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

GUIDE PRATIQUE

sur le **modèle standard SST** pour les **risques de marché**

Edition du 26 octobre 2011

1 But

Conformément à l'art. 43 al. 2 de l'ordonnance sur la surveillance (OS ; RS 961.011) et au Cm 100 de la Circulaire 2008/44 « SST » de la FINMA, la FINMA définit un modèle standard unique pour la quantification des risques financiers.

Le modèle standard applicable aux risques de marché est un modèle dit Delta-Gamma. Ses paramètres sont implémentés dans le *template* SST ; toutefois, les calculs eux-mêmes doivent être effectués en dehors du *template*. Le *template* SST en présente une version simplifiée qui prévoit une dépendance linéaire du capital porteur de risque par rapport aux variations des facteurs de risque au lieu d'en prévoir une quadratique. Lorsque l'exposition de l'entreprise d'assurance aux risques du marché le permet, il est possible d'utiliser cette version simplifiée. C'est notamment le cas lorsque le risque n'est pas sous-estimé par l'application de la dépendance linéaire au lieu de la dépendance quadratique.

Le présent guide pratique consiste en un document explicatif au sens du Cm 107 de la Circ.-FINMA 08/44 « SST » sur le modèle standard de risque de marché ainsi que sur l'utilisation du *template* SST. Il comprend également des informations générales sur la quantification des risques dans le SST.

2. Généralités sur la quantification des risques dans le SST

D'après le SST, la solvabilité d'une entreprise d'assurance se calcule à partir du capital disponible à la date de référence et des variations potentielles de ce dernier à un horizon d'une année. Dans le SST, le capital disponible à la date de référence s'appelle le *capital porteur de risque* (abrégé CPR). Nous partons du principe que le capital porteur de risque du moment t_0 est connu, alors que $\mathrm{CPR}(s)$ avec $s > 0$ est une valeur stochastique, c'est-à-dire inconnue. Du point de vue de la gestion des risques, c'est-à-dire du point de vue prudentiel, sont intéressantes les variations potentielles du capital porteur de risque à un certain horizon temporel h, soit

$$CPR(t+h) - CPR(t) .$$

Einsteinstrasse 2, 3003 Berne
Tél. +41 (0)31 327 91 00, Fax +41 (0)31 327 91 01
www.finma.ch

A140821/GB-G/G-KDI

Conformément à la pratique générale relative à la gestion des risques, le capital porteur de risque est défini comme fonction de facteurs de risque $Z_1, \ldots, Z_d$:

$$CPR = CPR\big(t\,; Z(t)\big) = CPR\big(t\,; Z_1(t), \ldots, Z_d(t)\big),$$

avec $Z(t) = \big(Z_1(t), \ldots, Z_d(t)\big)^T$.

Les facteurs de risque généralement utilisés sont les prix exprimés sous forme de logarithmes des actions, biens immobiliers ou taux de change ou des taux d'intérêt et des *spreads* de crédit.

Comme déjà indiqué, l'horizon temporel dans le SST est d'une année. Les exigences en matière de solvabilité résultant de la *variation* du capital porteur de risque sur un horizon d'une année, les *variations* X correspondantes des facteurs de risque doivent donc généralement être prises en compte :

$$X(t+1) = Z(t+1) - Z(t).$$

Ce qui donne

$$\begin{aligned} \Delta CPR(t+1) &= CPR(t+1) - CPR(t) \\ &= CPR\big(t+1; Z(t+1)\big) - CPR\big(t; Z(t)\big) \\ &= CPR\big(t+1; Z(t) + \mathbf{X}(t+1)\big) - CPR\big(t; \mathbf{Z}(t)\big) \end{aligned}$$

La modification du capital porteur de risque est donc une fonction des variations des facteurs de risque.

2.1. Modèle analytique

Dans ce qui suit, nous désignons par $t = 0$ la date de référence pour le SST.

2.1.1. Version intégrale

Dans sa version intégrale, le modèle standard considère l'approximation suivante :

$$CPR\big(\mathbf{Z}(1)\big) \approx CPR\big(\mathbf{Z}(0)\big) + \sum_{i=1}^{d} \frac{\partial CPR(\mathbf{Z}(0))}{\partial z_i} X_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^{d} \sum_{k=1}^{d} \frac{\partial^2 CPR(\mathbf{Z}(0))}{\partial z_i \partial z_k} X_i X_k$$

ou, si l'on prend $\Delta CPR(1) = CPR\big(\mathbf{Z}(1)\big) - CPR\big(\mathbf{Z}(0)\big)$

$$\Delta CPR(1) \approx \sum_{i=1}^{d} \frac{\partial CPR(\mathbf{Z}(0))}{\partial z_i} X_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^{d} \sum_{k=1}^{d} \frac{\partial^2 CPR(\mathbf{Z}(0))}{\partial z_i \partial z_k} X_i X_k$$
$$= \boldsymbol{\delta}^T \mathbf{X} + \frac{1}{2} \mathbf{X}^T \Gamma \mathbf{X} \qquad (1)$$

où $\mathbf{X} = \mathbf{X}(1) = \left(X_1(1), \ldots, X_d(1)\right)^T$ et $\boldsymbol{\delta} = \left(\delta_1, \ldots, \delta_d\right)^T$ désigne le vecteur des dérivés premières et Γ la matrice des dérivés secondes, soit

$$\delta_i = \frac{\partial CPR(\mathbf{Z}(0))}{\partial z_i}, \qquad \Gamma_{ik} = \frac{\partial^2 CPR(\mathbf{Z}(0))}{\partial z_i \, \partial z_k} \qquad (2)$$

L'équation (1) définit la *version* dite *intégrale* du modèle standard SST (delta-gamma). D'un point de vue mathématique, cela correspond à l'approximation de deuxième ordre du développement de Taylor qui désigne approximativement le lien fonctionnel entre les variations du CPR et celles des facteurs de risque.

Contrairement à la version simplifiée (chapitre 2.1.2 ci-après), dans le cas présent, les mesures de risque *Value-at-risk* (VaR) et l'*expected shortfall* de la variation du CPR ne peuvent être déterminées analytiquement, même en partant de l'hypothèse simplificatrice selon laquelle les facteurs de risque suivent une loi normale multivariée. La distribution de probabilité de ΔCPR dans (1) peut par exemple être déduite par inversion numérique de la fonction caractéristique ou de la fonction génératrice des moments, cf. par ex. Glasserman [2] p. 487. Une alternative consiste en la simulation (Delta-Gamma Monte Carlo) qui présente l'avantage de ne pas requérir d'hypothèse de normalité et est peut-être plus facile à implémenter. Toutefois, la version intégrale du modèle standard applicable aux risques de marché part de l'hypothèse, comme jusqu'alors, que les variations des facteurs de risque sont normales multivariées. La plupart des logiciels de statistique offrent la possibilité de simuler des vecteurs normaux multivariés à partir d'une espérance et d'une matrice de covariances données (pour plus de détails, cf. par ex. McNeil et. al. [4], p. 66). Il s'ensuit que la distribution empirique de ΔCPR selon (1) peut être estimée par des vecteurs $\mathbf{X}$ simulés en nombre suffisant.

Un estimateur non paramétrique simple de l'expected shortfall peut être obtenu par simulation. Il s'agit de la moyenne des variations du CPR simulées qui dépassent la *value-at-risk* correspondante :

$$-\widehat{\mathrm{ES}}_\alpha = \frac{\sum_{j=1}^{N} \Delta\mathrm{CPR}_j \; 1_{\{\Delta\mathrm{CPR}_j < \widehat{\mathrm{VaR}}_\alpha\}}}{\sum_{j=1}^{N} 1_{\{\Delta\mathrm{CPR}_j < \widehat{\mathrm{VaR}}_\alpha\}}}$$

où $\widehat{VaR}_\alpha$ est un estimateur (pour un quantile) de la value-at-risk au seuil de confiance $\alpha = 0.01$ et ΔCPR_j dénote la variation du CPR obtenue à la j-ème simulation ($j = 1, \ldots, N$). 1_A désigne la fonction indicatrice : $1_A = 1$ si l'événement A a lieu, 0 sinon.

