF_{t,k}, RF_{t,l}\right)$ 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 considération 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 $t = 0$: $\Delta RF_{1,i} = RF_{1,\mathrm{i}} - RF_{0,\mathrm{i}}$. 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 $\Delta RF_{t,i} = RF_{t,i} - RF_{0,\mathrm{i}}$ 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 $t = 0$ donnée par

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

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.

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

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, $\delta_i = \frac{\partial \widetilde{LZV}}{\partial RF_{0,i}}(RF_0)\cdot RF_{o,i}$ 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 $E\left(RF_{1,i}\right) = RF_{0,i}$ et des caractéristiques élémentaires de l'espérance

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

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

$$\Sigma = diag\left(CV_q, CV_s, CV_k, CV_l\right)\,\Gamma\,diag(CV_q, CV_s, CV_k, CV_l)$$

où Γ désigne la matrice de corrélation des facteurs de risque $RF_1 = \left(RF_{1,q}, RF_{1,s}, RF_{1,k}, RF_{1,l}\right)$. 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* à la feuille "HE_prescribed_parmeters", cf. section 5.2.3 pour CV_k, 5.2.4 pour CV_l et l'annexe B pour CV_q et CV_s.

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 :

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

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

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

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 $\sigma_{\Delta\widetilde{LZV}(RF_1)} = \sqrt{\delta^{\mathrm{T}}\,\Sigma\,\delta} = \sqrt{\tilde{\delta}^{\mathrm{T}}\,\Gamma\,\tilde{\delta}}$, 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

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

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 $\Delta\widetilde{LZV}(RF_1)$, 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 $\widehat{\sigma_{K_g}} = \sqrt{\widehat{Var(K_g)}} = \sqrt{\widehat{E(K_g^2)} - \left(\widehat{E(K_g)}\right)^2}$. 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. feuille "HE_prescribed_parameters"). 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 des 10 dernières années
- 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 l'EHP et des préparations de données de l'entreprise :

- Données des 10 dernières années.
  - 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 2022, dont le portefeuille a été transféré le 1er janvier 2023 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 réel ou en fonction de l'âge d'entrée) est attribué à un groupe de produits conformément à la définition des groupes de produits sous 3.2.2.

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 des 10 dernières années. $CV_{L_{gi}}$ 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 $CV_{L_{gi}}$:

- 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*, BMCMedical 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.

Au vu de la série temporelle portant sur 10 ans, 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 1er 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 $i = 1, \ldots, 5$
$B_g = \sum_{i=1,\ldots,5} B_{gi}$	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
$E_{gi} = E(L_{gi})$	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

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

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

$$\sigma(L_g) = \left(\sum_{i,j=1}^{5} w_{gi}\, w_{gj}\, E_{gi}\, E_{gj}\, CV_{L_{gi}}\, CV_{L_{gj}}\, \Gamma_{ij} \right)^{1/2}$$
$$= \sqrt{\overrightarrow{w_g}^T \operatorname{diag}\left(\overrightarrow{E_g}\right) \operatorname{diag}\left(\overrightarrow{CV_g}\right) \Gamma_L \operatorname{diag}\left(\overrightarrow{E_g}\right) \operatorname{diag}\left(\overrightarrow{CV_g}\right) \overrightarrow{w_g}}$$

où Γ_L correspond à la matrice de corrélation des cinq groupes de produits, laquelle est prescrite par la FINMA à la la feuille « HE_prescribed_parameters » du *SST-Health-Template*.

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

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

$L_g^{(J_1)}$, $L_g^{(J_2)}$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 à la feuille "HE_prescribed_parameters" du *SST-Health-Template*.

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_1 (c'est-à-dire pour le calcul concret, au moment t_0 en raison de la représentation de la section 5.1.4 de l'hypothèse de stationnarité), 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 CY	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 110 ans	0%	100%

- Le « nombre de contrats » se rapporte au jour de référence SST t_0 comme défini pour le calcul des EVI (voir $B^*_{i,0^+}$ en section 4.3.1).

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.

