

**Mémoire présenté pour la validation de la Formation
« Certificat d'Expertise Actuarielle »
de l'Institut du Risk Management
et l'admission à l'Institut des actuaires
le**

Par : PASSE Etienne

Titre : Impact du calibrage des GSP sur le SCR d'un groupe de protection sociale

Confidentialité : NON OUI (Durée : 1an 2 ans)

Les signataires s'engagent à respecter la confidentialité indiquée ci-dessus

Membres présents du jury de l'Institut des
actuaires :

Entreprise :

Nom : Malakoff Humanis

Signature et Cachet :

Membres présents du jury de l'Institut du Risk
Management :

Directeur de mémoire en entreprise :

Nom : Garance GENOUX

Signature :

Invité :

Nom :

Signature :

**Autorisation de publication et de mise en
ligne sur un site de diffusion de documents
actuariels**

(après expiration de l'éventuel délai de confidentialité)

Signature du responsable entreprise



Signature(s) du candidat(s)



Secrétariat :

Bibliothèque :

SYNTHESE

Depuis le 1^{er} janvier 2016 et la directive européenne Solvabilité 2, les organismes d'assurance doivent évaluer leurs besoins en fonds propres. Pour cela, la réglementation permet plusieurs modes de calcul du capital requis, allant de la Formule Standard au modèle interne. Cette formule tient compte de nombreux risques dont les principaux sont le risque de marché, le risque de défaut des contreparties, et les risques de souscription vie, non-vie et santé. Ce sont à ces deux derniers risques que va s'intéresser ce mémoire, en prenant l'exemple d'un portefeuille particulièrement exposé au risque de souscription santé.

La réglementation Solvabilité 2 donne la possibilité à l'entreprise d'adapter certains paramètres présents dans la Formule Standard en calibrant des paramètres spécifiques, sur la base de ses propres données. Cette option nécessite l'autorisation du superviseur, avec la mise en place d'un dossier d'homologation, et ne concerne qu'un nombre limité de sous-risques associés aux risques de souscription non-vie et santé :

- Le risque de primes
- Le risque de réserves (ou provisions)
- Le risque de révision

Nous appellerons les paramètres ainsi évalués, « Undertaking Specific Parameters » (USP) pour les sociétés d'assurance, et « Group Specific Parameters » (GSP) pour les groupes.

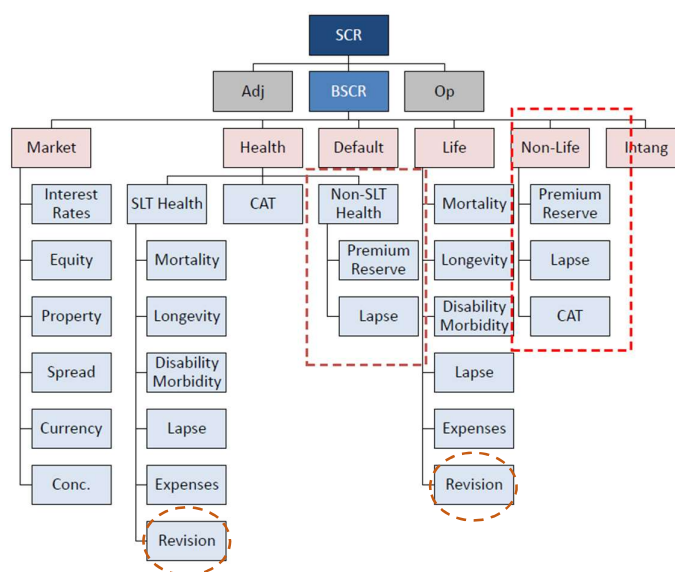


Figure n°1 : Branches concernées par les USP

L'objectif de ce mémoire est donc de présenter les actions qu'un groupe envisageant la mise en place de paramètres propres, pour les risques de primes et de réserves, doit mener. Le portefeuille concerné étant essentiellement composé, pour ces risques, de garanties associées aux lignes d'activités des segments « Frais Médicaux » et « Protection du Revenu ».

L'EIOPA préconise 3 méthodes de calibrage de ces paramètres, qui sont :

- **Méthode 1** : pour estimer le risque de primes, elle va être liée à une analyse de la variation des ratios sinistres sur primes.
- **Méthode 2** : pour estimer le risque de réserves, elle est basée sur les boni/mali de liquidation
- **Méthode 3** : pour estimer le risque de réserves, elle prend en compte la volatilité des cadences de règlements

Afin d'utiliser ces méthodes, il est nécessaire de vérifier l'adéquation des données du portefeuille avec les hypothèses sous-jacentes aux modèles utilisés. Ces hypothèses, principalement en lien avec la log-normalité des données, doivent être testées et validées à travers différents tests statistiques tels que ceux de Shapiro-Wilk et Lilliefors. Les résultats obtenus et leur significativité sera un critère essentiel dans le choix de la méthode de calibrage à retenir.

Cependant, les contraintes associées à la rédaction d'un dossier d'homologation ne vont pas concerner que la validation de ces hypothèses mais également la qualité des données. Pour rappel, la réglementation Solvabilité 2 a déjà introduit un certain nombre d'exigences sur ce sujet. Celles-ci vont être un enjeu d'autant plus important pour les organismes qui demanderont l'autorisation d'utiliser des USP.

« Les données utilisées pour le calcul des paramètres propres à l'entreprise ne sont considérées comme exhaustives, exactes et appropriées que si elles satisfont aux critères suivants :
(a) les données répondent aux conditions énoncées à l'article 19 [...] les références au calcul des **provisions techniques s'entendant comme des références au calcul des paramètres propres à l'entreprise** ;
...»

Article 219 - Règlement délégué (UE) 2015/35 de la Commission du 10 octobre 2014

Pour cela, nous allons par exemple mettre en place des cycles de vie de la donnée, permettant d'identifier le cheminement de la donnée, des différents systèmes de gestion jusqu'au maquette d'évaluation des paramètres propres. Cette étape peut s'avérer extrêmement chronophage, notamment pour les groupes composés de nombreuses entités et outils de gestion.

L'une des premières étapes à la mise en place de GSP est d'identifier le périmètre d'évaluation de ces paramètres. Il doit être matériel, c'est-à-dire suffisamment représentatif du portefeuille auquel il sera appliqué, malgré toutes les contraintes que cela entraîne pour un groupe composé de plusieurs entités (multiplicité des infocentres, des formats de données, etc.). Pour cela, nous avons défini différents critères permettant de définir ce qu'est un périmètre matériel, et déterminé le nombre de sociétés impliquées dans les calculs.

Les paramètres USP vont alors pouvoir être calculés sur chacune de ces entités, ainsi que sur leur ensemble pour le GSP, selon les différentes méthodes préconisées. Ces modèles sont basés sur quatre types de données, à décliner par segment, qui sont présentées dans la Figure n°2 ci-dessous :

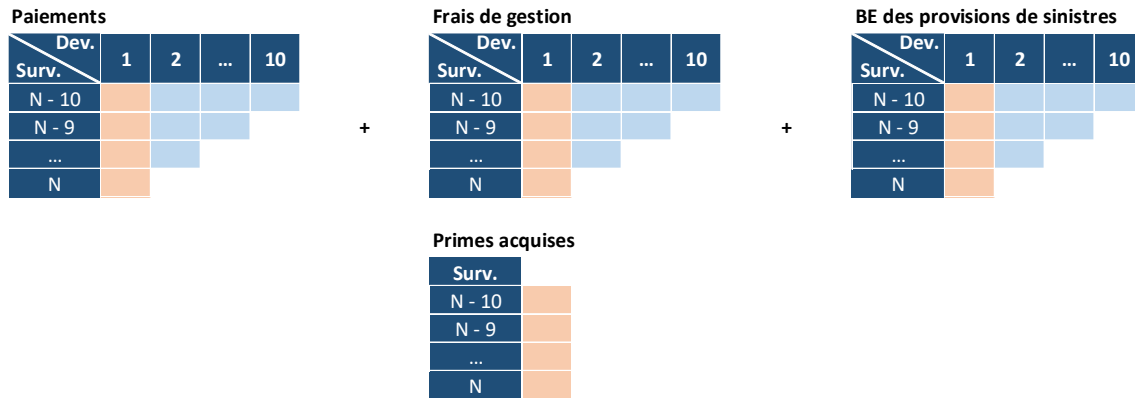


Figure n°2: Données utilisées dans les 3 méthodes

La complexité va être de compiler ces chiffres sur l'historique le plus long possible. En effet, la profondeur retenue aura un impact direct sur le paramètre propre du fait de l'application d'un facteur de crédibilité, défini par la réglementation, qui va augmenter avec le nombre d'exercices retenus.

Plusieurs ajustements seront également testés sur les données, notamment pour tenir compte des effets exceptionnels tels que la pandémie de COVID19 sur le risque intrinsèque des portefeuilles. Une sensibilité sera faite pour analyser l'impact de ces retraitements sur les volatilités des différents risques. Les critères de sélection entre les paramètres ainsi obtenus devront être expliqués ainsi que les exigences du superviseur quand à ce choix d'USP.

Les paramètres propres obtenus montrent que le portefeuille étudié n'est pas en adéquation avec l'utilisation des paramètres européens retenus dans la Formule Standard. Les volatilités constatées sont fortement éloignées des moyennes.

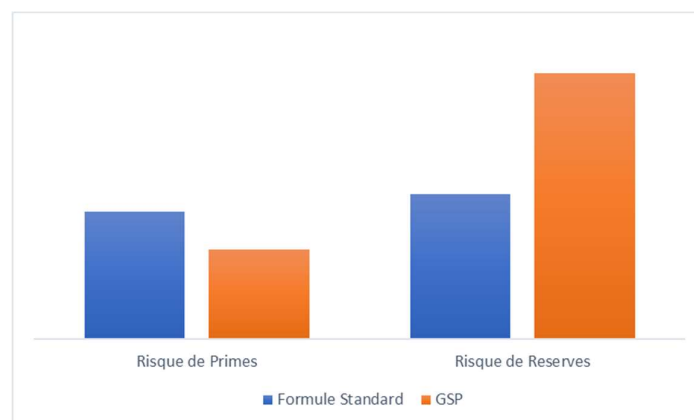


Figure n°3: GSP et Paramètres Standards « Frais Médicaux »

D'après la Figure n°3, sur le segment « Frais Médicaux », les constats sont différents selon le risque étudié :

- Sur le risque de primes, les volatilités propres estimées sont légèrement inférieures à celles de la Formule Standard
- Sur le risque de réserves, à l'inverse, elles le sont nettement supérieures

Mais l'écart entre paramètres n'est pas le seul à prendre en compte pour identifier l'impact des GSP, il faut également regarder les volumes de primes et de provisions. Sur ce segment, ils permettent aux effets sur les deux risques de se compenser en grande partie.

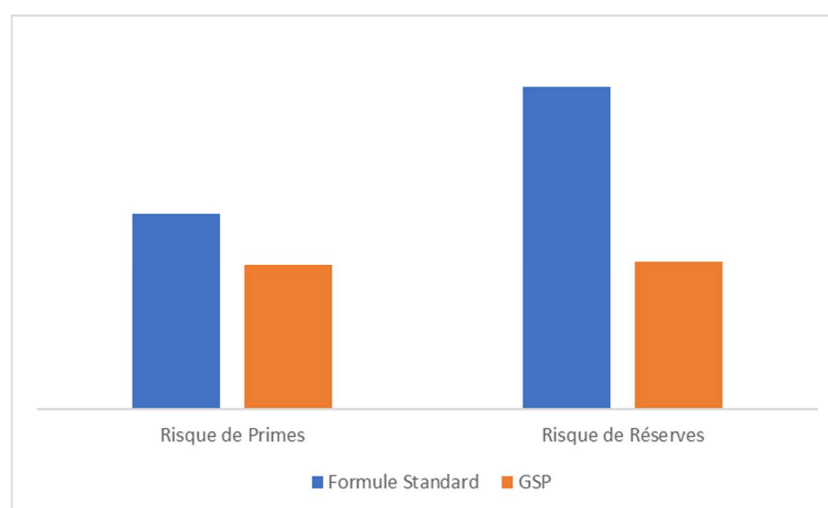


Figure n°4: GSP et Paramètres Standards « Protection du Revenu »

Comme le montre la Figure n°4, sur le segment « Protection du Revenu », il n'y a pas de compensation, les paramètres estimés pour les deux risques sont nettement inférieurs aux paramètres standards.

Ce résultat pose naturellement la question de l'adéquation de la Formule Standard au portefeuille et d'une éventuelle demande d'approbation. Une analyse des effets de la mise en place de ces paramètres, selon différents scénarios, est donc effectuée afin d'estimer les impacts sur les SCR et ratios des entités et du groupe. Les gains évalués en termes de ratio sont significatifs, principalement portés par le segment « Protection du Revenu », ce qui pourrait amener le groupe à privilégier une approche GSP sur ce segment uniquement.

Mots clés : Solvabilité 2, Formule standard, risque de souscription santé, frais médicaux, protection du revenu, arrêt de travail, risques de primes et de réserves, USP, GSP.

EXECUTIVE SUMMARY

Since January 1th, 2016 and the European Solvency 2 directive, insurance organizations must assess their capital requirements. For this, the regulations allow several methods to calculate the required capital, from the Standard Formula to the internal model. This formula takes into account numerous risks, the main ones being market risk, counterparty default risk, and life, non-life and health underwriting risks. It is these last two risks that this document will focus on, taking the example of a portfolio largely exposed to health subscription risk.

The Solvency 2 regulation gives the company the possibility of adapting certain parameters in the Standard Formula by calibrating specific parameters, based on its own data. This option requires the authorization of the supervisor, with the establishment of an approval file, and only concerns a limited number of sub-risks associated with non-life and health underwriting risks:

- Premium risk
- The risk of reserves
- The risk of revision

We will call the parameters thus evaluated “Undertaking Specific Parameters” (USP) for insurance companies, and “Group Specific Parameters” (GSP) for groups.