Vu que la *value-at-risk* est faible, on est confronté à une situation de *rare event* lors de la simulation. Dans la pratique, un nombre de simulations de l'ordre de 500 000 devrait permettre d'atteindre un résultat stable. Selon les circonstances, une technique de réduction de la variance doit également être prise en compte (cf. par ex. Asmussen [1], p. 432 ou Glasserman et. al. [3]).

2.1.2. Version simplifiée

Concernant les expositions pour lesquelles l'approximation linéaire décrit suffisamment bien les variations du CPR, il n'est pas nécessaire d'utiliser le terme quadratique. Nous obtenons alors la *version simplifiée* du modèle standard :

$$\Delta CPR(1) \approx \sum_{i=1}^{d} \frac{\partial CPR(\mathbf{Z}(0))}{\partial z_i} X_i = \boldsymbol{\delta}^T \mathbf{X} \tag{3}$$

Cette simplification s'applique généralement aux assureurs dommages pour autant que leurs expositions ne consistent pas essentiellement en des activités dites *long tail* (produits à déroulement long). Pour un portefeuille d'actions pur, par exemple, l'hypothèse d'une approximation linéaire entre les variations du CPR et les variations de valeur des actions se justifie. En revanche, elle ne décrit pas suffisamment correctement les variations du CPR pour un portefeuille contenant des dérivés ou des instruments dépendants de taux d'intérêt. Si une entreprise d'assurance entend appliquer la version simplifiée du modèle standard, elle doit alors apporter la preuve que cela n'entraîne pas une sous-estimation du risque. Cela peut par exemple être le cas lorsque les sensibilités des engagements aux taux d'intérêt sont supérieures à celles des actifs. Si le risque est sous-estimé avec la version simplifiée, il faut alors appliquer la version intégrale du modèle standard SST pour les risques de marché.

Dans le modèle standard SST pour les risques de marché, on part de l'hypothèse selon laquelle les variations $\mathbf{X}$ des facteurs de risque suivent une loi normale multivariée (approche variance-covariance). Conjugué à l'hypothèse de linéarité, ce postulat présente l'avantage que les mesures de risque de la valeur à risque (*value-at-risk*) et celle dite de l'*expected shortfall* peuvent être déterminées analytiquement. En effet, dans le cas d'une répartition selon la loi normale multivariée pour un vecteur aléatoire $\mathbf{X}$, le produit scalaire de $\mathbf{X}$ avec un vecteur d-dimensionnel $\boldsymbol{\delta}$ est distribué selon une loi normale univariée. Concètement :

Si $\mathbf{X} \sim N_d(\boldsymbol{\mu}, \Sigma)$ et $\boldsymbol{\delta} \in R^d$, alors $\boldsymbol{\delta}^T \mathbf{X} \sim N_1(\boldsymbol{\delta}^T \boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\delta}^T \Sigma \boldsymbol{\delta})$ et donc

$$\mathrm{VaR}_\alpha(\boldsymbol{\delta}^T \mathbf{X}) = \boldsymbol{\delta}^T \boldsymbol{\mu} + \sqrt{\boldsymbol{\delta}^T \Sigma\, \boldsymbol{\delta}}\; q_\alpha(Z)$$
$$\mathrm{ES}_\alpha(\boldsymbol{\delta}^T \mathbf{X}) = \boldsymbol{\delta}^T \boldsymbol{\mu} + \sqrt{\boldsymbol{\delta}^T \Sigma\, \boldsymbol{\delta}}\; \frac{\varphi(q_\alpha(Z))}{1-\alpha}$$

où $q_\alpha(Z)$ désigne le quantile au seuil α d'une variable aléatoire Z suivant une loi normale standard de densité notée φ.

D'une manière générale, une telle approche est connue sous le nom d'approximation « delta normale ».

2.2. Prise en compte des impacts des différents scénarios

Dans le modèle standard SST pour les risques de marché, on part de l'hypothèse selon laquelle les variations des facteurs de risque sont normales multivariées. Ce postulat présente une vision simplifiée de la réalité. Car dans la pratique, les facteurs de risque sont souvent leptokurtiques (aspect « pointu » de la densité de la probabilité et, en conséquence, plus d'épaisseur dans les queues de distribution) et montrent des dépendances des queues. Ces faits dits « stylisés » (*stylized facts*) sont insuffisamment reflétés par la distribution normale multivariée. Les analyses de scénarios sont donc un complément important du modèle analytique des actifs qui permettent de corriger ce point faible. Pour la version intégrale du modèle standard de risques de marché, nous définissons en conséquence

$$\begin{aligned}\Delta CPR(1) &\approx \sum_{i=1}^{d} \frac{\partial CPR(\mathbf{Z}(0))}{\partial z_i} X_i + \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{d}\sum_{k=1}^{d} \frac{\partial^2 CPR(\mathbf{Z}(0))}{\partial z_i \partial z_k} X_i X_k + \sum_{n=0}^{m} \Delta CPR_n 1_{S_n} \\ &= \boldsymbol{\delta}^T \mathbf{X} + \frac{1}{2}\mathbf{X}^T \Gamma \mathbf{X} + \sum_{n=0}^{m} \Delta CR_n 1_{S_n} \qquad (4)\end{aligned}$$

où ΔCPR_n désigne l'influence du *n*-ème scénario sur le CPR, $n \in \{0,1,\ldots,m\}$, avec $\Delta CPR_0 = 0$.
La fonction indicatrice $Y_k = 1_{S_k}$ indique alors si le scénario S_k survient ou non. On a $P[S_k] = p_k$ avec

$$p_0 + \sum_{n=1}^{m} p_n = 1$$

où $p_0 = 1 - \sum_{n=1}^{m} p_n$ désigne la probabilité d'une « année normale ».

Le vecteur aléatoire $(Y_0, Y_1, \ldots, Y_m)$ avec $Y_k = 1_{S_k}$ présente alors une distribution multinomiale avec $N = 1$ et des probabilités $p_0, p_1, \ldots, p_m$ (l'événement « 1 dans (m+1) »). Les valeurs $p_1, \ldots, p_m$ vont de 0,1% à 1%, si bien que p_0 s'élève à 90 % environ[1].

Un chablon excel (*template*) diffusé sur le site internet de la FINMA a été élaboré pour l'agrégation des scénarios.

[1] Ces valeurs s'appliquent aux scénarios des risques de marché, aux scénarios des risques actuariels et aux scénarios globaux.

Dans sa version simplifiée, le modèle standard utilise donc l'approximation :

$$\Delta CPR(1) \approx \boldsymbol{\delta}^T \mathbf{X} + \sum_{n=0}^{m} \Delta CPR_n 1_{S_n} \tag{5}$$

Par principe, le modèle standard pour les risques de marché n'est applicable, dans sa version simplifiée comme dans sa version intégrale, que s'il couvre correctement les risques de l'assureur. Cela implique en particulier que

- les *proxies* des facteurs de risque reflètent bien les investissements ;
- le nombre de facteurs de risque est suffisant ;
- l'hypothèse de l'approximation quadratique ou linéaire est acceptable ;
- les scénarios sont à même de corriger suffisamment correctement les faiblesses du modèle analytique.

3. Calcul des sensibilités

Pour pouvoir calculer la variation du CPR à un horizon d'une année, les dérivées du CPR doivent être déterminées en fonction des facteurs de risque, voir (2) :

$$\delta_i = \frac{\partial CPR(\mathbf{Z}(0))}{\partial z_i}, \qquad \Gamma_{ik} = \frac{\partial^2 CPR(\mathbf{Z}(0))}{\partial z_i \, \partial z_k}$$

Dans la version simplifiée, il ne faut calculer que les dérivées de 1er ordre. La version intégrale implique la détermination des dérivés de 1er et de 2^{e} ordre du CPR en fonction des facteurs de risque.