5.4 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

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

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 de l'art. 2 OS-FINMA.
- $CV_{g,CY} = \sqrt{3} \cdot CV(L'_g)$. 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 $\sqrt{3} \cdot CV_{max}$.

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 à la feuille "HE_prescribed_parameters" du *SST-Health-Template*..

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

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

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, voir 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

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

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 :

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

ou

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

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*

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

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

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

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 :

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

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 feuille "HE_prescribed_parameters" du *SST-Health-Template*.

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*.

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 feuille "HE_prescribed_parameters" du SST-Health-Template.

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 en R dans l'outil SST-Tool (distinct du LZV-Tool). Les valeur respective de la probabilité de survenance est prescrite par la FINMA et est intégrée au *SST-Health-Template*, voir feuille "HE_prescribed_parameters".

La méthode 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 :

$$-E[\Delta P_{KTG}] \;=\; E[Primes_{KTG} - \text{Dépenses}_{KTG} - \Delta Provisions\ pour\ sinistres_{KTG} - S_{KTG}]$$

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 pendant la période d'un an à partir du jour de référence 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

Le résultat d'assurance attendu des nouvelles affaires dans la branche maladie individuelle se réfère aux affaires qui ne sont pas comprises aux engagements viagers dans le bilan SST. Les engagements viagers se référaient à l'effectif $B^{*}_{i,0^+}$ (nombre de contrats au moment $t = 0$ avec une couverture pour l'année CY, moins les émigrations dues plus les immigrations dues).

A titre de simplification, on ne considère comme nouvelles affaires que celles dont la couverture débute exactement le 1er janvier et on néglige celles qui commencent en cours d'année. Cette simplification est corroborée par le fait qu'en assurance-maladie les contrats et primes sont largement calqués sur l'année civile. On calcule donc le résultat d'assurance attendu pour $B^{**new}_{i,0^+}$.

La méthode de calcul du modèle standard se fait par calage sur les résultats des engagements viagers par groupe de produits comme suit. Elle postule implicitement un comportement analogue des nouveaux assurés de ceux déjà en portefeuille.

Pour un PG, on calcule le résultat d'assurance attendu (*EIR*) par la formule

$$EIR^{PG} = \frac{B^{**new,PG}_{tot,0^+}}{B^{*,PG}_{tot,0^+}} \cdot (-LZV_0^{PG})$$

où l'effectif des nouvelles affaires au niveau du PG s'obtient par sommation des effectifs dans les granularités plus fines

$$B^{**new,PG}_{tot,0^+} = \sum_{CG \in PG,\ g \in \{male,female\}} B^{**new,CG,g}_{tot,0^+}$$

avec

$$B^{**new,CG,g}_{tot,0^+} = \sum_{i=1}^{111} B^{**new,CG,g}_{i,0^+}$$

et où $B_{tot,0^+}^{*,PG}$ et LZV_0^{PG} sont déjà connus par le calcul des engagements viagers.

Le résultat d'assurance attendu des nouvelles affaires d'assurance-maladie individuelles s'obtient finalement par sommation sur les PG.

Selon la section 4.4.3 on pose $B_{tot,0^+}^{**new,CG,g} = 0$ pour le SST 2025, si bien que le résultat d'assurance attendu (*EIR*) est porté à valeur nulle dans le SST 2025.

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

Le calcul du montant minimum se trouve à la *description technique du modèle standard SST pour l'agrégation et le montant minimum*, en particulier la manière de relier les différentes composantes du montant minimum. Ici nous nous limitons à la représentation du calcul des capitaux risque sur une année futurs pour les risques d'assurance ES_k^{LZV} $(k = 1,2,3, \dots)$: ces capitaux risque se réfèrent chacun au jour de référence k de la fin d'une année pour les risques d'assurance des années qui suivent, à commencer par l'année entre k (exclu) et $k + 1$ (inclus). $k = 1$ signifie la fin de la première période d'une année à compter du jour de référence SST.