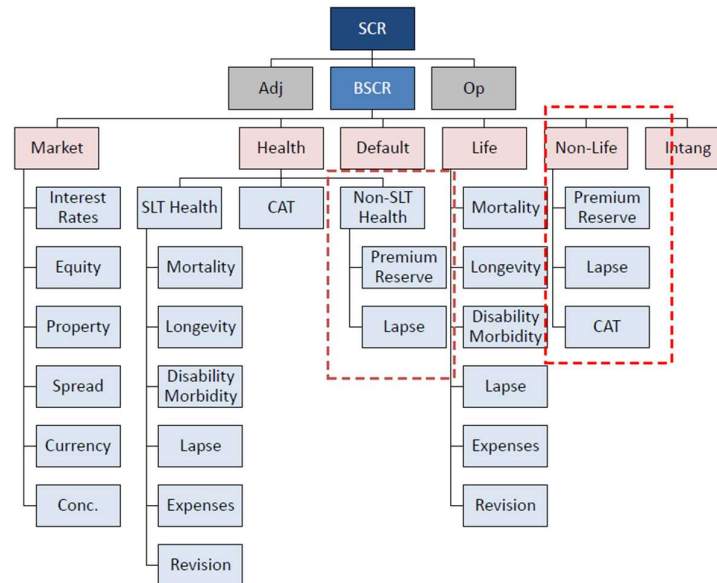


Figure n°1: Branches concerned by the USP

The objective of this report is to present the actions that a group considering the implementation of its specific parameters, for premium and reserve risks, must carry out. For these risks, the portfolio

concerned is essentially composed of guarantees associated with the lines of business of the “Medical Expenses” and “Income Protection” segments.

EIOPA recommends 3 methods for calibrating these parameters, which are:

- **Method 1:** to estimate the premium risk, it is based on an analysis of the variation in claims-to-premium ratios.
- **Method 2:** to estimate the risk of reserves, it is based on liquidation bonuses/deficits
- **Method 3:** to estimate the risk of reserves, it takes into account the volatility of payment rates

In order to use these methods, it is necessary to verify the adequacy of the portfolio data with the assumptions underlying the models used. These hypotheses, mainly linked to the log-normality of the data, must be tested and validated through various statistical tests such as those of Shapiro-Wilk and Lilliefors. The results obtained and their significance will be an essential criterion in the choice of the calibration method to be used.

However, the constraints associated with drafting an approval file will not only concern the validation of these hypotheses but also the quality of the data. As a reminder, Solvency 2 regulations have already introduced a certain number of requirements on this subject. These will be an even more important issue for organizations that request authorization to use USP.

“The data used for the calculation of company-specific parameters is only considered complete, accurate and appropriate if it meets the following criteria:

(a) the data meets the conditions set out in Article 19 [...] the references to the calculation of technical provisions being understood as references to the calculation of parameters specific to the company;

...”

Article 219 - Commission Delegated Regulation (EU) 2015/35 of 10 October 2014

To do this, we will, for example, set up data life cycles, making it possible to identify the path of the data, from the different systems to the model for evaluating the specific parameters. This step can be extremely time-consuming, especially for groups made up of numerous entities and management tools.

One of the first steps in implementing GSP is to identify the scope of evaluation of these parameters. It must be material, that is to say sufficiently representative of the portfolio to which it will be applied, despite all the constraints that this entails for a group made up of several entities (multiplicity of infocenters, data formats, etc.). To do this, we have defined different criteria to define what a material scope is, and determined the number of companies involved in the calculations.

The USP will then be able to be calculated on each of these entities, as well as on all of them for the GSP, according to the different recommended methods. These models are based on four types of data, to be broken down by segment, which are presented in Figure 2 below:

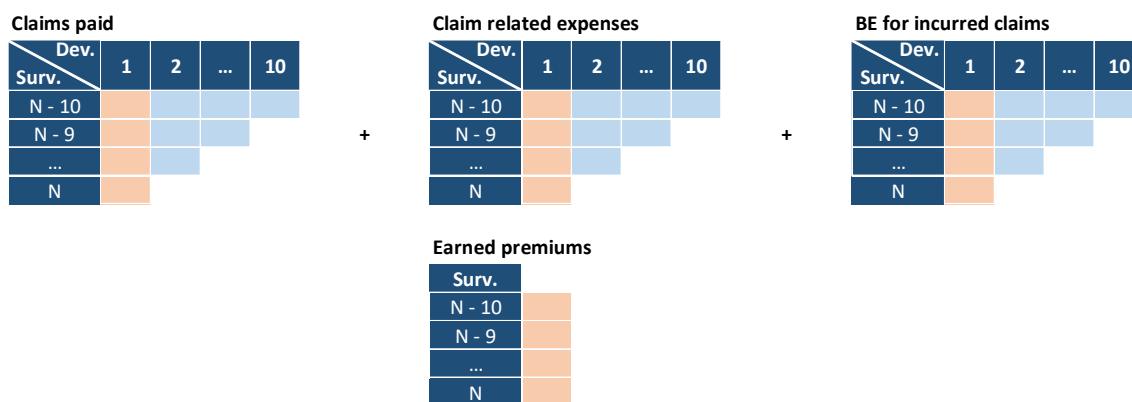


Figure n°2: Data used in the 3 methods

The complexity will be to compile these figures over the longest possible history. The depth retained will have a direct impact on the specific parameter due to the application of a credibility factor, defined by the regulations, which will increase with the number of exercises retained.

Several restatements are also possible on the data, in particular to take into account exceptional effects such as the COVID19 pandemic on the intrinsic risk of portfolios. A sensitivity will be made to analyze the impact of these restatements on the volatilities of the different risks. The selection criteria between the parameters thus obtained must be explained as well as the supervisor's requirements regarding this choice of USP.

The specific parameters obtained show that the portfolio studied is not consistent with the use of the European parameters retained in the Standard Formula. The observed volatilities are far from the european averages.



Figure n°3 : GSP « Medical Expenses » and Standard Parameters

According to Figure n°3, in the “Medical Expenses” segment, the findings are different depending on the risk studied:

- On premium risk, the estimated volatilities are slightly lower than those of the Standard Formula
- On the risk of reserves, conversely, they are clearly higher

But the difference between parameters is not the only one to take into account to identify the impact of GSP, we must also look at the volumes of premiums and reserves. And in this segment, they allow the effects on the two risks to largely offset each other.

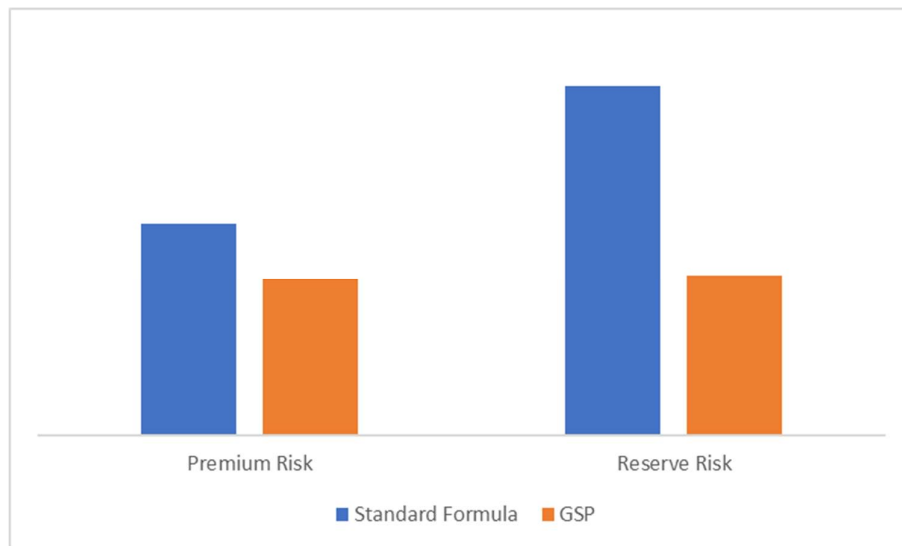


Figure n°4: GSP « Income Protection » and Standard Parameters

As shown in Figure n°4, in the “Income Protection” segment, there is no compensation possible, the estimated parameters for the two risks are significantly lower than the standard parameters.

This result naturally raises the question of the suitability of the Standard Formula for the portfolio and the possibility of a request for approval. An analysis of the effects of implementing these parameters, according to different scenarios, is therefore carried out in order to estimate the impacts on the SCR and ratios of the entities and the group. The gains evaluated in terms of ratio are significant, mainly driven by the “Income Protection” segment, which could lead the group to favor a GSP approach on this segment only.

Key-words: Solvency 2, standard formula, health underwriting risk, medical expense, income protection, premium and reserve risk, USP, GSP.

RESUME

Depuis la directive Solvabilité 2 de 2016, les organismes d'assurance doivent évaluer leurs besoins en fonds propres. Pour cela, la réglementation permet plusieurs modes de calcul du capital requis, allant de la Formule Standard au modèle interne. Solvabilité 2 donne également la possibilité à l'entreprise d'adapter certains paramètres présents dans la Formule Standard en calibrant des paramètres spécifiques, sur la base de ses propres données.

Nous appellerons les paramètres ainsi évalués, « Undertaking Specific Parameters » (USP) pour les sociétés d'assurance, et « Group Specific Parameters » (GSP) pour les groupes.

L'objectif de ce mémoire est donc de présenter les actions qu'un groupe envisageant la mise en place de paramètres propres, pour les risques de primes et de réserves, doit mener. Le portefeuille concerné étant essentiellement composé pour ces risques de garanties associées aux segments « Frais Médicaux » et « Protection du Revenu », c'est au risque de souscription santé que va s'intéresser ce mémoire.

L'une des premières étapes de la mise en place de GSP est d'identifier le périmètre d'évaluation de ces paramètres. Les USP vont alors pouvoir être calculés sur chacune des entités, ainsi que sur leur ensemble pour le GSP, selon les différentes méthodes préconisées par l'EIOPA. Il sera alors nécessaire de vérifier l'adéquation des données du portefeuille avec les hypothèses sous-jacentes aux modèles utilisés à travers différents tests statistiques. Plusieurs ajustements seront également étudiés, notamment pour tenir comptes des effets exceptionnels tels que la pandémie de COVID19 sur le risque intrinsèque des portefeuilles. Une analyse des effets de la mise en place de ces paramètres, selon différents scénarios, sera également effectuée afin d'estimer les impacts sur les SCR et ratios des entités et du groupe.

ABSTRACT

Since the Solvency 2 directive of 2016, insurance companies must assess their capital requirements. For this, the regulations allow several methods of calculating the required capital, ranging from the Standard Formula to the internal model. Solvency 2 also gives the company the possibility of adapting certain parameters present in the Standard Formula by calibrating specific parameters, based on its own data.

We will call the parameters thus evaluated “Undertaking Specific Parameters” (USP) for insurance companies, and “Group Specific Parameters” (GSP) for groups.

The objective of this report is therefore to present the actions that a group considering the implementation of its specific parameters, for premium and reserve risks, must carry out. The portfolio concerned is essentially composed of guarantees associated with the “Medical Expenses” and “Income Protection” segments for these risks.

One of the first steps in implementing GSP is to identify the scope of evaluation of these parameters. The USP will then be calculated for each of the entities, as well as for the GSP as a whole, according to the different methods recommended by EIOPA. It will then be necessary to confirm the adequacy of the portfolio data with the assumptions underlying the models used through various statistical tests. Several restatements are also possible, in particular to take into account exceptional effects such as the COVID19 pandemic on the intrinsic risk of the portfolios. An analysis of the effects of implementing these parameters, according to different scenarios, is therefore carried out in order to estimate the impacts on the SCR and ratios of the entities and the group.

REMERCIEMENTS

Je remercie tout d'abord Garance GENOUX, Responsable Actuariat Inventaire du groupe Malakoff Humanis pour les conseils qu'elle a pu m'apporter durant la rédaction de ce mémoire.

Je remercie également Slim FOUDHAILI, Directeur de l'Actuariat Financier du groupe, de m'avoir permis de suivre cette formation ainsi que l'ensemble des équipes du département Données, Etudes et Projets, pour leur disponibilité et leurs encouragements.

Un grand merci également au corps professoral du CEA, en particulier à David Crespine pour ses remarques concernant ce mémoire.

Enfin, toute ma gratitude à ma femme pour son soutien et sa patience tout au long de ces quatre années de formation et de rédaction.

SOMMAIRE

INTRODUCTION	14
1. Périmètre de l'étude.....	16
1.1. Directive Solvabilité 2	16
1.1.1. Contexte	16
1.1.2. Risque de Primes et Réserves.....	20
1.2. Périmètre concerné.....	26
1.2.1. Branche Frais Médicaux	28
1.2.2. Branche Protection des revenus	28
1.2.3. Entités du Groupe concernées	31
1.3. Les Undertaking Specific Parameters	34
1.3.1. Les USP dans le contexte global solvabilité 2	34
1.3.2. Exigences Solvabilité 2 en termes de qualité des données	37
2. Calibrage des USP et GSP.....	43
2.1. Risque de Primes	43
2.1.1. Définition des inputs du modèle et des hypothèses sous-jacentes	43
2.1.2. Évaluation de l'USP	45
2.2. Risque de réserves	48
2.2.1. Méthode n°1 du risque de réserves : l'ajustement Log Normale	48
2.2.2. Méthode n°2 du risque de réserve : Merz Wüthrich	49
2.3. Application aux portefeuilles sélectionnés du Groupe	55
2.3.1. L'entité B	55
2.3.2. Sensibilité des USP	69
2.3.3. Les autres entités	80
3. Impact sur le SCR des entités et du Groupe.....	82
3.1. Entité B.....	83
3.1.1. Impact des USP du segment Frais Médicaux.....	83
3.1.2. Impact des USP du segment Protection du Revenu.....	85
3.1.3. Impact global des USP	87
3.2. Autres entités	88
3.3. Groupe – Portefeuille global étudié	90
3.3.1. Frais Médicaux	90
3.3.2. Protection du Revenu.....	91
3.4. Impact global des GSP	93
CONCLUSION	96
ANNEXES	98
BIBLIOGRAPHIE.....	111

INTRODUCTION

Depuis le 1^{er} janvier 2016 et la directive européenne Solvabilité 2, les organismes d'assurance doivent évaluer leurs besoins en fonds propres, c'est à dire le niveau de fonds propres qui leur est nécessaire afin d'avoir une probabilité de ruine inférieure à 0,5% à horizon 1 an. Pour cela, la réglementation permet plusieurs modes de calcul du capital requis ou *Solvency Capital Requirement*, noté SCR, allant de la Formule Standard au modèle interne.