Comparée à une méthode Delta-normale simple, l'implémentation d'une méthode Delta-Gamma requiert les éléments additionnels suivants :

- calcul de la matrice Γ, i. e. des dérivées partielles du CPR par rapport aux *i*-ème *et k*-ème facteurs de risque, et notamment des dérivées partielles mixtes ($i \neq k$; les termes dits «cross-gamma») ;
- détermination de la distribution de probabilité de $\Delta CPR(1)$[2].

Une méthode Delta-Gamma requiert d'estimer les dérivées de 2^{e} ordre du CPR en fonction des facteurs de risque, en sus des sensibilités ou des variations des facteurs de risque vers le haut ou vers le bas. Pour ce faire, il convient de procéder aussi à des calculs de sensibilités, tels qu'expliqués aux annexes A et B. Pour un résultat pertinent de la méthode Delta-Gamma, il faut prendre en compte tous les facteurs de risque, notamment ceux liés aux risques biométriques.

[2] Contrairement à la méthode Delta-normale, $\Delta\mathrm{CPR}$ n'est plus normale univariée, car au vu du terme $\mathbf{X}^T \Gamma \mathbf{X}$ il faut rappeler qu'une forme quadratique de vecteurs aléatoires normaux *n'est plus* distribuée selon une loi normale.

Il incombe à l'entreprise d'assurance d'expliquer pour quelles raisons certains éléments de la matrice Γ peuvent être négligés. Si pour un facteur de risque donné, la somme $s_i^+ + s_i^- \neq 0$ (notation cf. annexe A), cela contribue à un effet diagonal-Gamma. Ce facteur ne peut donc être ignoré si, de ce fait, le risque s'en trouve sous-estimé. Lors des calculs des compléments au capital cible effectués par la FINMA pour les SST 2009 et 2010 avec la méthode Delta-Gamma, les termes mixtes avaient été ignorés (simplification) pour la raison qu'ils ne pouvaient être déduits directement des sensibilités rapportées par les entreprises d'assurance dans le chablon (*template*) SST.

4. Description des facteurs de risque

Le modèle des risques de marché comprend les 77 facteurs de risque suivants :

- Intérêts pour les devises CHF, EUR, USD, GBP calculés séparément pour les maturités de 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 15, 20, 30 ans [4*13 facteurs de risque]
- *Corporate Bond Spreads* USD : Moody's Spreads Aaa, Aa, A et Baa[3] [4 facteurs de risque]
- Taux de change : EUR/CHF, USD/CHF, GBP/CHF, JPY/CHF [4 facteurs de risque]
- Volatilité implicite de la monnaie : USD/CHF options ATM à 3 mois [1 facteur de risque].
- Cours des actions : MSCI Switzerland, MSCI EMU, MSCI UK, MSCI Japan, MSCI US, MSCI Pacific ex Japan, MSCI Small Cap EMU [7 facteurs de risque]
- Volatilité implicite des cours des actions : VIX [1 facteur de risque]
- Biens immobiliers en Suisse : SWX IAZI Investment Real Estate Performance Index (immobilier résidentiel), immobilier commercial direct (par défaut : WUPIX A, utilisation possible de corrélations et de volatilités propres[4]), Rüd Blass (fonds immobiliers), WUPIX A (actions immobilières) [4 facteurs de risque]
- *Hedge funds* : dépendance totale, volatilité de 30 %, utilisation possible de corrélations et de volatilités propres [1 facteur de risque] [4]
- *Private equity* : dépendance totale, volatilité de 37,5 %, utilisation possible de corrélations et de volatilités propres [1 facteur de risque] [4]

[3] Le *template* reprend les notations AAA, AA, A, BBB les plus couramment utilisées, notamment par S&P.

[4] Il faut tenir compte du fait que les méthodes de calcul s'accompagnent souvent d'un effet de lissage des variations de valeur sur la durée. Il faut veiller à ce que le risque ne soit pas sous-estimé. En outre, concernant les *hedge funds* et les placements en *private equity*, il existe des problèmes d'opacité de l'indice et de biais du survivant. C'est la raison pour laquelle, lors de l'application de séries temporelles propres, il faut alors doubler la volatilité.

- Participations : dépendance totale, volatilité de 25%, utilisation possible de corrélations et de volatilités propres [1 facteur de risque] [4,5]

- Volatilité implicite des taux d'intérêt : dépendance totale, volatilité de 50%, utilisation possible de corrélations et de volatilités propres [1 facteur de risque]

Remarque sur les indices d'actions : les indices d'actions du MSCI sont des indices dits de rendement total (*total return index*) ; les dividendes sont ainsi pris en compte par la valeur de l'indice.

Remarque sur la volatilité implicite des taux d'intérêt, les immeubles commerciaux directs, les hedge funds, les placements en private equity et les participations : la FINMA a indiqué des valeurs de corrélation forfaitaires pour ces facteurs de risque. Celles-ci peuvent être remplacées par des estimations propres lorsque les entreprises d'assurance optent pour des séries temporelles appropriées afin de calculer ces valeurs. Dans un tel cas, il faut alors déterminer des corrélations et des volatilités propres. Dans le chablon Excel, les cellules correspondantes ont été surlignées afin d'être plus facilement identifiables. Les corrélations ne sont reprises que si elles sont indiquées intégralement pour tous les facteurs de risque du modèle (même si l'entreprise d'assurance ne présente pas de sensibilité à certains facteurs de risque ; dans de tels cas, il serait légitime de choisir n'importe quelle corrélation). Si tel n'est pas le cas, alors en présence d'une volatilité implicite des taux d'intérêt, de *hedge funds*, de placements en *private equity* et de participations, on part de l'hypothèse selon laquelle ces facteurs de risque sont en étroite corrélation avec le reste du portefeuille. Pour les immeubles commerciaux directs, reprendre les valeurs de WUPIX A (sociétés immobilières cotées en bourse).

Remarque sur les hedge funds (HF) et les placements en private equity (PE) : la FINMA doute du fait que l'estimation des volatilités et corrélations reflète correctement le risque de ces investissements sur la base de l'historique observable du portefeuille de HF/PE d'un assureur ou de l'indice en tant que proxy. Il est recommandé de choisir les paramètres avec prudence. La volatilité estimée en interne doit être doublée, c'est-à-dire multipliée par le facteur 2.

5. Estimation des paramètres des séries temporelles

La méthode d'estimation des paramètres ressemble à celle employée dans la méthodologie « RiskMetrics » de JP Morgan. Comme nous l'avons déjà indiqué, dans le modèle standard SST pour les risques de marché, on part de l'hypothèse selon laquelle les variations des facteurs de risque sont normales multivariées. La distribution normale se définit intégralement par le vecteur moyen $\boldsymbol{\mu}$ et la matrice de covariance Σ.

Il faut estimer la structure de la covariance aussi bien dans sa version intégrale que dans sa version simplifiée, c'est-à-dire les volatilités et les corrélations concernant les variations des facteurs de risque. Ces paramètres sont généralement déterminés sur la base des rendements mensuels des 10

[5] Une meilleure modélisation de la situation des participations en termes de risque consiste en un « *look through* », car la sensibilité de la valeur des participations est prise en compte avec la variation des facteurs de risque. Nous renvoyons aux Cm 87 et 88 de la Circ.-FINMA 08/44 « SST ».

dernières années[6]. L'utilisation de rendements mensuels sur 10 ans constitue un compromis d'une part au regard de la quantité de données, afin d'obtenir des estimations relativement stables, et d'autre part au regard de l'actualité des données (cf. Annexe C relative à la description du ticker Bloomberg ainsi que l'horizon temporel disponible et la fréquence).