Dans le modèle standard pour l'assurance-maladie, des coûts du capital pour chaque année future viennent grever le besoin en capital, 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 de la composante $MVM_{maladie}$ du montant minimum le risque d'assurance des EVI (*expected shortfall* ES_0^{LZV}) relatif à l'année actuelle 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 cinquante valeurs des valeurs actualisées futures des prestations et des frais de gestion des engagements viagers servent de grandeur de référence pour évaluer les contributions futures au risque résultant des risques d'assurance des engagements viagers. Ces cinquante valeurs, actualisées au moment t, sont désignées par $PV_t(\Lambda_s + \mathrm{K}_s)_{s=t}^{49}$ où Λ_s, resp. K_s, désignent les prestations et frais de gestion attenus de l'année entre $t = s - 1$ (exclu) und $t = s$ (inclus).

- Le risque d'assurance des engagements viagers pendant la première année à compter du jour de référence (« risque de première année », désigné par ES_0^{LZV}, est pris en compte dans

le calcul du risque total des engagements viagers et sa valeur est connue. Ce risque de première année peut être rapporté à la valeur actualisée des prestations et des frais de gestion des engagements viagers en $t = 0$, ce qui correspond à $PV_0(\Lambda_s + \mathrm{K}_s)_{s=1}^{4950}$. Ce rapport 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 pour cinquante périodes d'une année.

En formule, le risque d'assurance des EVI s'obtient par:

$$ES_{t+1}^{LZV} = ES_0^{LZV} \cdot \frac{PV_t(\Lambda_s + \mathrm{K}_s)_{s=t+1}^{50}}{PV_0(\Lambda_s + \mathrm{K}_s)_{s=1}^{50}}$$

Remarque: Le calcul commence avec $t = 0$, donc avec le risque ES_1^{LZV} à la fin de l'année actuelle: Ce risque ES_1^{LZV} équivaut à ES_0^{LZV}, le risque au début de l'année actuelle, ce qui est tout à fait conforme à l'hypothèse de stationnarité selon la section 5.1.4.

- 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.

- Les 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 respectives. 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.

La composante de branche $MVM_{maladie}$ s'obtient ainsi comme

$$MVM_{maladie} = \eta_{CoC} \cdot \sum_{t=1}^{50} d_t \cdot ES_t^{LZV},$$

où η_{CoC} désigne le taux des coûts du capital prescrit par la FINMA et les $d_t = \frac{1}{(1+r_{0,t})^t}$ désignent les facteur d'actualisation issus de la courbe de taux sans risques utilisée.

9 Adaptations soumises à approbation

Les prescriptions susmentionnées relatives au modèle standard assurance-maladie doivent en principe être mises en œuvre sous la forme décrite. Des adaptations soumises à approbation sont toutefois possibles dans des cas justifiés, conformément aux art. 46 OS et 9 OS-FINMA.

Sont soumises à approbation notamment les adaptations en présence de produits qui engendrent des engagements viagers et ne sont pas tarifés par âge réel (voir section 4.6).

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

Sert à ce que la société explique les calculs qui lui sont spécifiques et permet des contrôles de cohérence. Cette feuille complète le rapport SST et est facultative pour le SST 2025 à mesure où toutes les informations requises se trouvent dans le rapport SST, cf. notamment la section 10.15 ci-dessous.

10.6 HE_contract_groups

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

10.7 HE_input_VWK

Calcul les taux de frais administratifs.

10.8 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 -Tool.

Le LZV-Tool produit différents outputs dont les cash flow best estimate issus du calcul des EVI, lesquels doivent être copiés à la feuille *HE_LZV_CF.*

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 2025.

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

10.13 HE_MVM

Calcul de la composante $MVM_{maladie}$ du montant minimum selon le chapitre 8.

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 (détails voir chapitre 11).

10.15 HE_CGx

Une feuille par groupe de contrats. A remplir obligatoirement par toutes les sociétés pour tous les groupes de contrats de la société.

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 peuvent – en plus du rapport SST - être expliquées à la feuille *HE_calculation_documentation*.

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 »* (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 2.1, on suppose que seule la position *«* Best estimate des engagements viagers (maladie) (ADISD02100 - ADISD02400): 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*.