Une majorité d'organismes d'assurance a retenu la Formule Standard classique, cette dernière présentant l'avantage d'être d'une relative simplicité d'application. Cependant d'autres approches sont possibles, notamment les alternatives dites *Undertaking Specifics Parameters*, notées USP, pour les sociétés et *Group Specific Parameters*, notées GSP, pour les groupes d'assurance, qui vont être présentées dans ce mémoire.

Ces approches pourraient avoir des effets importants, notamment pour les sociétés et groupes possédant des portefeuilles au sein desquels les garanties associées au module *Health Non Similar to Life Techniques*, noté Santé NSLT, sont représentatives. Elles vont alors entraîner une modification importante du ratio de solvabilité mais également permettre d'affiner leur évaluation interne des risques.

La mesure de la volatilité propre est également l'occasion pour les organismes de procéder à une meilleure évaluation du risque porté, alors que les paramètres calibrés pour les besoins de la Formule Standard l'ont été sur les données moyennes européennes. Cela est d'autant plus le cas pour les garanties associées à la Santé NSLT, principalement les « Frais Médicaux » et la « Protection du Revenu » qui sont étroitement liées aux systèmes de protection sociale. Or ces derniers présentent une hétérogénéité significative entre les différents membres de l'Union Européenne.

La réglementation permet l'application d'USP/GSP pour les sous modules de la Formule Standard relatifs aux risques de révision ainsi que de primes et réserves (ou provisions), sous réserve de la présentation d'un dossier d'homologation et de sa validation par l'Autorité de Contrôle Prudential et Réglementaire (ACPR).

L'objectif de ce mémoire est donc dans un premier temps de présenter les actions qu'un groupe envisageant la mise en place de paramètres propres pour les risques de primes et de réserves, c'est-à-dire les risques liés aux problématiques de sous tarification et sous provisionnement, doit mener.

Le portefeuille concerné étant essentiellement composé de garanties associées aux segments « Frais Médicaux » et « Protection du Revenu ». Nous allons évaluer si, pour des sociétés très largement centrées sur le marché français des garanties prévoyance et santé collectives, les paramètres propres sont bien en phase avec ces moyennes européennes.

Pour cela, une première étape va consister à identifier le périmètre d'évaluation des paramètres, autrement dit les entités pour lesquels les lignes d'activités ou *Lines of Business* notées LoB, des segments « Frais Médicaux » et « Protection du Revenu » sont suffisamment significatives.

Les exigences en termes de qualité des données, ainsi que les méthodes de calcul préconisées par la réglementation pour calibrer les paramètres de volatilité propres à une société ou un groupe seront également présentées.

Il faudra ensuite vérifier l'adéquation des données du portefeuille sélectionné à ces modèles grâce à des tests statistiques qui seront présentés. Les différentes méthodes pourront alors être appliquées aux données de plusieurs entités du portefeuille sélectionné afin de calculer leurs paramètres propres (USP), puis à celles de l'ensemble du périmètre pour l'évaluation de son GSP. Les retraitements possibles seront également présentés, notamment ceux liés à des événements exceptionnels, et leurs effets sur le risque intrinsèque et les paramètres quantifiés.

Enfin, après avoir présenté les critères qui vont déterminer le choix d'USP et de GSP, nous étudierons l'impact de l'utilisation de ces paramètres en lieu et place de ceux de la Formule Standard, sur le niveau du SCR primes et réserves, celui du SCR et enfin sur le ratio de solvabilité des entités et du groupe sélectionné.

1. Périmètre de l'étude

1.1. Directive Solvabilité 2

1.1.1. Contexte

Afin de favoriser le développement d'un marché unique des services d'assurance et de garantir la protection des consommateurs, l'Union Européenne s'est dotée progressivement d'un cadre législatif dédié au secteur de l'assurance.

C'est pourquoi depuis le 1^{er} janvier 2016, en plus du référentiel français (*French GAAP*) utilisé pour l'établissement des comptes sociaux, les compagnies d'assurance française doivent établir un bilan prudentiel permettant de mesurer leur solvabilité en raison de la réglementation européenne.

En effet, la France étant un membre de l'Union Européenne, elle est concernée par le droit communautaire qui se divise en trois catégories principales :

- Les directives, qui nécessitent une transposition en droit national (niveau 1)
- Les règlements, d'application immédiates (niveau 2)
- Les normes techniques d'exécution, les recommandations et orientations (niveau 3)

Le domaine de l'assurance est concerné par plus d'une trentaine de directives, notamment la directive dite Solvabilité 2. Cette dernière est le résultat d'un long processus, basé notamment sur l'analyse des principales causes des faillites et d'insolvabilité des assureurs (rapport Paul Sharma). Plusieurs facteurs avaient été identifiés comme pouvant remettre en cause la solvabilité d'un assureur, notamment :

- Une mauvaise maîtrise des risques assurantiels
- Une insuffisance de provisionnement
- Une mauvaise gouvernance

Ces causes de faillites ont dicté au superviseur les grandes lignes à suivre dans le cadre de Solvabilité 2 et permis la mise en place des différents piliers de la réforme :

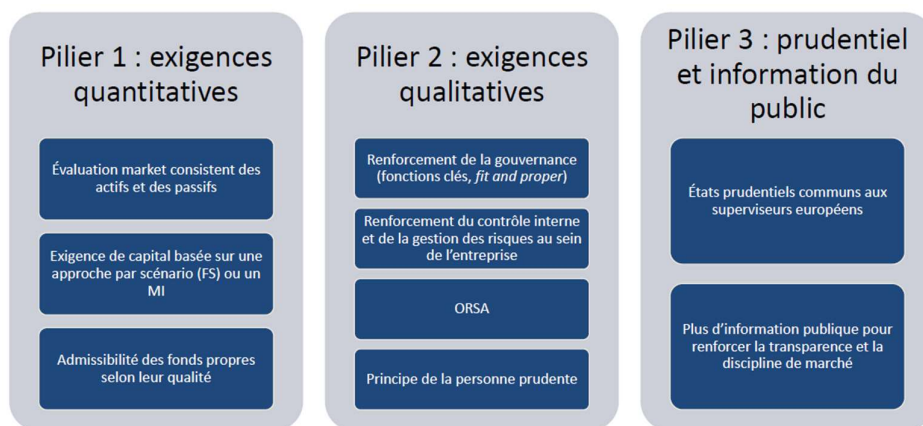


Figure n°1 : Les trois piliers de Solvabilité 2

Pilier 1 : Les exigences quantitatives

Le Pilier 1 couvre les exigences relatives à l'évaluation des actifs et passifs qui doivent permettre à l'entreprise d'être suffisamment riche, c'est-à-dire d'avoir les fonds propres nécessaires, pour couvrir ses dépenses même dans un scénario extrêmement défavorable. Il repose essentiellement sur :

- Le bilan prudentiel, fondé sur une approche économique à l'actif comme au passif. Il donne une vision en valeur de marché des placements à l'actif et en juste valeur des engagements au passif, à la différence de ce qui existe dans les comptes sociaux (actifs en coût historique et provisions réputées prudentes)

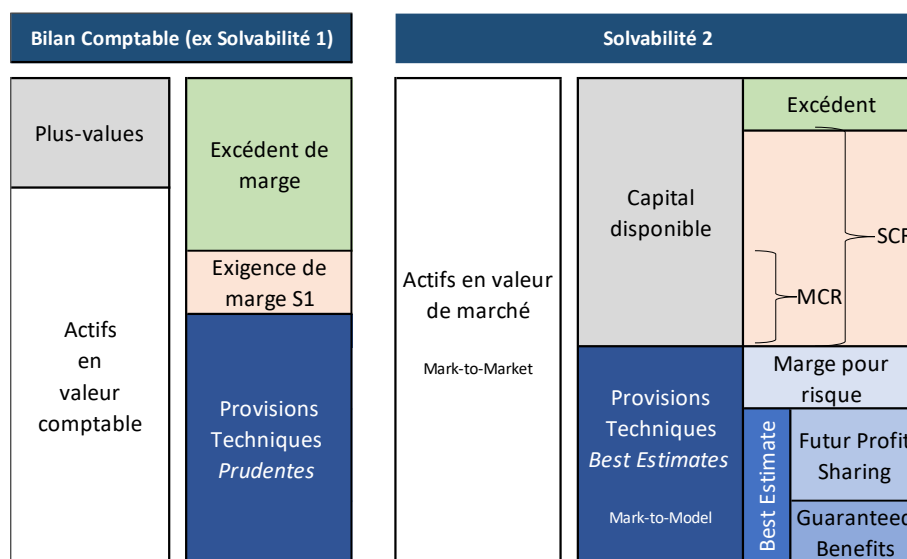


Figure n°2 : Du bilan comptable au bilan prudentiel

- La segmentation des risques, qui amène les organismes d'assurance à identifier les facteurs de risque de leurs contrats et à les classer selon une segmentation définie dans la norme Solvabilité 2. Les engagements sont ainsi affectés à différentes lignes d'activité (LoB)
- L'évaluation des provisions techniques, dont les méthodes de calcul sont dorénavant uniformisées pour tous les états de l'Union Européenne. Elle se décompose en :
 - o Une provision dite *Best Estimate*, noté BE, qui donne aux passifs une valorisation au montant pour lequel ils pourraient être transférés ou réglés dans le cadre d'une transaction connue, dans des conditions de concurrence normale. Les BE correspondent donc à la somme actualisée des flux futurs, autrement dit à une moyenne pondérée par leur probabilité des flux de trésorerie futurs compte tenu de la valeur temporelle de l'argent. Leur calcul est défini par la formule :

$$BE = \sum_t \frac{Flux_t}{(1 + r_t)^t}$$

Avec :

- $Flux_t$: les flux de prestations, de frais ou encore de primes, conditionnés par différents paramètres techniques, contractuels voire comportementaux à chaque pas de temps t
- r_t : le taux sans risque issu de la courbe des taux de l'EIOPA

- Une marge pour risque (*Risk Margin*), calculée de manière à garantir que la valeur des provisions techniques est équivalente au montant qu'une entreprise demanderait pour reprendre et honorer les engagements. En d'autres termes, elle correspond au dédommagement pour l'éventuel repreneur, qui devra immobiliser du capital afin de supporter les engagements, en cas de faillite de l'assureur.
- Le *Minimum Capital Requirement* (MCR), ou capital réglementaire minimal, qui correspond au fonds d'établissement sous Solvabilité 1. Il est défini en proportion des primes, des provisions et des capitaux sous risque. Il lui est également appliqué un corridor fonction du SCR, ainsi qu'un plancher absolu fixe.
- Le *Solvency Capital Requirement* (SCR), ou besoin de capital, qui correspond à l'exigence de marge de solvabilité sous Solvabilité 1. Il est calculé en fonction de la Formule Standard proposée par l'EIOPA ou sur la base d'un modèle interne développé par l'organisme d'assurance, devant être validé par l'ACPR.

Ce dernier élément correspond au montant de fonds propres que doit détenir l'entité pour pouvoir exercer de façon sereine son activité. Le critère retenu par l'EIOPA est le suivant : la probabilité que l'assureur fasse faillite dans l'année doit être inférieure à 0,5%.

Dans la pratique, ce critère est difficile à évaluer concrètement, trois options sont offertes aux assureurs :

- L'EIOPA met à disposition des entités d'assurance une méthode de calcul type dite « Formule Standard » qui dans la pratique, est utilisée par la plupart des acteurs du marché. Elle est divisée en modules et est décrite dans le chapitre V du règlement délégué. On peut la représentée sous la forme suivante :

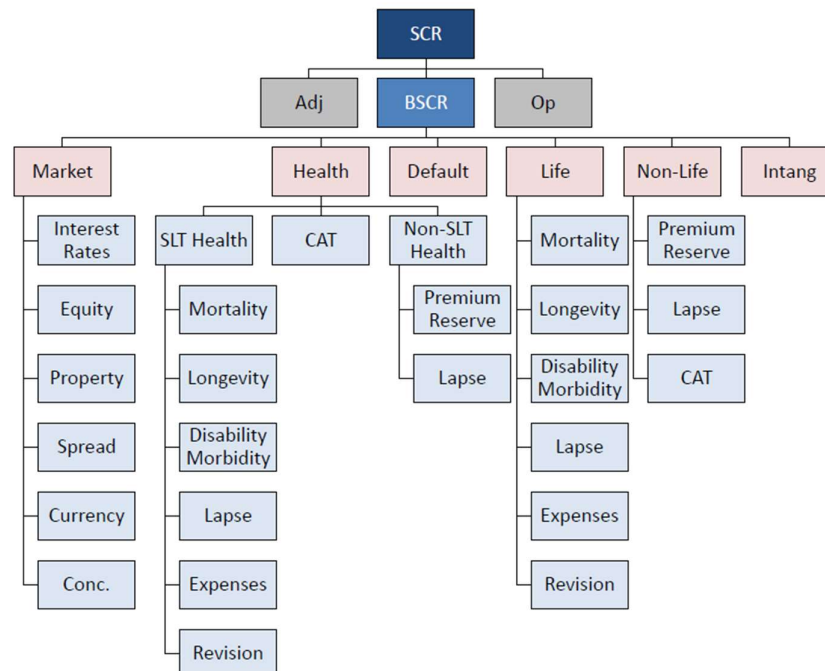


Figure n°3 : Structure de la Formule Standard

Elle présente l'avantage d'être relativement simple à appliquer et de ne pas nécessiter de justification auprès des organismes de contrôle.