La relation entre la matrice de covariance Σ et la matrice de corrélation P est la suivante :

$$\Sigma = \Delta P \Delta ,$$

où Δ désigne la matrice diagonale composée des écarts-types (volatilités) des variations des facteurs de risque comme éléments diagonaux, soit

$$\Delta = \begin{bmatrix} \sigma_1 & 0 & \cdots & \cdots & 0 \\ 0 & \ddots & & & \vdots \\ \vdots & & \ddots & & \vdots \\ \vdots & & & \ddots & 0 \\ 0 & \cdots & \cdots & 0 & \sigma_d \end{bmatrix}.$$

En présence de n observations (p. ex. $n = 120$) de vecteurs d-dimensionnels $\mathbf{X}_1, \ldots, \mathbf{X}_n$ des variations des facteurs de risque, alors les estimateurs standard par la méthode des moments de $\boldsymbol{\mu}$ et Σ sont obtenus par :

$$\overline{\mathbf{X}} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \mathbf{X}_i , \qquad S = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} \left(\mathbf{X}_i - \overline{\mathbf{X}}\right)\left(\mathbf{X}_i - \overline{\mathbf{X}}\right)^T .$$

Notons que les deux estimateurs $\overline{\mathbf{X}}$ et S ne présentent pas de biais.

Par $S = (s_{jk})_{j,k}$, on obtient immédiatement un estimateur $R = (r_{jk})_{j,k}$ de la matrice de corrélation P. L'élément de la ligne *j* et de la colonne *k* se calcule par

$$r_{jk} = \frac{s_{jk}}{\sqrt{s_{jj}\ s_{kk}}} .$$

Il est difficile d'interpréter la variance d'une variable aléatoire, car celle-ci mesure l'écart par rapport à la valeur moyenne au carré. C'est la raison pour laquelle, dans la pratique, on mesure généralement les variations à l'aide de l'écart-type (encore appelé « volatilité »). Celui-ci correspond à la racine carrée de la variance.

[6] En revanche, l'indice de performance du SWX IAZI Investment Real Estate n'est disponible que sur une base trimestrielle.

L'horizon temporel du SST étant d'une année, il faut donc utiliser des volatilités annualisées. Elles s'obtiennent à partir des volatilités des rendements mensuels qui sont multipliées par la racine carrée du nombre de mois compris dans une année :

$$\sigma_{annuel} = \sqrt{12}\,\sigma_{mensuel}$$

Si l'on ne dispose que de données trimestrielles, la volatilité annualisée se calcule comme suit :

$$\sigma_{annuel} = \sqrt{4}\,\sigma_{mensuel}$$

Le coefficient de corrélation est indépendant de la fréquence des données observées et n'a donc pas besoin d'être annualisé.

Généralement, les propriétés statistiques des séries temporelles financières évoluent en fonction de la fréquence des observations : les rendements journaliers, par exemple, présentent un kurtosis (coefficient d'aplatissement) plus élevé que celui des rendements mensuels.

5.1. Matrice de corrélation définie positive

La matrice de corrélation R calculée au moyen de l'estimateur déterminé ci-avant n'est souvent pas définie positive[7], car le modèle standard SST pour les risques de marché comporte de nombreux facteurs de risque d'intérêt qui sont extrêmement corrélés. Pour que le calcul soit pertinent, il faut adapter en conséquence la matrice de corrélation estimée.

La méthode pragmatique suivante permet d'obtenir une matrice définie positive à partir de l'estimation initiale. La matrice de corrélation estimée R présente les valeurs propres $\lambda_1,\ldots,\lambda_n$ et les vecteurs (orthogonaux) propres $v_1, v_2, \ldots, v_n$. Λ désigne la matrice n x n, qui présente les valeurs propres $\lambda_1,\ldots,\lambda_n$ sur les diagonales principales et 0 sinon ; V désigne la matrice n x n, dont la i-ème colonne est définie par le i-ème vecteur propre v_i. On obtient alors

$$R = V\Lambda V^T .$$

Si la matrice de corrélation estimée R n'est pas définie positive, alors $m \geq 1$ valeurs propres sont négatives. Nous désignons ces valeurs propres par $\lambda_{i_1}, \lambda_{i_2}, \ldots, \lambda_{i_m}$ où $I = \{i_1, i_2, \ldots, i_m\}$ désigne l'ensemble des indices entre 1 et n correspondant aux valeurs propres négatives.

---

[7] Une matrice quadratique $\mathbf{A}$ est dite définie positive si $\mathbf{b}^T\mathbf{A}\mathbf{b} > 0$ se vérifie pour tous les vecteurs $\mathbf{b} \neq 0$. Elle est dite semi-définie positive si $\mathbf{b}^T\mathbf{A}\mathbf{b} \geq 0$ se vérifie pour tous les vecteurs $\mathbf{b} \neq 0$. Une matrice quadratique est définie positive lorsque toutes ses valeurs propres sont positives. Elle est semi-définie positive lorsque les valeurs propres sont positives ou nulles.

Nous définissons maintenant une nouvelle matrice $\tilde{\Lambda}$, où, à partir de Λ , nous remplaçons les valeurs propres négatives par respectivement le minimum de 10^{-5} et de la valeur propre multipliée par (-1) :

$$\tilde{\lambda}_i = \begin{cases} \lambda_i, & i \notin I, \\ \min(-\lambda_i, 10^{-5}) & i \in I. \end{cases}$$

Cela permet de déterminer une nouvelle matrice définie positive au moyen de

$$\tilde{R} = V \tilde{\Lambda} V^T .$$

Comme la matrice de corrélation $\tilde{R}$ ainsi obtenue ne comporte généralement pas que des uns sur les diagonales, il faut encore procéder à la transformation suivante des données pour obtenir une matrice de corrélation :

$$r_{jk} \mapsto \frac{r_{jk}}{\sqrt{r_{jj}\, r_{kk}}} .$$

Si une entreprise d'assurance détermine elle-même la structure de covariance des facteurs de risque, alors les valeurs propres négatives de la matrice de corrélation qui ont été remplacées doivent être mentionnées dans le rapport SST.

6. Affectation des flux financiers sur les facteurs de risque d'intérêt existants

Pour garantir une qualité suffisante des données concernant les facteurs de risque, les flux financiers sont fonction des facteurs de risque existants afin de déterminer leur sensibilité aux taux d'intérêt.

Expositions aux taux d'intérêt :

- Pour les maturités de 0 à 9 ans : D'une manière générale, la maturité d'un *cash flow* est arrondie à l'année entière supérieure. Par exemple, la valeur actuelle d'un *cash flow* qui échoit après 2 ans et 4 mois est calculée avec le taux d'intérêt pour 3 ans et une durée fictive de 3 ans.
- Pour les maturités de 10 à 12 ans : maturité de 10 ans.
- Pour les maturités de 13 à 17 ans : maturité de 15 ans.
- Pour les maturités de 18 à 24 ans : maturité de 20 ans.
- Pour les maturités de 25 à 50 ans : maturité de 30 ans.

Remarque : Cette affectation consiste en une simplification grossière, car elle ne permet généralement ni de maintenir la valeur actuelle des flux de trésorerie, ni les sensibilités aux taux. Chaque flux devrait plutôt être fonction de deux paniers voisins de taux d'intérêt t_l et t_r , afin de conserver

a) la valeur actuelle tout comme
b) les sensibilités aux taux d'intérêt.

Cela implique qu'un flux $c(t)$ arrivant à échéance au moment t avec $0 < t_l \le t \le t_r$ devrait être réparti en trois flux de trésorerie fictifs :

$$c_{\text{lower}}(t_l),\ c_{\text{upper}}(t_r) \text{ et } c_0(0).$$

La situation de trésorerie au moment $t = 0$ est nécessaire pour maintenir les sensibilités aux taux d'intérêt, mais aussi la valeur actuelle. Les trois inconnues peuvent alors être calculées à l'aide d'un système d'équations linéaires. Il s'ensuit une affectation sur les paniers voisins de taux d'intérêt t_l et t_r qui permet de maintenir la valeur actuelle et la duration (sensibilité aux taux d'intérêt).

7. Calcul de rendements

Il existe plusieurs méthodes pour calculer les rendements. Nous distinguons les rendements absolus des rendements relatifs et des rendements logarithmiques. Nous désignons par $Z(t)$ le facteur de risque ou la valeur d'un instrument au moment t .