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 (SST-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

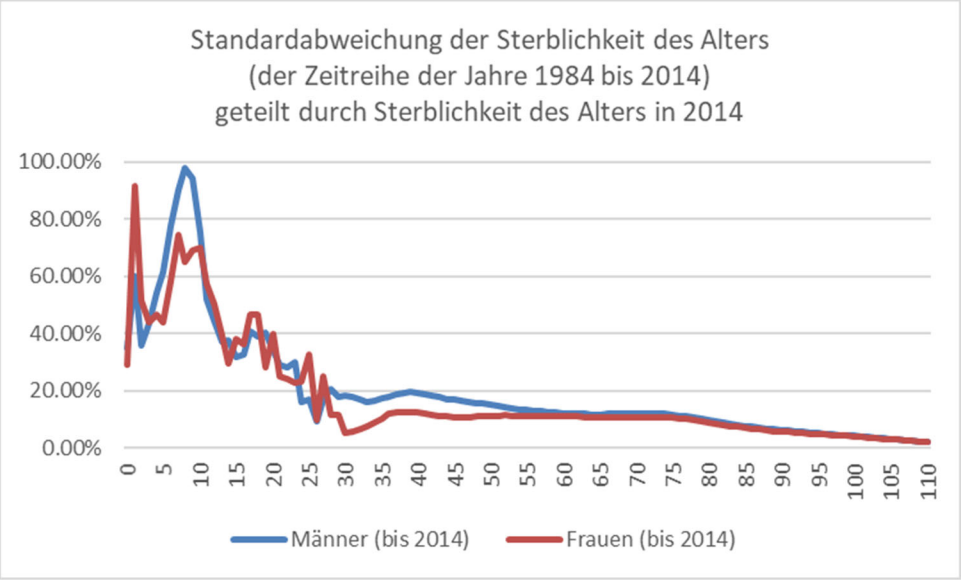
B.1 Coefficient de variation « mortalité »

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 :