- Les assureurs peuvent refuser la Formule Standard et définir leur propre méthode de calcul, on parle alors de modèle interne. A charge pour l'entité de convaincre son régulateur de valider son modèle. Cette approche est à la fois la plus juste et la plus ambitieuse, mais dans les faits la mise en place du modèle et sa validation étant extrêmement lourde, très peu d'acteurs la retiennent (une dizaine sur le marché français).
- Une solution hybride consiste à retenir la Formule Standard, mais à remplacer certains paramètres du calcul par des paramètres propres à l'entité. Les modalités de remplacement sont fixées par les textes réglementaires. On parle alors d'USP (*Undertaking Specific Parameters*). Cette option nécessite également une autorisation de l'ACPR et permet de mieux refléter la volatilité intrinsèque de son profil de risque sans pour autant recourir à un modèle interne complexe.

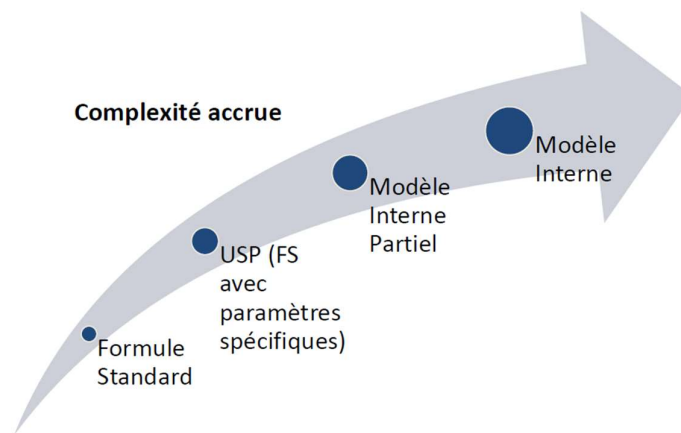


Figure n°4 : De la Formule Standard au Modèle Interne

Pilier 2 : Les exigences qualitatives

Le Pilier 2 quant à lui vise à favoriser une bonne gouvernance à travers notamment le développement du système de gestion des risques de l'organisme d'assurance (fonctions clés, critères d'honorabilité et de compétence, etc.). C'est également au sein de ce pilier, que l'on retrouve le dispositif ORSA qui occupe une place importante parmi les processus de gestion interne des risques. Il doit entre autres permettre l'identification des déviations éventuelles du profil de risque par rapport aux hypothèses sous-jacentes. Les sociétés qui utilisent la Formule Standard doivent s'assurer de l'adéquation de leur profil de risque aux paramètres de la formule. Un calcul d'USP permettra donc de proposer une contre-évaluation aux paramètres européens et d'apporter des éléments de réponse sur ce point.

Pilier 3 : Prudentiel et information du public

Le Pilier 3, concerne la bonne communication de l'entreprise sur sa gouvernance et sa richesse. Il doit permettre d'avoir une transparence accrue, aussi bien vis-à-vis du superviseur que du grand public, à travers la diffusion d'informations régulière et sous un format harmonisé.

Ce pilier va reposer sur plusieurs livrables :

- Le SFCR (*Solvency and Financial Conditions Reports*) ou rapport sur la solvabilité et la situation financière, est un rapport narratif sur la solvabilité et la situation financière de l'organisme qui doit être publié tous les ans à destination du public.
- Le RSR ou rapport régulier au superviseur est également un rapport narratif qui doit être remis au minimum tous les 3 ans au contrôleur.
- Les états réglementaires *Quantitative Reporting Templates*, notés QRT, sont une série de tableaux dans lesquels sont renseignés de nombreuses informations quantitatives sur l'organisme avec notamment la valeur des USP indiquée dans l'état numéro S.16

De manière plus générale, les textes européen Solvabilité 2 peuvent être divisés en trois niveaux :

- Niveau 1 : La directive votée par le parlement européen, qui va ensuite être transposée en droit national, celle relative à S2 devait être transposée avant le 01/01/2016
- Niveau 2 : C'est la commission européenne qui va donner des standards techniques sur la façon d'appliquer cette directive, en apportant des précisions. Dans Solvabilité 2, ce niveau est composé principalement du Règlement Délégué. Ces précisions sont d'application direct car elles découlent du niveau 1
- Niveau 3 : Guidelines et ITS (Standard Techniques)

Ainsi, bien que la possibilité de mettre en place des paramètres propres affectant le calcul du capital de solvabilité requis et les risques de souscription concernés soit vaguement mentionnée dans la directive, c'est le règlement délégué qui présente les méthodes d'évaluation de ces paramètres et détaille le calcul du SCR relatif au sous module de Primes et Réserves.

1.1.2. Risque de Primes et Réserves

La Formule Standard mise à disposition permet de déterminer le niveau de fonds propre requis aujourd'hui, à partir d'hypothèses de mesure de corrélation entre différents risques, notamment :

- Le risque de marché
- Le risque de souscription vie (« *Life* »)
- Le risque de souscription non-vie (« *Non-Life* »)
- Le risque de souscription santé (« *Similar* » et « *Non Similar to Life* »)

C'est au sein de ces derniers risques qu'est compris le sous module relatif aux risques de primes et de réserves. Il va être présent aussi bien pour les garanties Non Vie que pour les garanties Santé (Santé NSLT). Les branches de la Formule Standard concernées sont donc :

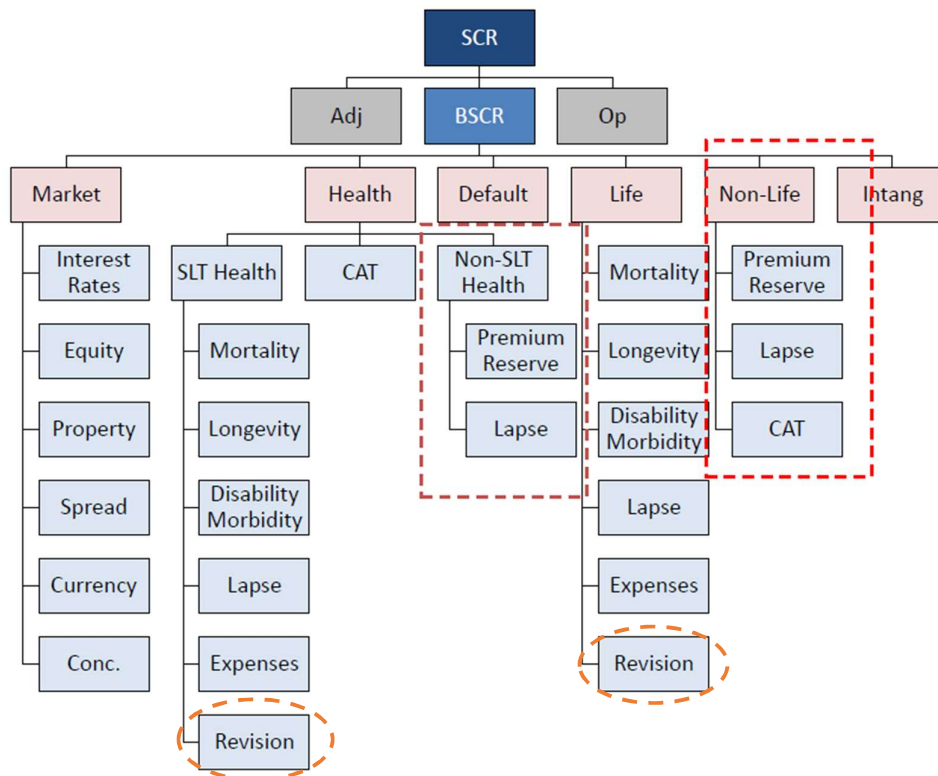


Figure n°5 : Branches concernées par les USP

Pour ce qui est des activités Santé Non Assimilable à la Vie, elles sont réparties en trois LoB :

- Les « Frais de soins », qui couvrent principalement les complémentaires santé.
- La « Protection du revenu », qui propose des garanties accidents de la vie, arrêt de travail, incapacité ou encore décès accidentel
- Les maladies professionnelles (non utilisé en France).

Le calcul du SCR de Santé Non Assimilable à la Vie va nécessiter préalablement le calcul des SCR élémentaires ainsi que l'agrégation de ces derniers à l'aide d'une matrice de corrélation. Celle-ci a pour but de modéliser les dépendances entre ces SCR.

Parmi les SCR élémentaires, on retrouve le SCR de primes et réserves qui nous intéresse dans le cadre de ce mémoire. Il est décrit dans la directive Solvabilité 2 comme « le reflet du risque découlant des engagements compte tenu des périls couverts et des procédés appliqués ».

Dans les faits, il capte deux effets :

- Le risque de primes, qui correspond au risque de déviation défavorable de la sinistralité à venir, c'est-à-dire d'avoir des primes trop faibles pour faire face aux engagements pris. Il permet de compenser la perte technique potentielle de l'année N+1 dans le cas où la sinistralité se dégraderait fortement. Ce risque équivaut à une incertitude liée à la sinistralité à prévoir à horizon 1 an, entraînant une sous-estimation du S/P anticipé, c'est donc un risque lié à la rentabilité du contrat. Ce problème de rentabilité pourrait aussi bien provenir d'une revalorisation tarifaire insuffisante, en raison de la pression concurrentielle, que d'un défaut d'anticipation entraînant une détérioration du résultat.

- Le risque de réserve, qui correspond à un risque de déviation défavorable des provisions. Il permet de faire face à la réévaluation potentielle des provisions techniques dans la mesure où, dans le bilan Solvabilité 2, elles ne contiennent pas de prudence. C'est une incertitude liée au provisionnement, c'est-à-dire à l'insuffisance des BE pour les sinistres qui sont déjà provisionnés.

Ces deux risques sont évalués conjointement dans un même sous-module, avec une corrélation de 50% entre eux, en appliquant la formule suivante définie par la réglementation au sein de l'article 115 du Règlement Délégué :

$$SCR_{Primes\&Reserves\ Santé} = 3 \times \sigma_{Primes\&Reserves\ Santé} \times V_{Primes\&Reserves\ Santé}$$

Avec :

- $V_{Primes\&Reserves\ Santé}$: la mesure du volume pour le risque de primes et réserves en Santé NSLT
- $\sigma_{Primes\&Reserves\ Santé}$: l'écart type combiné du risque de primes et de réserves en Santé NSLT

Le SCR Primes et Réserves va donc dépendre à la fois du montant des primes et des provisions de chaque branche ainsi que des facteurs de volatilité retenus.

Le volume de primes et de provisions, noté V , est obtenu comme la somme des volumes de chaque ligne d'activité s , avec :

$$V_{Primes\&Reserves\ Santé} = \sum_{LoB_s} V_{Primes\&Reserves, LoB_s}$$

Où, les volumes de chaque LoB sont donnés par la formule :

$$V_{Primes\&Reserves, LoB_s} = (V_{primes,s} + V_{réserves,s}) \times (0,75 + 0,25 DIV_s)$$

Avec :

- S les segments définis dans la réglementation.
- DIV_s le facteur de diversification géographique du segment s , tel que défini en annexe 3 du Règlement Délégué. Il peut être appliqué si les activités ne sont pas cantonnées à l'Europe de l'Ouest.
- V_{primes, LoB_s} , le volume de primes de chaque LoB tel que :

$$V_{primes} = \max(P_{N+1}, P_N) + FP_{existing} + FP_{future}$$

Où ::

- P_{N+1} : l'estimation des primes à acquérir par l'assureur durant les 12 prochains mois
- P_N : la représentation des primes acquises par l'assureur durant les 12 derniers mois
- $FP_{existing}$: l'estimation de la valeur actuelle probable des primes qui seront acquises après les 12 prochains mois, relativement à des contrats existants.
- FP_{future} : l'estimation de la valeur actuelle probable des primes à acquérir relatives aux contrats dont la date de comptabilisation initiale survient dans les 12 mois à venir,

mais l'exclusion des primes à acquérir au cours des 12 mois qui suivent cette date initiale

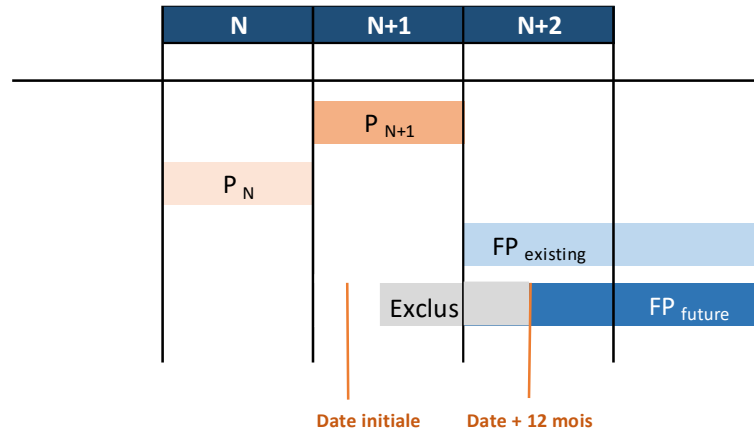


Figure n°6 : Eléments du volume de primes

- $V_{Reserves, LoB_s}$ le risque de réserves qui correspond à la meilleure estimation de la provision pour sinistre à payer du segment s

$$V_{Reserves,s} = BE_{Sinistres,s}$$

La volatilité globale de l'engagement de l'entreprise pour le risque de primes et provisions $\sigma_{\text{Primes\&R\u00e9serves}}^{\text{Sant\u00e9}}$ est d\u00e9finie par :

$$\sigma_{\text{Primes\&R\u00e9serves Sant\u00e9}} = \frac{1}{V_{\text{Primes\&R\u00e9serves Sant\u00e9}}} \sqrt{\sum_{s,t} CorrS_{s,t} \times \sigma_s \times V_s \times \sigma_t \times V_t}$$

Avec :