7.1. Rendements absolus

Les rendements absolus se définissent de la manière suivante

$$X_{\text{abs}}(t+1) = Z(t+1) - Z(t)$$

et sont habituellement utilisés pour les variations des taux d'intérêt et des *spreads* de crédit, car pour les rendements logarithmiques des taux d'intérêt et des spreads l'hypothèse de la distribution normale s'avère nettement moins appropriée que pour les rendements absolus.

7.2. Rendements relatifs

Les rendements simples ou relatifs sont définis comme

$$X_{\text{rel}}(t+1) = \frac{Z(t+1) - Z(t)}{Z(t)},$$

7.3. Rendements logarithmiques

Dans la pratique, ce sont les rendements logarithmiques qui sont le plus souvent utilisés. Ils sont également appelés rendements composés en continu et se définissent comme suit :

$$X_{\text{log}}(t+1) = \log\left(\frac{Z(t+1)}{Z(t)}\right) = \log(Z(t+1)) - \log(Z(t)),$$

où $\log(\cdot)$ désigne le logarithme naturel. Comme $\log(1+\mathrm{x}) \approx \mathrm{x}$ s'applique à peu près aux petits x, nous obtenons

$$X_{\text{log}} = \log\left(\frac{Z(t+1)}{Z(t)}\right) = \log\left(1 + \frac{Z(t+1) - Z(t)}{Z(t)}\right) \approx \frac{Z(t+1) - Z(t)}{Z(t)} = X_{\text{rel}}.$$

La variation de valeur d'un portefeuille d'actions pur $V(t) = \sum_{k=1}^{d} \lambda_k S_k(t)$ s'exprime de la manière suivante à l'aide des variations logarithmiques des cours des actions $X_{\text{log}}(t+1) = \log(S(t+1)) - \log(S(t))$:

$$\begin{aligned} V(t+1) - V(t) &= \sum_{i=1}^{d} \lambda_k (S_k(t+1) - S_k(t)) = \sum_{i=1}^{d} \lambda_k \left(e^{Z_k(t+1)} - e^{Z_k(t)}\right) \\ &= \sum_{i=1}^{d} \lambda_k e^{Z_k(t)} \left(e^{Z_k(t+1) - Z_k(t)} - 1\right) \\ &= \sum_{i=1}^{d} \lambda_k S_k(t) \left(e^{X_{\text{log},k}(t+1)} - 1\right) \end{aligned}$$

où $Z_k(t) = \log S_k(t)$ et $X_{\text{log},k}(t+1) = Z_k(t+1) - Z_k(t) = \log S_k(t+1) - \log S_k(t) = \log\left(\frac{S_k(t+1)}{S_k(t)}\right)$.

Cela signifie que les rendements logarithmiques permettent d'exprimer la variation de valeur du portefeuille d'actions.

La variation linéarisée des valeurs s'obtient en tenant compte de $e^x - 1 \approx x$ pour les petits x :

$$V(t+1) - V(t) \approx \sum_{i=1}^{d} \lambda_k S_k(t) X_{\text{log},k}(t+1).$$

Dans ce cas, l'approximation de deuxième ordre est la suivante

$$V(t+1)-V(t) \approx \sum_{i=1}^{d} \lambda_k S_k(t)\left(X_{\mathrm{log},k}(t+1)+\frac{1}{2} X^2{}_{\mathrm{log},k}(t+1) \right).$$

Chaque variation de valeur ou de prix peut être exprimée en rendements simples ou composés en continu. Le rendement composé en continu X_{log} est transformé par la formule

$$X_{\mathrm{rel}} = e^{X_{\mathrm{log}}} - 1$$

en un rendement relatif. A l'inverse, le rendement simple X_{rel} correspond au rendement logarithmique X_{log} donné par

$$X_{\mathrm{log}} = \log(1+X_{\mathrm{rel}}).$$

Par exemple, un rendement relatif de 5 % correspond à un rendement logarithmique de 4,88 %. Ces deux rendements, que ce soit le 5 % simple ou le 4,88 % composé en continu, reflètent la même variation de valeur ; seul le type de rémunération sous-jacente diffère : simple (annuelle) dans le premier cas, continue dans le second.

Une autre particularité importante des rendements logarithmiques réside dans le fait que les rendements logarithmiques sur plusieurs périodes s'entendent comme la somme des rendements de chacune des périodes :

$$X_{\mathrm{log}}(0,T) = \log(Z(T)) - \log(Z(0)) = \sum_{t=1}^{T} X_{\mathrm{log}}(t)$$

Le tableau suivant récapitule les méthodes utilisées pour le calcul des rendements concernant les différents facteurs de risque. A ce sujet, se reporter également à la liste des facteurs de risque du chapitre 4 ci-dessus.

Catégorie	**Méthode utilisée pour le calcul du rendement**
Taux d'intérêt	absolue
Corporate bond spreads	absolue
Cours de change	logarithmique
Volatilité implicite des monnaies	logarithmique
Cours des actions	logarithmique
Volatilité implicite des cours des actions	logarithmique

Biens immobiliers	logarithmique
Hedge funds	logarithmique
Private equity	logarithmique
Participations	logarithmique
Volatilité implicite des taux d'intérêt	logarithmique

Tableau 1 : Méthodes utilisées pour le calcul du rendement des facteurs de risque

8. Analyses de scénarios

Le modèle Delta-Gamma décrit permet de modéliser les variations de valeur dans une situation habituelle. Les effets des scénarios de crise qui se situent en dehors de la normale doivent être analysés et les résultats doivent être pris en compte lors de la détermination du capital-cible, cf. chapitre0 ci-dessus.

Le présent chapitre décrit les scénarios prescrits par la FINMA. Ceux-ci doivent être complétés par des scénarios de crise spécifiques à chaque entreprise, lesquels peuvent potentiellement exercer un effet particulièrement négatif sur le bilan économique de la société.

Pour la période comprise entre le 1er janvier 1987 et le 28 février 2006, les évolutions quotidiennes des prix/cours suivants ont été analysées :

- Taux d'intérêt pour les marchés CH, EU, USA et UK, calculés séparément pour les maturités de 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 15, 20, 30 ans
- *Corporate bond spreads :* Moody's spreads
- *Cours de change :* DEM/CHF , EUR/CHF, USD/CHF, GBP/CHF, JPY/CHF
- *Volatilité implicite des monnaies :* USD / CHF options ATM à 3 mois.
- *Cours des actions :* DAX Performance Index, MSCI Switzerland, MSCI EMU, MSCI UK, MSCI Japan, MSCI US Index, MSCI Pacific ex Japan, MSCI Small Cap EMU
- *Volatilité implicite des cours des actions :* VIX
- *Prix de l'immobilier en Suisse :* SWX IAZI Investment Real Estate Performance Index, Rüd Blass, WUPIX -A
- *Placements alternatifs :* HFR Fund of hedge fund index

Pour la formulation du scénario « crise financière 2008 », ont également été examinés le ticker SFSV1010, qui représente les volatilités implicites de swaptions 10-10 en CHF, et le ticker LPXTR50 pour les placements en *private equity*.

Les scénarios de crise suivants sont déterminés par l'analyse empirique (état 2011, les cours de clôture du jour considéré ont systématiquement été pris en compte) :

- Effondrement du marché des actions en 1987 (01.10.1987 − 16.11.1987)
- Effondrement du Nikkei (29.12.1989 − 15.10.1990)
- Crise monétaire européenne (01.09.1992 − 10.10.1992)
- Crise des taux d'intérêt américains (01.02.1994 − 31.12.94)
- Crise russe et effondrement LTCM (01.08.1998 − 30.09.1998)
- Effondrement du marché mondial des actions 2000/ 2001 (01.10.2000 − 01.10.2001)
- Crise financière 2008 (29.12.2007 − 31.12.2008)

Pour chaque période de crise identifiée, la perte maximale (1 – cours le plus bas/cours le plus élevé) est calculée pour toutes les séries de données. La variation ΔCPR_n du CPR correspondant à un scénario précis est déterminée à partir des calculs de sensibilité. A cet effet, les sensibilités ΔA et ΔL des actifs et des passifs (voir annexes A et B) sont multipliées par le rapport de la perte maximale divisée par les fonctions des facteurs de risque concernant les sensibilités. L'impact global est déterminé pour chaque scénario, tous facteurs de risques confondus. Le résultat est alors intégré dans la détermination du capital-cible conformément à (4).