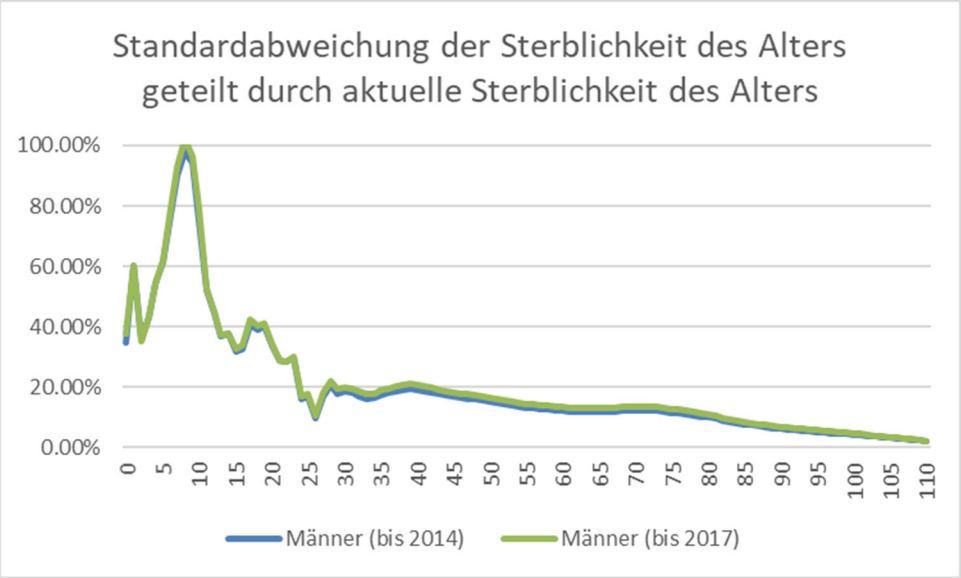


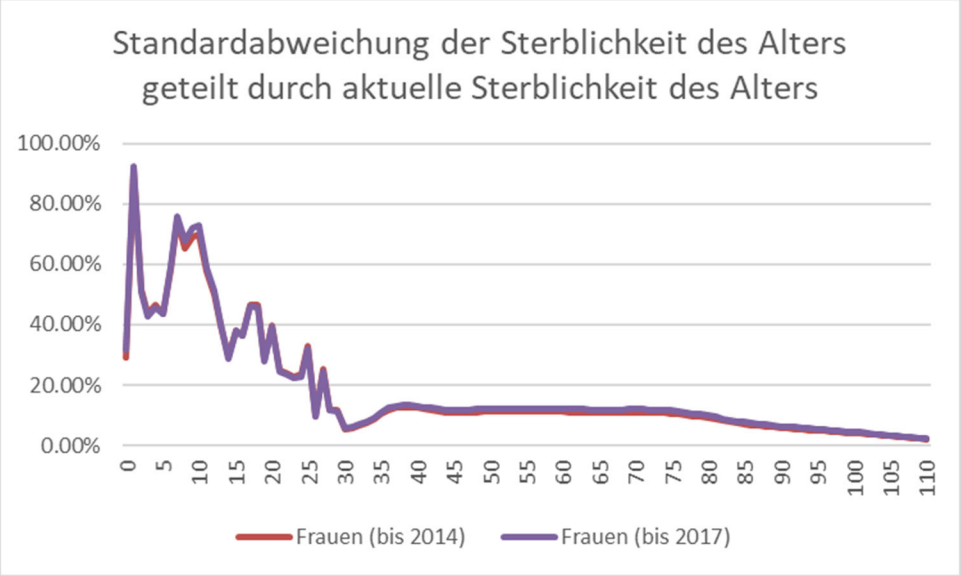
Les écarts en fonction de l'âge sont manifestes. Il en va par conséquent de même pour les valeurs moyennes obtenues pour différentes classes d'âge, comme il ressort du tableau suivant (mixité : 50% de femmes, 50% d'hommes) :

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). Sur la base de l'enquête sur les résiliations 2023 de nouvelles données étaient à disposition de la FINMA, pour les dix années de 2013 à 2022. La FINMA a répété le procédé décrit ci-dessus sur deux séries chronologiques (l'une pour les cinq années 2028 à 2022, l'autre pour les dix années compètes) et il en est résulté que le coefficient de 8% est encore adéquat.

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 » : pendant la période d'une année à compter du jour de référence, 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 jour de référence.

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.

1re 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 1er 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.

2e 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}.[8]

[8] 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.

3e étape :

Pour $i = 1, \ldots, n$, 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 : $L_{i-n}^{g} = Ltot_{i-n}^{g} / B_{i-n}^{g}$.

4e étape :

Pour $i = 2, \ldots n$, 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 2025**	Avant
Toutes	OS-FINMA	Adaptation des référence	Circ-FINMA 2017/3
3.2.3	Définition de l'âge	Age selon l'AOS	Age selon l'AOS *diminué de 1*
3.3.2	Outtil implémenté pour le EVI	LZV-Tool basé sur R, remplace l'ancien outil en EXCEL.	"Berechnungs-Template LZV" basé sur EXCEL-Basis, n'est plus mis à disposition par la FINMA
4.3.4	Moment ("timing") du cash flow	A la fin de l'année	Au début de l'année
4.3.4	Definition de l'effectif	Effectif moyen issu des effectifs au début et à la fin de l'année	Effectif du débnut de l'année
4.4.4	Mortalité	Moyenne des mortalités au début de l'année et à la fin de l'année	Mortalité au début de l'année
4.4.5	Taux de résiliation	Mise à jour basée sur de nouvelles données	Valeurs à jour selon les informations alors disponibles
4.4.6	Primes par contrat	Concrétisation des explications en formules	Explications verbales
10.15	Feuille HE_LZV_CF_(classic)	Supprimée (sans remplacement)	La feuille devait être utilisée
10.15	Feuilles d'input HE_CGx	Ces feuilles doivent obligatoirement être remplies pour le SST 2025	Le remplissement était facultatif