- $CorrS_{s,t}$: le coefficient de corr\u00e9lation pour le risque de primes et de r\u00e9serves entre les LoB s et t tel que d\u00e9fini en Annexes 4 et 15 du R\u00e8glement D\u00e9l\u00e9gu\u00e9
- σ_s : l'\u00e9cart type combin\u00e9 de chaque branche, pour le risque de primes et de r\u00e9serves comme :

$$\sigma_s = \frac{\sqrt{\sigma_{primes,s}^2 \times V_{primes,s}^2 + \sigma_{primes,s} \times V_{primes,s} \times \sigma_{reserves,s} \times V_{reserves,s} + \sigma_{reserves,s}^2 \times V_{reserves,s}^2}}{V_{primes,s} + V_{reserves,s}}$$

Avec :

- $\sigma_{primes,s}$: l'\u00e9cart type du risque de primes, d\u00e9finie par la l\u00e9gislation
- $\sigma_{reserves,s}$: l'\u00e9cart type du risque de r\u00e9serves, d\u00e9finie par la l\u00e9gislation

Ces param\u00e8tres standards sont d\u00e9finis par segment, dans la r\u00e8glementation (cf. Annexes 2 et 14 du R\u00e8glement D\u00e9l\u00e9gu\u00e9)

Module	Segment	LoB	Ecart Type du risque de primes	Ecart Type du risque de reserves
Non Vie	Assurance Responsabilité Civile Automobile	4 et 16	10,0%	9,0%
Non Vie	Assurance des Vehicules à Moteur	5 et 17	8,0%	8,0%
Non Vie	Assurance Maritime, Aerienne et Transport	6 et 18	15,0%	11,0%
Non Vie	Assurance Incendie et Autres Dommages aux Biens	7 et 19	8,0%	10,0%
Non Vie	Assurance Responsabilité Civile Générale	8 et 20	14,0%	11,0%
Non Vie	Assurance Crédit et Cautionnement	9 et 21	12,0%	19,0%
Non Vie	Assurance Protection Juridique	10 et 22	7,0%	12,0%
Non Vie	Assurance Assistance	11 et 23	9,0%	20,0%
Non Vie	Assurance Pertes Pécuniaires Diverses	12 et 24	13,0%	20,0%
Non Vie	Réassurance Accidents non proportionnelle	26	17,0%	20,0%
Non Vie	Réassurance Maritime, Aerienne et Transport non proportionnelle	27	17,0%	20,0%
Non Vie	Réassurance Dommages non proportionnelle	28	17,0%	20,0%
Sante NSLT	Frais Médicaux	1 et 13	5,0%	5,0%
Sante NSLT	Protection du Revenu	2 et 14	8,5%	14,0%
Sante NSLT	Indemnisation des travailleurs	3 et 15	8,0%	11,0%
Sante NSLT	Réassurance Santé non proportionnelle	25	17,0%	20,0%

Figure n°7 : Paramètres standards par segment

La Formule Standard suppose une loi Log-Normale centrée sur :

- Le volume de primes sous risque pour le risque de primes
- Le *Best Estimate* net de réassurance pour le risque de réserves

Et dont le coefficient de variation est le paramètre standard.

A noter que la revue 2018 a apporté plusieurs modifications au calcul de ce SCR, avec notamment une révision de certains coefficients standard :

Module	Segment	LoB	Ecart Type du risque de primes	Ecart Type du risque de reserves
Non Vie	Assurance Crédit et Cautionnement	9 et 21	19,0%	17,2%
Non Vie	Assurance Protection Juridique	10 et 22	8,3%	5,5%
Non Vie	Assurance Assistance	11 et 23	6,4%	22,0%
Sante NSLT	Frais Médicaux	1 et 13	5,0%	5,7%
Sante NSLT	Indemnisation des travailleurs	3 et 15	9,6%	11,0%
Sante NSLT	Réassurance Santé non proportionnelle	25	17,0%	17,0%

Figure n°8 : Nouveaux paramètres standards

L'évaluation de ce SCR doit donc tenir compte de nombreux paramètres. Bien que les calculs soient relativement simples, l'application de cette mécanique est assez lourde.

La mise en pratique de ces formules aux données du Groupe est présentée ci-dessous pour la branche Santé NSLT. Le Groupe n'étant pas concerné par le module non-vie, seuls les segments Santé NSLT seront affectés, c'est-à-dire les LoB :

- 1 et 13 : Frais médicaux (Affaires directes et réassurances proportionnelles)
- 2 et 14 : Protection des revenus (Affaires directes et réassurances proportionnelles)
- 3 et 15 : Indemnisation des travailleurs (Affaires directes et réassurances proportionnelles)
- 25 : Réassurances santé non proportionnelle

On a ainsi pour l'ensemble du Groupe, un SCR Primes et Réserves pour le risque de souscription santé obtenus dans le cadre de la Formule Standard selon les calculs suivants :

<i>En M€</i>	Volume de Primes	Volume de Provisions	Volume Global	Ecart Type Primes	Ecart Type Reserves	Ecart Type Global
Medical expense insurance and proportional reinsurance	4 000	929	4 929	5,0%	5,7%	4,7%
Income protection insurance and proportional reinsurance	1 202	1 867	3 069	8,5%	14,0%	10,6%
Workers' compensation insurance and proportional reinsurance	0	0	0	9,6%	11,0%	0,0%
Non-proportional health reinsurance	0	0	0	17,0%	17,0%	0,0%
Total	5 202	2 796	7 998			

Figure n°9 : Paramètres de calcul du SCR P&R du Groupe

Dans le Groupe, le volume global concerné par ce risque est majoritairement porté par les primes relatives aux garanties « Frais Médicaux », elles représentent 50% du total. Le paramètre associé à ce volume est quant à lui le plus faible, ce qui explique que l'écart type combiné du Groupe, et donc le niveau de capital requis, soit raisonnable :

<i>En M€</i>	Groupe
Volume Global	7 998
Ecart Type Combiné	6,05%
SCR Primes & Reserves	1 451

Figure n°10 : SCR Primes et Réserves du Groupe

Le risque de primes et réserves représente malgré tout l'immense majorité du SCR Santé du Groupe. Ce dernier étant un risque prépondérant dans l'activité de Malakoff Humanis, il participe fortement à l'évaluation du BSCR :

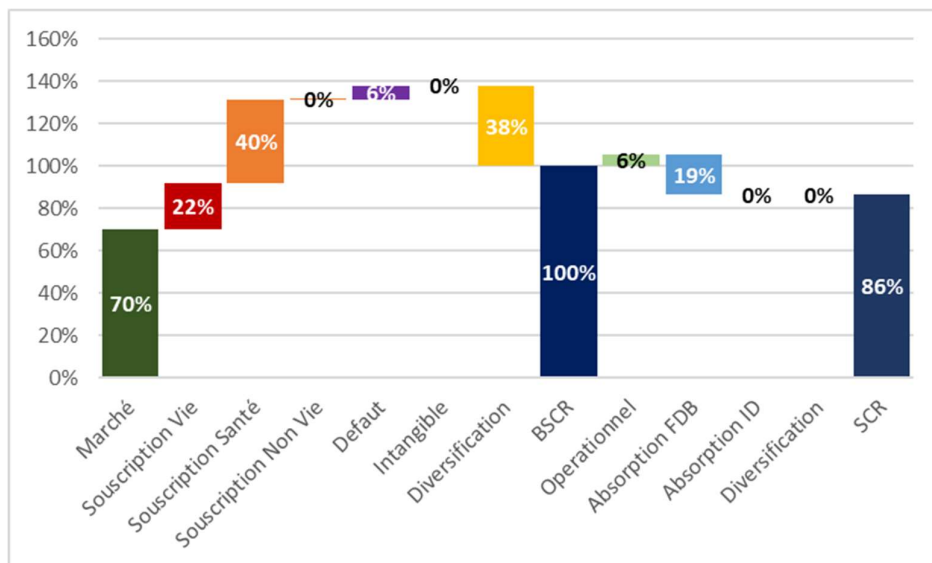


Figure n°11 : Décomposition du SCR 2022 du Groupe

Après le risque de marché, c'est bien celui de souscription Santé qui affecte le plus le SCR du Groupe, et à travers lui le risque de primes et réserves. La mise en place de paramètres propres (GSP) influencerait d'autant plus le ratio de solvabilité du Groupe.

Pour bien appréhender ces effets, il faut comprendre la composition du Groupe et les garanties concernées au sein de ce dernier avant de pouvoir évaluer l'impact d'une telle mise en place.

1.2. Périmètre concerné

La Société de Groupe d'Assurance Mutuelle (SGAM) Malakoff Humanis est née le 1^{er} janvier 2020, elle est le résultat du rapprochement en 2018, à effet au 1^{er} janvier 2019, des groupes Humanis et Malakoff Médéric.

Le Groupe issu de celui-ci est composé de plusieurs pôles :

- Quatre institutions de prévoyance, avec Malakoff Humanis Prévoyance (MHP), IPSEC, INPR et CAPREVAL
- Une société d'assurance mutuelle CMAV
- Un pôle mutualiste, avec de nombreuses entités, Mutuelle Malakoff Humanis (MutMH), MHN, Radiance Mutuelle, Mutuelle Renault, Energie Mutuelle et Mutuelle Médicis
- Des sociétés d'assurance QUATREM, AUXIA, Malakoff Humanis Assurances (MHA), et AUXIA Assistance
- Un Fonds de Retraite Professionnelle Supplémentaire (MHRS)

Cet ensemble, que nous appellerons le Groupe, avait en 2021 un chiffre d'affaires comptable de plus de 6 Md€, hors intragroupe, répartis entre les risques Santé pour 59%, Prévoyance pour 37% et enfin Epargne Retraite pour les 4% restants.

Les chiffres d'affaires comptables peuvent être détaillés par entité tel qu'indiqués ci-dessous, avant retraitement des opérations intragroupe :

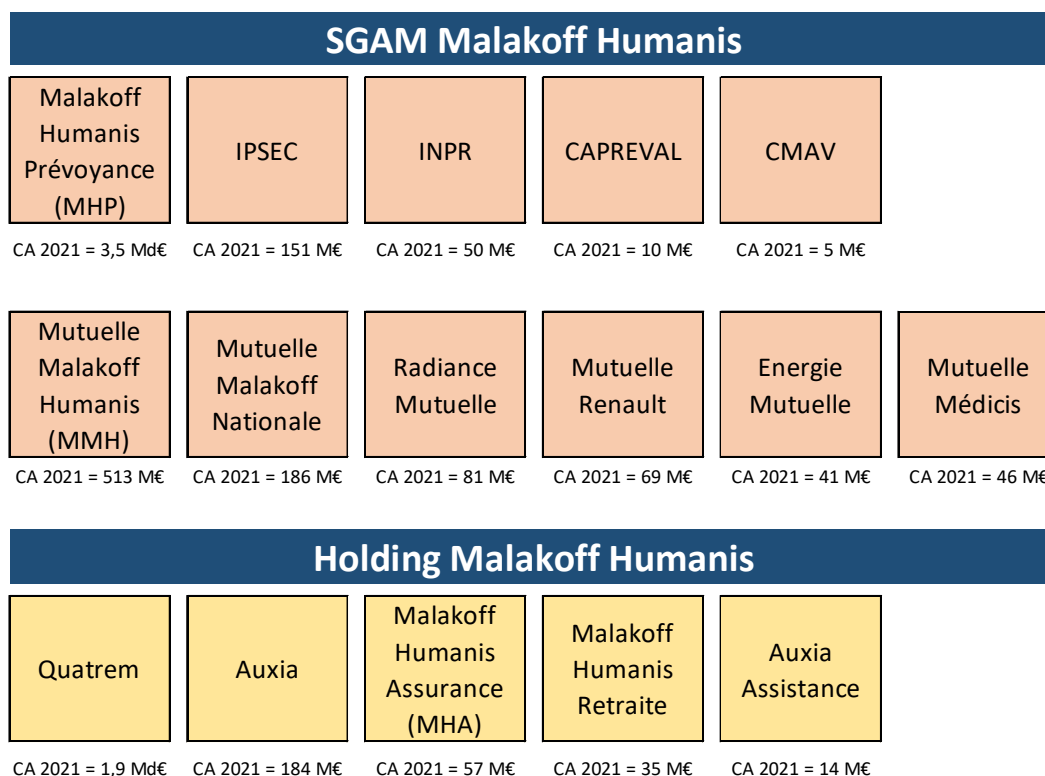


Figure n°12 : Cartographie des entités du Groupe

Le Groupe assure essentiellement des garanties relatives à la Prévoyance Santé, c'est à dire des garanties associées au module « risque de souscription en santé ».

Dans le cadre de ce mémoire, nous allons donc étudier la mise en place de paramètres propres uniquement pour les risques Santé NSLT et plus particulièrement les lignes d'activité suivantes :

- « Frais Médicaux » :
 - LoB 1 pour la partie affaires directes
 - LoB 13 pour la partie réassurances proportionnelles
- « Protection du Revenu » :
 - LoB 2 pour la partie affaires directes
 - LoB 14 pour la partie réassurances proportionnelles

En effet, les autres segments éligibles à la mise en place d'USP ne sont pas significatifs dans le portefeuille étudié.

1.2.1. Branche Frais Médicaux

Cette branche couvre les remboursements de frais de soins, lorsque l'assureur a la possibilité de réviser le tarif, ainsi que les garanties classiques annexes aux frais de soins (garde d'enfant ou aide-ménagère en cas de maladie, allocation de naissance, etc.). Les contrats d'assurances frais médicaux, ainsi que les réassurances proportionnelles y afférent sont concernés par cette branche. Elle fait partie des quatre segments mentionnés en Annexe 14 du règlement délégué comme appartenant au sous module « Risque de primes et de réserves en Santé Non-SLT » et inclut les lignes d'activité suivantes :

- **LoB n°1** : Cette ligne d'activité concerne les « Affaires Directes » et couvre l'ensemble des modes suivants :
 - o La Gestion Directe : Regroupe les contrats distribués directement ou par le biais d'un intermédiaire pour lesquels l'assureur est le seul responsable de la gestion des contrats
 - o La Gestion Déléguée qui consiste à sous-traiter (entièrement ou en partie) les opérations d'encaissement de primes, de réception d'appels, d'émission d'avenants, de gestion de sinistres et de règlement de prestations à une entreprise externe
 - o La Coassurance (gérée ou non gérée) fait partie du LoB Affaires Directes.
- **LoB n°13** : Cette LoB concerne les « Acceptations », c'est-à-dire les engagements de réassurance proportionnelle qui portent sur les garanties visées à la ligne d'activité 1 (Assurance de frais médicaux). Il s'agit des Acceptations : les affaires pour lesquelles le cédant est un organisme d'assurance externe.