En outre, le modèle standard pour les risques de marché comprend les scénarios synthétiques suivants :

- Equity Drop -60 %
- Effondrement de l'immobilier (depuis 2010, ce scénario ne prévoit plus de hausse des taux d'intérêt)

9. Indications bibliographiques

[1] Asmussen, S. (2007). *Stochastic Simulation*. Springer.

[2] Glasserman, P. (2004). *Monte Carlo Methods in Financial Engineering*. Springer.

[3] Glasserman, P., Heidelberger, P., and Shahabuddin, P. (2000). *Variance Reduction Techniques for Estimating Value-at-Risk*. Management Science, Vol. 46, No. 10.

[4] Mc Neil, A., Frey, R. and Embrechts, P. (2005). *Quantitative Risk Management. Concepts, Techniques and Tools*. Princeton University Press.

Annexe A : sensibilités pour une méthode Delta-Gamma

Sensibilité / dérivée	Estimateur	Commentaire
$\boldsymbol{\delta_i} = \frac{\boldsymbol{\partial}\mathrm{CPR}}{\boldsymbol{\partial z_i}}$	$\frac{\mathrm{CPR}(\dots, z_i + h_i, \dots) - \mathrm{CPR}(\dots, z_i - h_i, \dots)}{2h_i} = \frac{s_i^+ - s_i^-}{2h_i}$	Sensibilités / variations vers le haut et vers le bas [similaire à la méthode Delta-Normale]. Variations absolues h_i pour taux d'intérêt et spreads de crédit ou variations relatives $h_i \mapsto h_i z_i$ sinon, voir Annexe B.
$\boldsymbol{\Gamma_{ii}} = \frac{\boldsymbol{\partial}^2\mathrm{CPR}}{\boldsymbol{\partial z_i^2}}$	$\frac{\mathrm{CPR}(\dots, z_i + h_i, \dots) - \mathrm{CPR}(\dots, z_i, \dots)}{h_i^2} + \frac{\mathrm{CPR}(\dots, z_i - h_i, \dots) - \mathrm{CPR}(\dots, z_i, \dots)}{h_i^2} = \frac{s_i^+ + s_i^-}{h_i^2}$	Eléments diagonaux de la matrice Γ
$\boldsymbol{\Gamma_{ik}} = \frac{\boldsymbol{\partial}^2\mathrm{CPR}}{\boldsymbol{\partial z_i \partial z_k}}$ $(\boldsymbol{i} \neq \boldsymbol{k})$	$\frac{\mathrm{CPR}(\dots, z_i + h_i, \dots, z_k + h_k, \dots) - \mathrm{CPR}(\dots, z_i + h_i, \dots, z_k - h_k, \dots)}{4h_i h_k} + \frac{\mathrm{CPR}(\dots, z_i - h_i, \dots, z_k - h_k, \dots) - \mathrm{CPR}(\dots, z_i - h_i, \dots, z_k + h_k, \dots)}{4h_i h_k}$	Eléments mixtes (Cross-Gamma) de la matrice Γ

De manière générale : $s^+ \stackrel{\text{def}}{=} f(x+h) - f(x) \approx hf'(x) + \frac{1}{2}h^2 f''(x)$; $s^- \stackrel{\text{def}}{=} f(x-h) - f(x) \approx -hf'(x) + \frac{1}{2}h^2 f''(x)$

Il s'ensuit : $\frac{s^+ - s^-}{2h} \approx f'(x)$, $\frac{s^+ + s^-}{h^2} \approx f''(x)$.

Einsteinstrasse 2, 3003 Berne
Tél. +41 (0)31 327 91 00, Fax +41 (0)31 327 91 01
www.finma.ch

Annexe B : Input pour le calcul des sensibilités selon le modèle des risques de marché pour le SST

Remarque importante : Les variations h_i et h_k des facteurs de risque nécessaires au calcul des sensibilités Γ et δ s'entendent comme des *variations absolues* pour les taux d'intérêt et les spreads de crédit, se reporter à l'annexe A. En revanche, concernant les autres facteurs de risque pour lesquels l'on considère des variations composées en continu ou logarithmiques, ces variations s'entendent de manière *relative*, c'est-à-dire :

$$\frac{CPR(\ldots, z_i + h_i z_i, \ldots) - CPR(\ldots, z_i - h_i z_i, \ldots)}{2h_i z_i}$$

En conséquence, la variation ±10% du facteur de risque $Z = \log S$ implique la chose suivante : Il faut déterminer la valeur du CPR en remplaçant $Z = \log S$ par $Z + 0.1 \cdot Z = \log S + 0.1 \cdot \log S = 1.1 \cdot \log S = \log S^{1.1}$ et par $Z - 0.1 \cdot Z = \log S - 0.1 \cdot \log S = 0.9 \cdot \log S = \log S^{0.9}$. La différence doit ensuite être divisée par $2 \cdot 10\% \cdot \log S$.

Les sensibilités doivent porter sur *toutes* les positions du bilan. L'input des sensibilités a lieu séparément pour les actifs et les passifs.

Actifs

Comprend les sensibilités

- de tous les actifs,
- de tous les dérivés liés aux actifs (par exemple options en obligations convertibles ou en produits structurés)
- de tous les dérivés financiers (par exemple options sur actions ou indices d'actions, *futures* sur indice, *swap* de taux d'intérêt, *caps/floors*, FX-Forwards, FX-Swaps, Currency-Swaps).

Passifs

Comprend les sensibilités

- de tous les passifs,
- de toutes les options et garanties liées à des passifs (par exemple garantie du taux d'intérêt minimum)

Options et garanties implicites
Les sensibilités des produits dérivés et celles des produits dérivés implicites ne doivent pas être enregistrées séparément dans le tableur, mais doivent être indiquées séparément dans le rapport pour la FINMA (séparation pour dérivés financiers, dérivés liés aux actifs, dérivés liés aux passifs).
Si les positions des dérivés sont importantes, il se peut que le modèle standard pour les risques de marché ne soit pas approprié du fait de son approximation quadratique (ou de son approximation linéaire en cas d'approche simplifiée) ; il faut alors appliquer un modèle interne.

***Unit linked* (produits en unités de compte) et comptes séparés (*separate accounts*)**
Concernant les actifs et les passifs, il faut mentionner les sensibilités pour les placements en capitaux découlant des produits en unités de compte et des comptes séparés, à moins qu'il ne soit prouvé indubitablement qu'elles sont parfaitement identiques.

Calcul du risque d'intérêt (applicable pour toutes les monnaies)
D'une manière générale, la durée d'un cash flow est arrondie à l'année entière supérieure. Par exemple, la valeur actuelle d'un cash flow qui échoit après 2,3 ans est calculée avec le taux d'intérêt pour 3 ans et une durée fictive de 3 ans.

Description	Variation h_i	Importance	Calcul de la sensibilité	Positions devant être prises en compte
Taux d'intérêt sans risque (CHF; EUR; USD; GBP) **1re année**	± 100 bps	Effet sur la valeur actuelle d'une variation de la courbe des taux (courbe d'escompte) entre 0 et 1,0 an.	Nouvelle évaluation des positions sensibles aux taux d'intérêt avec une courbe des taux supérieure (inférieure) de 100 bp par rapport à la courbe initiale sur une période de 0 à 1,0 an, c'est-à-dire que sur la période 0 – 1,00 an, la courbe initiale est relevée (abaissée) uniformément de 100 bp. Ceci s'applique à toutes les courbes d'escompte – pas uniquement aux courbes sans risque. Si l'évaluation de certains actifs implique d'escompter à l'aide d'un rendement spécifique à ces instruments (p. ex. évaluation d'un emprunt d'entreprise), il faut mesurer la variation de leur valeur en augmentant / réduisant de 100 points de base ce rendement spécifique.	Toutes les positions sensibles aux taux d'intérêt, comme • obligations, • obligations convertibles, • crédits, • prêts, • hypothèques, • obligations, • garanties du taux d'intérêt, • *swaps* de taux d'intérêt, • *caps/floors*, • FX-forwards, • FX-swaps. Ne pas tenir compte des biens immobiliers pour ce facteur de risque.
Taux d'intérêt sans risque (CHF; EUR; USD; GBP) **2e année**	± 100 bps	Effet sur la valeur actuelle d'une variation de la courbe des taux (courbe d'escompte) entre 1,01 et 2,0 ans.	Similaire au calcul applicable pour le taux d'intérêt sans risque de la 1re année	

Description	Variation h_i	Importance	Calcul de la sensibilité	Positions devant être prises en compte
Taux d'intérêt sans risque (CHF; EUR; USD; GBP) **3e année**	± 100 bps	Effet sur la valeur actuelle d'une variation de la courbe des taux (courbe d'escompte) entre 2,01 et 3,0 ans.		
Taux d'intérêt sans risque (CHF; EUR; USD; GBP) **4e année**	± 100 bps	Effet sur la valeur actuelle d'une variation de la courbe des taux (courbe d'escompte) entre 3,01 et 4,0 ans.		
Taux d'intérêt sans risque (CHF; EUR; USD; GBP) **5e année**	± 100 bps	Effet sur la valeur actuelle d'une variation de la courbe des taux (courbe d'escompte) entre 4,01 et 5,0 ans.		
Taux d'intérêt sans risque (CHF; EUR; USD; GBP) **6e année**	± 100 bps	Effet sur la valeur actuelle d'une variation de la courbe des taux (courbe d'escompte) entre 5,01 et 6,0 ans.		
Taux d'intérêt sans risque (CHF; EUR; USD; GBP) **7e année**	± 100 bps	Effet sur la valeur actuelle d'une variation de la courbe des taux (courbe d'escompte) entre 6,01 et 7 ans.		

Description	Variation h_i	Importance	Calcul de la sensibilité	Positions devant être prises en compte
Taux d'intérêt sans risque (CHF; EUR; USD; GBP) **8e année**	± 100 bps	Effet sur la valeur actuelle d'une variation de la courbe des taux (courbe d'escompte) entre 7,01 et 8 ans.		
Taux d'intérêt sans risque (CHF; EUR; USD; GBP) **9e année**	± 100 bps	Effet sur la valeur actuelle d'une variation de la courbe des taux (courbe d'escompte) entre 8,01 et 9 ans.		
Taux d'intérêt sans risque (CHF; EUR; USD; GBP) **10e année**	± 100 bps	Effet sur la valeur actuelle d'une variation de la courbe des taux (courbe d'escompte) entre 9,01 et 12 ans.		
Taux d'intérêt sans risque (CHF; EUR; USD; GBP) **15e année**	± 100 bps	Effet sur la valeur actuelle d'une variation de la courbe des taux (courbe d'escompte) entre 12,01 et 17 ans.		
Taux d'intérêt sans risque (CHF; EUR; USD; GBP) **20e année**	± 100 bps	Effet sur la valeur actuelle d'une variation de la courbe des taux (courbe d'escompte) entre 17,01 et 24 ans.		

Description	Variation h_i	Importance	Calcul de la sensibilité	Positions devant être prises en compte
Taux d'intérêt sans risque (CHF; EUR; USD; GBP) **30e année**	± 100 bps	Effet sur la valeur actuelle d'une variation de la courbe des taux (courbe d'escompte) entre 24,01 et 50 ans.		
Variation de la volatilité des taux d'intérêt (volatilité implicite)	± 10% (relatif)	Variation de valeur des options (implicites) sur les taux d'intérêt / instruments de taux en cas d'augmentation ou de diminution de la volatilité implicite de 10 %.	Variation de la volatilité de 10 %.	Options sur les positions sensibles aux taux d'intérêt, comme • obligations, • hypothèques, • *swaps* de taux d'intérêt, • *forwards*, • options sur taux d'intérêt spécifiques ou implicites, • *caps / floors* (*caplet* / *floorlet*), • *collars*.
Variation du spread de crédit	± 100 bps	Effet sur la valeur actuelle d'une variation de 100 bp des spreads de crédit (différence entre les taux applicables aux placements comportant des risques de crédit et ceux n'en comportant pas).	Variation de la valeur actuelle qui découle d'une translation de 100 bp de la courbe des taux (courge d'escompte). Si l'évaluation de certains placements comportant des risques de crédit découle de l'escompte avec un rendement spécifique à l'instrument considéré (p. ex. éva-	Le risque de *spread* porte sur les instruments de taux dont les valeurs réagissent aux variations des *spreads* de crédit. Les risques de *spread* concernent toutes les positions exposées à un risque de contrepartie. Sont exceptés les obligations souveraines et les dérivés correspondants[8] libellés dans une devise contrôlable par l'Etat considéré. Cela concerne par exemple les obligations fédérales

[8] Il faut néanmoins tenir compte d'un éventuel risque de spread de l'émetteur d'un tel produit dérivé (p. ex. une banque qui émet des options sur les emprunts d'Etat américains).

Description	Variation h_i	Importance	Calcul de la sensibilité	Positions devant être prises en compte
			luation d'un emprunt d'entreprise), alors il faut mesurer la variation de valeur en cas d'augmentation/ de réduction du rendement de 100 bp.	suisses et les emprunts d'Etat américains, mais pas ceux des pays de la zone euro. Il faut tenir compte de toutes les créances découlant de dérivés sur risque de crédit et de créances comportant des risques de crédit découlant d'options implicites (liées à des instruments financiers négociables et liquides). Concernant les instruments sans notation officielle, il est possible de recourir à la notation d'une banque. Il est également possible d'utiliser des notations internes de l'assureur lorsque celles-ci reposent sur une procédure de notation solide conforme aux directives minimales de Bâle II (approche NI) et qu'elles sont approuvées par la FINMA. Les *spreads* de Moody ont été sélectionnés comme *proxies*. Les notes sont exprimées sous la forme Aaa, Aa, A, Baa. En cas d'expositions dont la note est inférieure à BBB, il faut sélectionner un facteur de risque supplémentaire approprié (High Yield Index).
FX **EUR/CHF**	± 10 %	Effet sur la valeur actuelle d'une variation du taux de	Nouveau calcul de toutes les positions avec un cours EUR/CHF su-	Toutes les positions et tous les dérivés qui comportent une composante en EUR

Description	Variation h_i	Importance	Calcul de la sensibilité	Positions devant être prises en compte
		change EUR/CHF de ±10 %.	périeur/inférieur de 10 % par rapport au cours initial.	(p. ex. la jambe EUR d'un *swap* EUR / GBP).
FX USD/CHF	± 10 %	Effet sur la valeur actuelle d'une variation du taux de change USD/CHF de ±10 %.	Voir « FX EUR/CHF »	Voir «FX EUR/CHF»
FX GBP/CHF	± 10 %	Effet sur la valeur actuelle d'une variation du taux de change GBP/CHF de ±10 %.		
FX JPY/CHF	± 10 %	Effet sur la valeur actuelle d'une variation du taux de change JPY/CHF de ±10 %.		
Volatilité FX	± 10 % (relatif)	Effet sur la valeur actuelle d'options (implicites) sur les cours des devises en cas de modification de la volatilité implicite de ±10 %.	Nouveau calcul des positions en cas de variation de 10 % de l'indice de la volatilité.	Toutes les options dépendant des taux de change.
Actions **MSCI CH** **MSCI EMU** **MSCI US** **MSCI UK** **MSCI JP** **MSCI Asia ex Japan**	± 10 %	Effet sur la valeur actuelle d'une modification des cours des actions de ±10 %.	Nouveau calcul des positions en cas de variation de 10 % du cours des actions/de l'indice.	Toutes les positions sensibles à certains cours d'actions ou à certains indices d'actions. Il faut tenir compte des dérivés, mais aussi des options implicites (p. ex. en emprunts convertibles). Il ne faut pas tenir compte de l'effet sur les positions dans les propres titres