De manière générale pour cette branche, nous retrouvons dans le portefeuille étudié principalement des contrats collectifs garantissant le remboursement total ou partiel des dépenses de santé en complément de la sécurité sociale.

1.2.2. Branche Protection des revenus

Cette branche couvre les garanties prévoyance relatives à la compensation de l'impact financier d'un arrêt de travail, ainsi que les réassurances proportionnelles y afférent. Elle concerne notamment les prestations d'incapacité et d'invalidité en attente, lorsque les garanties incapacité et invalidité ne sont pas confondues, mais aussi les garanties décès accidentel, si elles ne sont pas modélisées avec des garanties décès toutes causes. Dans une moindre mesure, elle peut également inclure les contrats annuels de garanties dépendance gérés en répartition.

La branche « Protection du revenu » fait partie des quatre segments mentionnés en Annexe 14 du règlement délégué comme appartenant au sous module « Risque de primes et de réserves en Santé Non-SLT », elle inclut les lignes d'activité suivantes :

- **LoB n°2** : Assurance de protection du revenu, elle sera par la suite appelée « Affaires Directes » et couvre l'ensemble des modes suivants :
 - o La Gestion Directe : Regroupe les contrats distribués directement ou par le biais d'un intermédiaire pour lesquels l'assureur est le seul responsable de la gestion des contrats (encaissement des primes, paiement des prestations, etc.)
 - o La Gestion Déléguée qui consiste à sous-traiter (entièrement ou en partie) les opérations d'encaissement de primes, de réception d'appels, d'émission d'avenants, de gestion de sinistres et de règlement de prestations à une entreprise externe
 - o La Coassurance (gérée ou non gérée) fait partie du LoB Affaires Directes.

- **LoB n°14** : Engagements de réassurance proportionnelle qui portent sur les engagements visés à la ligne d'activité 2 (Assurance de protection du revenu). Cette LoB est appelée dans la suite de ce rapport « Acceptations », il s'agit des Acceptations Externes : les affaires pour lesquelles le cédant est un organisme d'assurance externe.

La grande majorité des régimes prévoyance assurés auprès du Groupe prévoit la couverture du risque arrêt de travail (incapacité temporaire de travail et invalidité permanente). En effet, les garanties en cas d'arrêt de travail représentent la moitié du chiffre d'affaires de la prévoyance du portefeuille étudié. Elles prévoient le maintien d'un certain niveau des revenus, après indemnisation de la Sécurité Sociale, dans le cas où l'assuré doit interrompre partiellement ou totalement son activité professionnelle pour cause de maladie ou pour une cause accidentelle.

Plusieurs produits sont proposés au souscripteur selon ses besoins :

- Du sur-mesure prévoyance, principalement pour les grands comptes, moyennes entreprises et Etablissements de taille intermédiaires (ME - ETI), qui représente la majeure partie du chiffre d'affaires et des provisions techniques du Groupe.
- Du standard, ou des régimes conventionnels pour les petites et très petites entreprises (TPE – PE)
- Pour une couverture minimale si le souscripteur est un indépendant (TNS).

Ces contrats sont des contrats d'assurance collectifs à adhésion obligatoire ou facultative, souscrits auprès de l'organisme assureur. Ils proposent donc des garanties en cas d'arrêt de travail qui vont se couvrir deux périodes pour l'assuré en cas d'impossibilité constatée médicalement de poursuivre son activité professionnelle.

Garantie « Incapacité de Travail »

Cette garantie entraîne le versement d'indemnités journalières (IJ) complémentaires qui va débiter :

- Soit à l'issue d'une période d'incapacité temporaire de travail dénommée franchise continue, correspondant à un nombre de jours consécutifs d'arrêt de travail. Le cas échéant, cette franchise peut être réduite en cas d'hospitalisation, d'accident de la vie privée, du travail ou de maladie professionnelle.
- Soit à l'issue d'une période d'incapacité temporaire de travail dénommée franchise discontinue, correspondant au cumul d'un nombre de jours d'arrêt de travail survenu pendant l'année civile en cours ou au cours des douze (12) mois précédant le dernier arrêt déclaré.
- Soit en relais des obligations de maintien de salaire total ou partiel prévues dans la convention ou l'accord collectif applicable au souscripteur.

Ces indemnités sont conditionnées au versement d'IJ par la Sécurité Sociale, et versées tant que l'assuré n'a pas repris son activité, pour une durée maximale de 1095 jours. Les congés de maternité (y compris les 14 jours de congé pathologique), de paternité ou d'adoption indemnisés par la Sécurité Sociale n'entrent pas dans l'objet de la garantie.

Le niveau d'indemnisation peut varier selon les conditions particulières. La garantie est exprimée en pourcentage du salaire brut, sous déduction des indemnités de la Sécurité Sociale. Mais les assiettes de garanties peuvent être différentes d'un contrat à l'autre :

- TA
- TA/TB réduite ou non
- TA/TB/TC réduite ou non

Le salaire brut de référence est relatif aux douze derniers mois civils précédant la date à laquelle s'est réalisé l'événement.

En incapacité, l'indemnité journalière est calculée comme un pourcentage de la 365ème partie du salaire. Elle est acquise jour par jour et est payable sur présentation des justificatifs de paiement des prestations de la Sécurité sociale.

Une majoration de la prestation peut être prévue aux conditions particulières selon le contrat, en fonction du nombre d'enfants à charge de l'assuré.

Cette prestation va donc être versée tant que l'assuré peut fournir des justificatifs de paiement d'indemnités journalières de la part de la Sécurité Sociale mais peut cesser dans les cas suivants :

- le jour de la reprise de son activité professionnelle sauf en cas de reprise à mi-temps thérapeutique,
- au 1095^{ème} jour d'arrêt de travail,
- à la date de reconnaissance de l'état d'invalidité permanente de l'assuré,
- en cas de refus de se soumettre à un contrôle médical demandé par l'assureur,
- lorsque le médecin conseil de l'assureur reconnaît l'assuré apte à reprendre son activité sauf en cas de reprise avec horaires réduits pour raison de santé,
- si l'assuré liquide sa pension d'assurance vieillesse d'un régime obligatoire.

Garantie « Invalidité »

Cette garantie va prendre effet à la date reconnue par l'assureur comme début de l'invalidité permanente totale ou partielle. Les rentes complémentaires d'invalidité sont versées à l'assuré, en général trimestriellement, à terme échu. Le premier et le dernier paiement peuvent ne représenter qu'un prorata de rente.

Lorsque l'assuré est reconnu en état d'invalidité par suite d'une maladie ou d'un accident, sous réserve qu'il perçoive une rente de la Sécurité sociale, il va recevoir une indemnisation exprimée en pourcentage du salaire, y compris ou en complément de celle servie par la Sécurité Sociale. Son montant est précisé aux conditions particulières et peut évoluer en fonction du taux d'invalidité pour les sinistres issus d'accident ou maladie professionnel, de la catégorie d'invalidité pour ceux liées à un sinistre non professionnel, reconnu par la Sécurité sociale.

L'assiette de la garantie est toutefois limitée aux tranches de salaires définies aux conditions particulières du contrat. Elle peut aller jusqu'à la tranche D mais est généralement limitée à la tranche C dans les contrats du Groupe.

Le salaire de référence pour l'assuré est calculé sur les douze derniers mois civils précédant l'événement. Si l'ancienneté est inférieure à douze mois ou si l'assuré était en arrêt de travail au cours des douze derniers mois, la base de calcul des prestations est reconstituée proportionnellement à une durée complète d'activité.

Son versement va cesser :

- à la date à laquelle l'assuré cesse de percevoir par la Sécurité Sociale une pension d'invalidité ou s'il ne justifie plus d'un état d'invalidité permanente au sens du contrat
- à la date de son refus de se soumettre au contrôle médical demandé par l'organisme assureur
- à compter de la date d'effet d'une pension de retraite servie par un régime obligatoire ou à la fin du trimestre au cours duquel l'assuré atteint l'âge pour obtenir sa retraite à taux plein du régime obligatoire
- au décès de l'assuré.

Pour une maladie professionnelle ou un accident du travail, on parle d'incapacité permanente totale (si le taux d'incapacité est supérieur ou égal à 66%) ou partielle (si le taux d'incapacité est compris entre 33% et 66%). L'indemnité peut être fonction du taux d'invalidité reconnu par la sécurité sociale. Aucune prestation n'est due si le taux d'incapacité est inférieur à 33%.

A noter que la garantie invalidité permanente, qui propose le versement d'une rente pour une durée allant potentiellement jusqu'à la retraite, est classifiée en Santé SLT du fait de sa durée, et n'est donc pas couverte par le calcul USP.

Garantie « Décès Accidentel »

Les contrats incluant des garanties décès accidentel sont quant à eux moins fréquents dans le portefeuille étudié. Ils prévoient le versement d'un capital supplémentaire, en complément du capital décès toutes causes, en cas de décès de l'assuré consécutif à un sinistre accidentel et survenu au plus tard dans les douze mois qui suivent ledit sinistre. Le montant versé est fonction du capital décès et va varier selon les conditions particulières.

Ces garanties sont commercialisées par presque toutes les entités du Groupe. Nous allons donc dans un premier temps chercher à identifier lesquelles sont les plus significatives, en s'appuyant sur différentes métriques, et vérifier si à l'inverse certaines n'ont qu'un impact négligeable sur l'évaluation des paramètres propres au Groupe.

1.2.3. Entités du Groupe concernées

Le Groupe est constitué de nombreuses entités. Dans le cadre de la mise en place d'un dossier USP/GSP, assembler les données relatives à l'ensemble de ces périmètres sur un historique suffisant est un travail long et complexe. Cela est d'autant plus le cas compte tenu de la multiplicité des infocentres qui existent au sein de ce portefeuille. Face à cette difficulté, le choix pourra être fait d'avancer un argument de matérialité afin de ne traiter qu'un nombre limité d'entités. Celles-ci devront tout de même être suffisamment importantes et significatives, sur les garanties concernées, pour le calcul de GSP.

Pour cela, une étude a été réalisée afin de démontrer que trois entités sont représentatives du Groupe pour les branches concernées, selon différentes métriques notamment :

- Les cotisations des risques santé, décès accidentel et arrêt de travail (incapacité et invalidité) des contrats hors emprunteurs
- Les provisions techniques statutaires brutes et nettes de réassurance relatives aux engagements des garanties décès accidentel, santé et incapacité des contrats hors emprunteurs
- Les prestations versées au titre des garanties santé, décès accidentel et arrêt de travail (incapacité et invalidité), hors emprunteurs
- Les *Best Estimates* évalués dans le cadre du bilan Solvabilité 2, bruts et nets de réassurance, pour les garanties décès accidentel, AT NSLT et santé
- Les SCR Primes et Réserves Santé NSLT

Les résultats obtenus dans le cadre de cette étude sont présentés ci-dessous :

- Pour le segment « Protection du Revenu », voici un extrait :

LoB	Entité	Chiffre d'Affaires		Provisions Techniques	
		Simple	Cumulé	Simple	Cumulé
2	Entité A	81%	81%	83%	83%
2	Entité B	16%	97%	15%	98%
2	Entité C	2%	98%	1%	99%
2	Entité D	1%	100%	1%	100%
2	Entité E	0%	100%	0%	100%
2	Entité F	0%	100%	0%	100%
2	Entité G	0%	100%	0%	100%

Figure n°13 : CA et Provisions techniques Prévoyance NSLT par entité

Sur ces deux métriques que sont le chiffre d'affaires et les provisions techniques sociales, les sociétés A et B représentent environ 90% de la volumétrie du Groupe. On considère donc que l'argument de matérialité est confirmé en conservant ces deux entités.

C'est également le cas également sur les autres critères analysés :

<i>Taux de Représentativité</i>	Entités A + B
SCR net Primes et Réserves NSLT	88%
BE brut "Protection du Revenu"	99%
BE net "Protection du Revenu"	97%
Prestations brutes "Protection du Revenu"	98%

Figure n°14 : Ensemble des métriques analysées

- Pour le segment « Frais Médicaux » les résultats obtenus sont présentés ci-dessous :

LoB	Entité	Chiffre d'Affaires		Provisions Techniques	
		Simple	Cumulé	Simple	Cumulé
1	Entité A	52%	52%	47%	47%
1	Entité B	25%	77%	24%	71%
1	Entité C	15%	92%	25%	95%
1	Entité D	6%	98%	2%	98%
1	Entité E	1%	99%	1%	99%
1	Entité F	0%	100%	1%	100%
1	Entité G	0%	100%	0%	100%

Figure n°15 : CA et Provisions techniques Santé par entité

Il faut sur ce segment ajouter une entité supplémentaire, l'entité C, pour passer le seuil de significativité. En ajoutant cette dernière, les trois entités sélectionnées représentent plus de 90% du Groupe en termes de provisions techniques mais aussi de chiffre d'affaires. Le périmètre ainsi constitué sera donc considéré comme matériel et représentatif, sur cette branche, dans le cadre d'une étude pour l'évaluation de GSP.

La mise en place de paramètres propres est un long processus d'un point de vue calculatoire, mais surtout en termes de qualité des données (QDD). C'est pourquoi dans le cadre de ce mémoire, ainsi que pour un groupe qui souhaiterait se lancer dans une éventuelle démarche USP, il va être préférable de se limiter aux entités présentant des volumes de primes et de provisions significatifs.

Nous avons donc sélectionné :

- Une institution de prévoyance, qui va être représentative aussi bien pour le segment « Frais Médicaux » que pour celui de la « Protection du Revenu »
- Une société d'assurance, spécialisée dans l'intermédiation, qui distribue des produits prévoyance et santé essentiellement au travers d'un réseau de courtiers.
- Une mutuelle, qui porte exclusivement des garanties santé et sera donc uniquement retenue sur une branche.

Le calcul des GSP, se fera donc sur la base du périmètre représenté par ces trois sociétés. Il faudra donc assembler leurs données tout en vérifiant qu'elles respectent les circuits et exigences en termes de qualité.

1.3. Les Undertaking Specific Parameters

1.3.1. Les USP dans le contexte global solvabilité 2

Dans le cadre de la mise en place de Solvabilité 2 et du calcul de l'exigence de capital réglementaire, les compagnies (ou groupes) d'assurance utilisant la Formule Standard ont la possibilité, sous certaines conditions, d'utiliser des paramètres qui leur sont propres en modifiant ceux définis dans la réglementation. Ces paramètres sont appelés *Undertaking Specific Parameters* (USP) dans le cadre d'un organisme ou *Group Specific Parameters* (GSP) quand ils sont utilisés au niveau d'un groupe. Ils vont correspondre aux volatilités calibrées à partir de leur portefeuille.

Un recours à l'utilisation de ces paramètres (USP ou GSP) doit faire l'objet d'une demande officielle au régulateur. Cette décision, qui vise à adapter pour une ligne d'activité définie le calibrage de la Formule Standard, ne devrait pas être dictée par le seul objectif de diminuer le capital requis. L'objectif étant de mieux refléter la volatilité intrinsèque du profil de risque de l'organisme, sans avoir à recourir à un modèle interne.

L'utilisation par un organisme ou un groupe d'assurance de paramètres spécifiques, dans le cadre du calcul de l'exigence de capital, doit en effet être soumise à l'approbation préalable du superviseur (ACPR). L'entreprise devra également intégrer dans sa demande d'approbation, un suivi quantitatif de la pertinence du paramètre au cours du temps.

En complément, il faudra préparer un suivi avec notamment un calcul annuel de la variation toutes choses égales par ailleurs du capital de solvabilité requis global. Et si l'entreprise constate une baisse annuelle de ce dernier de plus de 5%, l'entreprise devra en informer l'autorité de contrôle et fournir une analyse détaillée de cette variation. Si elle observe une variation de plus de 10% à la baisse, ainsi qu'en cas d'évolution significative du profil de risque, l'entreprise devra mettre en place une nouvelle procédure de demande d'approbation. Dans ce cas de figure et, de manière transitoire, elle utilise le paramètre propre de l'année précédente.

A l'inverse, bien que le superviseur soit en mesure de révoquer cette approbation, ce n'est pas le cas pour l'entreprise. Si celle-ci souhaite retourner à l'utilisation de paramètres standards, elle devra justifier cette décision et indiquer pourquoi les paramètres propres ne sont plus appropriés. Là encore, ce choix ne peut être basé sur une volonté d'optimiser le volume de capital requis.

Les paramètres pouvant être modifiés sont définis et encadrés par la réglementation au sein de l'article 218 du Règlement délégué. Ceux concernés par les USP sont :

- Pour le sous module « risque de primes et réserves en non-vie » :
 - o L'écart type brut de réassurance non-proportionnelle du risque de primes
 - o L'écart type net de réassurance non-proportionnelle du risque de primes
 - o Le facteur d'ajustement pour la réassurance non proportionnelle (nécessite l'existence d'un contrat de réassurance en excédent de sinistre éligible pour le segment ciblé).
 - o L'écart type du risque de provisions (réserves)
- Pour le sous module « risque de révision en vie » :
 - o L'augmentation du montant des prestations sous forme de rentes
- Pour le sous module « risque de primes et réserves en santé NSLT » (Non Similaire à la Vie) :
 - o L'écart type brut de réassurance non-proportionnelle du risque de primes
 - o L'écart type net de réassurance non-proportionnelle du risque de primes

- Le facteur d'ajustement pour la réassurance non proportionnelle (nécessite l'existence d'un contrat de réassurance en excédent de sinistre éligible pour le segment ciblé).
- L'écart type du risque de provisions (réserves)
- Pour le sous module « risque de révision en santé SLT » (Similaire à la Vie) :
 - L'augmentation du montant des prestations sous forme de rentes

Le graphique ci-dessous illustre les risques composant le calcul du SCR et susceptibles d'être impactés par l'utilisation des USP :

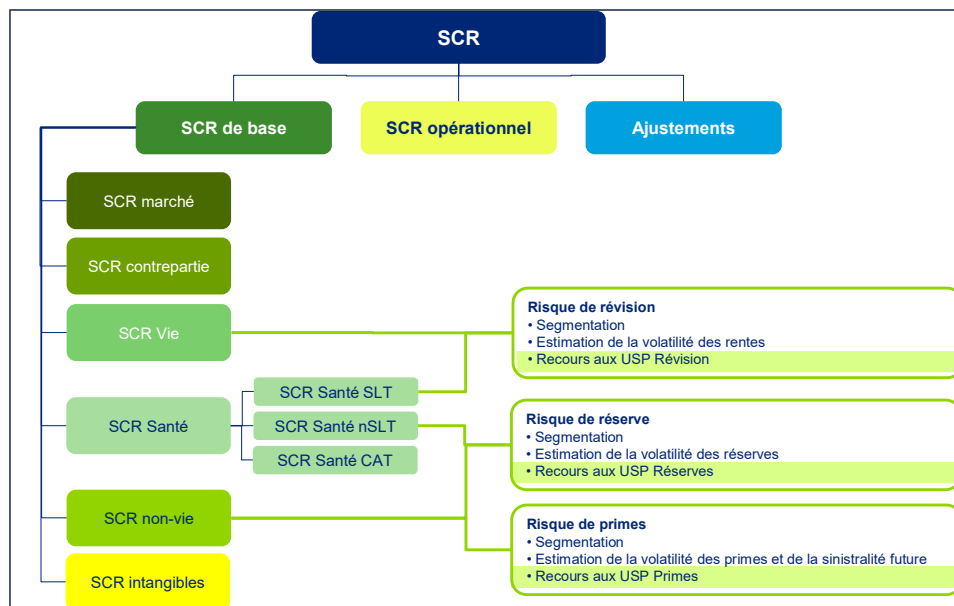


Figure n°16 : Risques impactés par une démarche USP

Les méthodes relatives à l'évaluation des paramètres spécifiques sont standardisées : leurs utilisations sont en lien avec le profil de risque et à la qualité des données de l'organisme. Elles permettent de remplacer, ligne d'activité par ligne d'activité, les volatilités du risque de primes et réserves de la Formule Standard par des volatilités calculées sur la base des données propres à l'entreprise.

Plusieurs méthodes sont proposées dans les annexes du règlement délégué, reposant sur des hypothèses sous-jacentes qui devront être vérifiées statistiquement, pour déterminer ces paramètres propres. La description des méthodes utilisées pour le calcul d'USP sera explicitée dans un paragraphe spécifique de ce mémoire.

Les USP finalement retenus seront la résultante des coefficients calibrés par l'EIOPA et des coefficients calibrés sur les données propres à l'organisme.

En effet, ils sont calculés par une approche crédibilité qui donne un poids aux paramètres propres d'autant plus important que l'historique est long selon la formule ci-dessous :

$$\sigma_{Risque}^{LoB} = c \times \sigma_{Risque, USP}^{LoB} + (1 - c) \times \sigma_{Risque, EIOPA}^{LoB}$$

Avec :

- σ_{Risque}^{LoB} le paramètre définitif (USP)
- c le coefficient de crédibilité
- $\sigma_{Risque, USP}^{LoB}$ le paramètre issu directement des méthodes de calcul
- $\sigma_{Risque, EIOPA}^{LoB}$ le paramètre issu de la formule standard

Les coefficients de crédibilité retenus vont non seulement dépendre de la longueur de l'historique disponible, mais également de la ligne d'activité. En effet, dans le cadre de ce mémoire, les lignes d'activité impactées auront des facteurs de crédibilité différents :

Facteur de Crédibilité	Branches Longues	Branches Courtes
5 ans	34%	34%
6 ans	43%	51%
7 ans	51%	67%
8 ans	59%	81%
9 ans	67%	92%
10 ans	74%	100%
11 ans	81%	100%
12 ans	87%	100%
13 ans	92%	100%
14 ans	96%	100%
15 ans et plus	100%	100%

Figure n°17 : Facteur de crédibilité pour les branches « Frais Médicaux » et « Protection du Revenu ».

Pour s'affranchir intégralement des paramètres de la Formule Standard, la profondeur d'historique nécessaire en entrée des modèles devra donc être relativement importante. Elle devra idéalement, être plus longue pour les données utilisées à l'évaluation des paramètres relatifs au segment « Frais Médicaux » que pour celles des paramètres du segment « Protection du Revenu ».

Mais ce n'est pas la seule contrainte qui va concerner les données dans le cadre d'une démarche visant à la mise en place d'USP. En plus des exigences classiques de la réglementation Solvabilité 2, d'autres, spécifiques aux USP, vont venir s'ajouter.

1.3.2. Exigences Solvabilité 2 en termes de qualité des données

La qualité des données est l'un des critères essentiels à l'approbation d'un dossier USP, mais c'est avant tout un aspect important de la réglementation Solvabilité 2. Les actes délégués et leurs annexes décrivent spécifiquement les exigences en termes de qualité des données pour l'évaluation des provisions dites *Best Estimates*. C'est ainsi que le régulateur a identifié, au sein de l'article 19, trois critères qu'une donnée « de qualité » doit remplir :

- L'exhaustivité : La donnée doit couvrir tous les principaux groupes de risques. Elle doit également avoir une granularité et un historique suffisant pour permettre la compréhension du comportement du risque ainsi que l'identification des tendances.
- L'exactitude : La donnée n'est pas affectée par des erreurs ou des oublis. Elle est enregistrée de façon adéquate, régulière et cohérente et doit être crédible au regard de son utilisation dans les processus opérationnels et de prise de décision.
- La pertinence : La donnée doit être adaptée à l'évaluation pour laquelle elle est utilisée et cohérente avec les hypothèses sous-jacentes. Elle doit être directement reliée aux principaux facteurs de risque du portefeuille.

Dans ce contexte, garantir la qualité des données implique de garantir la fiabilité et la qualité des informations financières communiquées et la confiance des tiers. Mais également de contribuer à l'efficacité de la gestion des risques et des outils de pilotage pour pouvoir répondre aux exigences réglementaires vis-à-vis des autorités de contrôle.

Dans le cadre de la mise en place de paramètres propres, ces exigences sont encore accrues et c'est un véritable dispositif de gestion de la qualité de données qui doit être mis en place. Le déploiement d'un tel dispositif au sein du Groupe est antérieur à toute démarche USP. La politique de qualité de données, la gouvernance associée, ainsi que le contrôle permanent de qualité des données sont déployées dans le cadre de la valorisation de la donnée, qui est considérée comme un actif stratégique du Groupe, tout en répondant aux enjeux réglementaires. Ce dispositif est évolutif, c'est-à-dire qu'il tient compte des évolutions de processus, des équipes, des changements d'outillage et des migrations effectuées ou prévues de la qualité de données. Il est également soumis à la revue de la fonction Actuarielle ainsi qu'à celle de l'audit interne et est développé sur la base d'outils mentionnés de manière récurrente dans les textes. Nous allons notamment avoir :

- Le répertoire de données

Au-delà de la liste des données, la mise en place d'un dictionnaire des données permet de disposer d'une vision générale du cheminement et de l'utilisation des données. Il constitue l'une des pierres angulaires du dispositif de gestion de la qualité des données.

« ...

e) les données et le processus de leur élaboration sont pleinement documentés, y compris en ce qui concerne :

*(i) la collecte des données et l'analyse de leur qualité, la documentation requise comprenant un **répertoire des données** qui précise leur source, leurs caractéristiques et leur usage, et les caractéristiques de la collecte, du traitement et de l'application des données ;*

...»

Article 219- Règlement délégué (UE) 2015/35 de la Commission du 10 octobre 2014

- La documentation des processus et contrôles

En complément du répertoire de données, la qualité des données requiert la description des processus de production, de contrôle et d'analyse de la qualité de la donnée. Ces exigences en matière de qualité de données relatives aux provisions techniques s'appliquent aussi pour les données USP :

« Les données utilisées pour le calcul des paramètres propres à l'entreprise ne sont considérées comme exhaustives, exactes et appropriées que si elles satisfont aux critères suivants :
 (a) les données répondent aux conditions énoncées à l'article 19 [...] les références au calcul des **provisions techniques s'entendant comme des références au calcul des paramètres propres à l'entreprise** ;

...»

Article 219 - Règlement délégué (UE) 2015/35 de la Commission du 10 octobre 2014

On peut également citer un extrait de l'article 19 des actes délégués indiquant qu'il est essentiel de documenter le processus de production des données et de s'assurer de l'existence de contrôles orientés « donnée » avec des critères spécifiques pour la qualité des données :

« Les données utilisées dans le calcul des provisions techniques ne sont considérées comme exhaustives aux fins de l'article 82 de la directive 2009/138/CE que lorsque l'ensemble des conditions suivantes sont remplies :
 [...]

e) les données ont été collectées, traitées et appliquées de manière transparente et structurée sur la base d'une procédure documentée comprenant au moins l'ensemble des éléments suivants :

i) la définition des critères de qualité des données et une évaluation de la qualité des données, y compris des normes quantitatives et qualitatives spécifiques pour différents ensembles de données ;

ii) la définition des hypothèses formulées dans le cadre de la collecte, du traitement et de l'application des données et l'utilisation qui en a été faite ;

iii) le processus selon lequel les données sont actualisées, y compris la fréquence des actualisations et les circonstances dans lesquelles des actualisations supplémentaires sont effectuées.

[...]»

Article 19- Règlement délégué (UE) 2015/35 de la Commission du 10 octobre 2014

- Politique de qualité des données

Le régulateur requiert une formalisation des politiques de qualité des données au sens large et insiste en particulier sur les organismes utilisant des USP.