Description	Variation h_i	Importance	Calcul de la sensibilité	Positions devant être prises en compte
MSCII EMU SmallCap				d'actions, mais de l'effet sur les dérivés libellés dans les propres titres (p. ex. Lepos). Pareillement, les participations ne doivent pas être prises en compte.
Volatilité du marché des actions	± 10 % (relatif)	Effet sur la valeur actuelle d'options (implicites) sur les actions/ indices d'actions en cas de variation de la volatilité implicite de ±10 %.	Nouveau calcul des positions en cas de variation de 10 % du cours de l'indice.	Toutes les options dépendant d'actions.
Indice immobilier : **CIFI**	± 10 %	Effet sur la valeur actuelle d'une variation de l'indice immobilier de ±10 %.	Nouveau calcul des positions en cas de variation de 10 % des prix de l'immobilier.	Diversifications en : • immobilier résidentiel, • immobilier mixte avec moins de 50 % de surface commerciale, • bâtiments susmentionnés en construction.
Indice immobilier : **Commercial Direkt**	± 10 %	Effet sur la valeur actuelle d'une variation de l'indice immobilier de ±10 %.	Nouveau calcul des positions en cas de variation de 10 % des prix de l'immobilier.	• Immobilier commercial (investissement direct ou immeubles pour usage propre), • immobilier mixte avec plus de 50 % de surface commerciale, • bâtiments susmentionnés en construction.

Description	Variation h_i	Importance	Calcul de la sensibilité	Positions devant être prises en compte
Indice immobilier : **Rüd Blass**	± 10 %	Effet sur la valeur actuelle d'une variation du cours du fonds immobilier de ±10 %.	Nouveau calcul des positions en cas de variation de 10 % du cours des sociétés immobilières.	Fonds immobiliers cotés en bourse.
Indice immobilier : **Wupix A**	± 10 %	Effet sur la valeur actuelle d'une variation de ±10 % des sociétés immobi-lières.	Nouveau calcul des positions en cas de variation de 10 % du cours des sociétés immobilières.	Sociétés immobilières cotées en bourse.
Hedge funds	± 10 %	Effet sur la valeur actuelle d'une variation de l'indice de ±10 %.	Nouveau calcul des positions en cas de variation de 10 % du niveau de l'indice.	Tous les placements constituant des en-gagements dans des *hedge funds*, en particulier • *hedge funds* (placements directs) • *funds of hedge funds*

Description	Variation h_i	Importance	Calcul de la sensibilité	Positions devant être prises en compte
Private equity	± 10%	Effet sur la valeur actuelle d'une variation de ±10 % sur les placements ayant valeur de «private equity».	Nouveau calcul des positions en cas de variation de 10 % des cours des placements.	Tous les placements constituant des engagements dans des *private equity*, en particulier • *private equity funds*, • sociétés de *private equity* (participation au capital de l'entreprise).
Participations	± 10%	Effet sur la valeur actuelle d'une variation de ±10 % des valeurs des participations.	Nouveau calcul des positions en cas de variation de 10 % des cours des participations.	Participations : • Tout placement direct (sans les biens immobiliers, les placements en *private equity*, les bons de participation et de jouissance) pour lequel un *look-through* n'est pas approprié. • Fonds avec des placements dans des sociétés.

Annexe C : description de l’indice de Bloomberg

Facteur de risque		Ticker Bloomberg	Fréquence	Date de début
Zero Rates CHF	1A	I08201Y Index	Quotidienne	1995
	2A	I08202Y Index		
	3A	I08203Y Index		
	4A	I08204Y Index		
	5A	I08205Y Index		
	6A	I08206Y Index		
	7A	I08207Y Index		
	8A	I08208Y Index		
	9A	I08209Y Index		
	10A	I08210Y Index		
	15A	I08215Y Index		
	20A	I08220Y Index		
	30A	I08230Y Index		
Zero Rates EUR	1A	I01301Y Index	Quotidienne	1995
	2A	I01302Y Index		
	3A	I01303Y Index		
	4A	I01304Y Index		
	5A	I01305Y Index		
	6A	I01306Y Index		
	7A	I01307Y Index		
	8A	I01308Y Index		
	9A	I01309Y Index		
	10A	I01310Y Index		
	15A	I01315Y Index		
	20A	I01320Y Index		
	30A	I01330Y Index		

Facteur de risque		Code Bloomberg	Fréquence	Date de début
Zero Rates USD	1A	I02501Y Index	Quotidienne	1995
	2A	I02502Y Index		
	3A	I02503Y Index		
	4A	I02504Y Index		
	5A	I02505Y Index		
	6A	I02506Y Index		
	7A	I02507Y Index		
	8A	I02508Y Index		
	9A	I01309Y Index		
	10A	I02510Y Index		
	15A	I02515Y Index		
	20A	I02520Y Index		
	30A	I02530Y Index		
Zero Rates GBP	1A	I02201Y Index	Quotidienne	1995
	2A	I02202Y Index		
	3A	I02203Y Index		
	4A	I02204Y Index		
	5A	I02205Y Index		
	6A	I02206Y Index		
	7A	I02207Y Index		
	8A	I02208Y Index		
	9A	I02209Y Index		
	10A	I02210Y Index		
	15A	I02215Y Index		
	20A	I02220Y Index		
	30A	I02230Y Index		

Facteur de risque		Code Bloomberg	Fréquence	Date de début
Moody's Credit Spreads	Moody's Index moins emprunts d'Etat américains à 30 ans (Treasury)	MOODCAAA Index - GT30 GOVT, MOODCAA Index - GT30 GOVT, MOODCA Index - GT30 GOVT, MOODCBAA Index - GT30 GOVT	Quotidienne	AAA et BBB à partir de 1983 Le reste à partir de 24.12.1992
Devises	EUR/CHF USD/CHF GPB/CHF JPY/CHF	SFEC Curncy SFUS Curncy SFBP Curncy SFJY Curncy	Quotidienne	1980
Volatilité FX	USD/CHF options ATM à 3 mois	USDCHFV3M Curncy	Quotidienne	Avril 1995
Equity [MSCI Total Return Indices]	Switzerland EMU USA United Kingdom Japan Pacific ex Japan Small Cap EMU	GDDLSZ Index GDDLEMU Index GDDLUS Index GDDLUK Index GDDLJN Index GDDLP Index MXEMSC Index	Mensuelle	1970
Index Implied Volatility (actions)	VIX	VIX Index	Quotidienne	1994
Immobilier	• SWX IAZI Investment Real Estate Performance Index • Indice immobilier de Rüd Blass	• IREALC Index • SWFIEWN Index	Trimestrielle Mensuelle	1986 1990, quotidienne à partir du 31.07.2002

	• Wüest & Partner : WUPIX A	• Aucun (www.wuestundpartner.com)	Mensuelle	1997

Remarques :

- Les fréquences et dates de début mentionnées ici indiquent la disponibilité des données et non leur utilisation. Dans le modèle standard, l'estimation de la matrice de corrélation et des volatilités repose sur des données à fréquence mensuelle, à l'exception de l'indice CIFI. L'historique utilisé est de 10 ans. En cas de fréquence mensuelle, certaines valeurs mensuelles moyennes sont publiées sur Bloomberg. Il faut veiller à bien reprendre les valeurs de fin de mois.

- Moody's publie des séries temporelles quotidiennes et mensuelles pour les rendements sur les emprunts d'entreprises aux Etats-Unis concernant différentes classes de notation. Moody's calcule les rendements des emprunts d'entreprise sur les portefeuilles présentant une durée résiduelle de 30 ans. Les rendements d'emprunts d'Etat avec une durée résiduelle de 30 ans ont donc été utilisés. Dans le cas d'une fréquence mensuelle, les données de Bloomberg relatives aux indices Moody's ne correspondent pas aux valeurs en fin de mois, mais aux valeurs mensuelles moyennes. C'est la raison pour laquelle le calcul repose sur des valeurs quotidiennes à partir desquelles l'on calcule la dernière valeur de chaque mois de laquelle on déduit le rendement correspondant des titres d'Etat.