« La formalisation des **politiques de qualité des données** doit encore progresser, Un enjeu particulièrement important pour les organismes qui demanderont l'autorisation d'utiliser un modèle interne ou des USP :

Question 1 : Disposez-vous d'un **système de gouvernance des données** ?

Question 2 : Disposez-vous d'une **politique formalisée** de qualité des données (exigences, seuils de qualité acceptable, etc.) ? »

Conférence de l'ACPR – Solvabilité II : Préparer 2016 – 12/12/2013

- Gouvernance de qualité des données

La définition d'un système de gouvernance de données est notamment nécessaire dans le cadre du suivi permanent de la qualité des données et de la résolution des limitations et des insuffisances en termes de qualité.

« Lorsque les données ne satisfont pas aux dispositions de l'article 19, les entreprises d'assurance et de réassurance documentent de manière appropriée les limites de ces données, y compris en indiquant si et comment il y sera remédié et en **précisant quelles fonctions de leur système de gouvernance seront responsables** de ce processus. Les données sont enregistrées et stockées de manière appropriée avant de faire l'objet d'ajustements destinés à remédier à leurs limites. »

Article 20- Règlement délégué (UE) 2015/35 de la Commission du 10 octobre 2014

- Validation de la donnée

La validation des données par un mécanisme de Sign-off est une exigence du dispositif attendu pour assurer la qualité des données.

« ...
 e) les données et le processus de leur élaboration sont pleinement documentés, y compris en ce qui concerne :
 ...
 (iv) La validation des données
 ... »

Article 219- Règlement délégué (UE) 2015/35 de la Commission du 10 octobre 2014

Toutes ces exigences, mentionnées dans le cadre de la réglementation Solvabilité 2 s'appliquent donc également aux données utilisées pour l'estimation des USP. Les paramètres propres doivent être calibrés sur des données exhaustives, exactes et appropriées tel que mentionné dans l'article 219 du règlement délégué. Au-delà de la politique et de la gouvernance de qualité des données, la mise en œuvre d'un dispositif de gestion de la qualité de données requiert donc de l'organisme des moyens permettant de s'assurer que les données utilisées pour le calcul USP sont exactes, exhaustives et appropriées.

« Le dossier d'homologation (des USP) doit contenir à minimum :
 ...
 (e) **La preuve que les données utilisées pour le calcul des USP sont exactes, exhaustives et appropriées** permettant de répondre aux exigences citées dans l'article [Article 197 USP2];
 ... »

Consultation Paper on the proposal for implementing technical standards with regard to the supervisory approval procedure to use undertaking-specific parameters - 01/04/2014

L'identification et la justification du choix des paramètres utilisés pour les calculs USP et un des besoins essentiels à la documentation du dispositif qualité de données USP.

« ...

e) les données et le processus de leur élaboration sont pleinement documentés, y compris en ce qui concerne :

...

(ii) le choix des hypothèses utilisées pour élaborer et ajuster les données, y compris les ajustements en ce qui concerne les créances de réassurance et les sinistres catastrophiques ainsi que la répartition des dépenses, la documentation requise comprenant un répertoire de toutes les hypothèses sur lesquelles se fonde le calcul des provisions techniques et une justification du choix des hypothèses ;

... »

Article 219- Règlement délégué (UE) 2015/35 de la Commission du 10 octobre 2014

Les exigences réglementaires en matière de qualité des données imposent aussi de décrire tout le cheminement de la donnée : des systèmes de gestion sources à la maquette de calcul des USP.

Des visions synthétiques du cycle de vie de la donnée, ayant pour objet de fournir une vision d'ensemble du circuit suivi par chaque groupe de données prioritaire utilisé dans le cadre des calculs USP vont devoir être mis en place. Ils auront pour but de fournir une traçabilité des données, à une granularité définie, permettant ainsi d'identifier les étapes de transformations ainsi que les contrôles associés appliqués aux données. Ces représentations permettent de documenter la traçabilité d'une donnée à travers une architecture en modélisant les systèmes sources, leurs liens et interdépendances, les transformations subies par la donnée, les contrôles auxquels elle donne lieu et les points d'amélioration.

Les cycles de vie sont considérés comme l'un des principaux composants du dispositif de gestion de la qualité des données. Ils permettent notamment d'en tirer les avantages suivants :

- Identifier le cheminement d'une donnée (linéage) en remontant les différents systèmes, depuis le modèle USP jusqu'aux outils de gestion
- Disposer d'une confiance accrue dans l'intégrité des données
- Faciliter l'analyse des données

Une fois ces exigences respectées, le calibrage des USP va pouvoir être réalisé à partir de données internes, mais également externes à l'organisme sous les conditions suivantes :

- Les données proviennent d'entreprises d'assurance ou de réassurance ayant une activité et un profil de risque similaire à ceux de l'entreprise souhaitant avoir recours aux paramètres spécifiques
- Les hypothèses sous-tendant la collecte, le traitement et l'application des données doivent être comparables lorsque les données proviennent de sources différentes
- Les données externes comprennent des données d'entreprises dont la nature de l'activité et le profil de risque sont similaires (nécessite l'existence d'éléments statistiques attestant que les distributions de probabilité sous-jacentes présentent un niveau d'homogénéité)

- La mise en place d'éléments statistiques montrant que les distributions de probabilité qui sous-tendent leurs propres données et celles des données externes ont un degré de similitude élevé (en particulier au niveau de la volatilité) est nécessaire dans le cadre d'utilisation de données externes
- Le processus de collecte des données doit être auditable et transparent.

Les données sinistres utilisées pourront être brutes ou nettes de recours, et faire l'objet de retraitements. En effet, les orientations 1 à 5 (*guidelines*) de l'EIOPA apportent les précisions suivantes concernant le retraitement des données :

- L'adaptation des données – les effets de risques non pertinents doivent être éliminés (Guideline 3) ;
- Le rôle du jugement d'expert sur les données, avec la possibilité d'intervention pour retraiter les données. Mais il ne peut en aucun cas se substituer à des données manquantes (Guideline 1) ;
- Le concept de non-proportionnalité – les critères de qualité des données doivent être vérifiés quelle que soit la matérialité du segment considéré (Guideline 2) ;
- L'élimination des CAT – les organismes doivent établir des mécanismes de détection/ajustement (Guideline 4).

En plus de la conformité aux critères plus généraux de la qualité des données, les données utilisées pour le calcul USP doivent respecter des critères plus spécifiques aux méthodes de calcul USP :

- Les données utilisées doivent être représentatives du risque auquel l'assureur a été exposé au cours des 12 derniers mois
- Les données doivent être disponibles pour à minima 5 années de survenance consécutives. Plus l'historique est important plus la crédibilité du paramètre propre sera forte (en dessous d'une certaine profondeur l'entreprise doit utiliser une moyenne pondérée par la crédibilité entre le paramètre propre et le paramètre standard)
- Les données doivent respecter les propriétés statistiques nécessaires à leur utilisation dans les méthodes USP.

Concernant le dispositif de gestion de la qualité des données, en complément de la composante « documentation des processus de production et de contrôle de la qualité de donnée » énoncée précédemment, il est essentiel de notifier les moyens mis en place pour résoudre les anomalies liées aux données.

« Lorsque les données ne satisfont pas aux dispositions de l'article 19, les entreprises d'assurance et de réassurance **documentent de manière appropriée les limites de ces données, y compris en indiquant si et comment il y sera remédié et en précisant quelles fonctions de leur système de gouvernance seront responsables de ce processus.**

...»

Article 20- Règlement délégué (UE) 2015/35 de la Commission du 10 octobre 2014

Il est notamment possible, sous condition, de reconstruire un historique plus ancien en justifiant de l'absence de biais : il faut alors se baser sur les données disponibles et méthodes en usage à l'époque.

La mise en place de paramètres propres n'est donc pas qu'un simple processus calculatoire. Elle nécessite d'importants moyens destinés à démontrer la qualité et la pertinence des données qui vont être utilisés pour l'évaluation des USP. Ces données, qui vont devoir être documentées, sont explicitées dans la réglementation ainsi que les méthodes de calibrage qui vont leur être appliquées pour obtenir des USP ou GSP

2. Calibrage des USP et GSP

Lorsqu'une entreprise d'assurance, ou de réassurance, calcule des paramètres propres, elle doit utiliser pour chaque paramètre les méthodes standardisées figurant en annexe du règlement délégué. L'objet de cette section est de rappeler ces méthodes préconisées, de préciser les inputs requis, d'apprécier la pertinence de l'adéquation proposée aux données de l'entité, et de présenter le résultat des estimations de paramètres propres.

2.1. Risque de Primes

La méthode requise pour évaluer l'USP relatif au risque de primes consiste, à l'instar du modèle sous-jacent retenu dans la formule standard, en un ajustement log-normal de la charge de sinistre agrégée vue en fin de première année de couverture. C'est donc une méthode rétrospective, fondée sur l'erreur de prédiction des ratios sinistres sur primes S/P historiques observés.

2.1.1. Définition des inputs du modèle et des hypothèses sous-jacentes

Dans le cadre du risque de tarification, les *inputs* du modèle sont :

- T le nombre d'années de sinistre, avec $5 \leq T \leq 20$. La réglementation impose un historique d'au moins 5 ans, et avec une application d'un coefficient de crédibilité si celui-ci est inférieur à 10 ans ou 15 ans selon la branche
- t l'année survenance du sinistre, $1 \leq t \leq T$
- x_t la prime acquise, aussi dit exposition, par année de survenance t
- y_t la charge de sinistres cumulée pour l'année de survenance t après la 1^{ère} année de développement.

A partir de ces données, nous allons pouvoir évaluer la volatilité du risque de primes en appliquant la méthode dite « Log Normale », à condition qu'elles soient conformes à un certain nombre de critères. En effet, afin de pouvoir appliquer cette méthode de calcul, les hypothèses ci-après doivent être validées pour chaque entité, exercice et segment :

- Hypothèse n°1 : l'espérance de la charge de sinistres cumulée y_t attendue après la première année de développement est proportionnelle aux primes acquises x_t au cours de cette année t :

$$E(y_t) = \beta x_t ;$$

Dans le cadre du risque de tarification, β est donc le ratio de sinistralité ou S/P.

- Hypothèse n°2 : la variance de la charge de sinistres cumulée y_t est en relation quadratique avec les primes acquises x_t au cours de la même année t :

$$V(y_t) = \sigma^2 \left((1-\delta)\bar{x}x_t + \delta x_t^2 \right)$$

Où :

$$\bar{x} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_t ;$$

Si $\delta = 0$, la variance est proportionnelle à l'exposition, et si $\delta = 1$, elle est proportionnelle au carré de l'exposition.

- Hypothèse n°3 : la charge de sinistres cumulée y_t après une année de développement suit une loi Log-Normale.
- Hypothèse n°4 : l'estimation par maximum de vraisemblance est adaptée.

Avant de pouvoir retenir un paramètre propre, il va donc falloir tester ces hypothèses selon des méthodes statistiques afin de s'assurer que les modèles préconisés soient pertinents. Pour cela, nous utiliserons les tests suivants afin de vérifier l'adéquation des données aux hypothèses sous-jacentes de la méthode Log-Normale :

- Hypothèse n°1 : Le test de la proportionnalité de $E(y_t)$ par rapport à x_t passe par la validation de la régression linéaire telle que : $E(y) = \beta x + \varepsilon$ (par simplification nous écrivons la régression $y = \beta x + \varepsilon$)

Les hypothèses relatives à ce modèle à valider sont les suivantes :

- la distribution de l'erreur ε est indépendante de x
- l'erreur est centrée et de variance constante (homoscédasticité) : Pour tout t , $E(\varepsilon_t) = 0$ et $Var(\varepsilon_t) = \sigma^2$
- l'hypothèse complémentaire : $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$

Les tests à réaliser pour valider la régression linéaire sont décrits en annexe

- Hypothèse 2 : Le test de l'hypothèse sur l'expression de la variance de y_t nécessite de disposer la distribution de y_t . Ne disposant pas de cette dernière, nous supposerons que l'hypothèse est vérifiée si $\hat{\delta}$ estimé est différent de 0 et de 1.

- Hypothèse 3 : Selon le modèle décrit, nous avons :

$$\ln\left(\frac{y}{x}\right) \sim N(\mu, \omega),$$

où :

$$\mu = \ln(\beta x) - \frac{1}{2}\omega \text{ et } \omega = \ln\left(e^{2\gamma} \left((1 - \delta)\bar{x}x^{-1} + \delta\right) + 1\right) = \pi^{-1}.$$

Pour chaque t :

$$\left(\frac{\ln\left(\frac{y_t}{x_t}\right) - \mu_t}{\sqrt{\omega_t}}\right)_{t=1, \dots, T} \sim N(0,1)$$

Il est donc possible de mener un test d'adéquation à une loi normale centrée réduite.

La petite taille de l'échantillon conduit à se tourner vers des tests tels que Shapiro-Wilk, Lilliefors ou sur la symétrie de la loi gaussienne centrée réduite au moyen du coefficient d'asymétrie (cf. annexes).

En complément des exigences relatives aux prérequis des modèles utilisés, d'autres contraintes existent dans le cadre de l'évaluation du risque de tarification. De fait, les données doivent être annuelles et remplir les conditions ci-après :

- elles doivent contenir le risque de tarification couvert dans la ligne d'activité de l'année à courir, en particulier être cohérentes avec sa nature et sa composition
- elles doivent être retraitées des sinistres issus des phénomènes de catastrophes, dans la mesure où le risque de ces sinistres est pris en considération dans les sous modules « risque de catastrophe en santé »
- les paiements cumulés doivent prendre en compte les frais de gestion, c'est-à-dire les dépenses encourues pour la gestion des engagements d'assurance et de réassurance.

Dès lors que les données sont disponibles, et qu'elles respectent les exigences citées précédemment, le paramètre propre du risque de primes va pouvoir être calculé en appliquant les formules décrites par la suite.

2.1.2.Évaluation de l'USP

D'après l'hypothèse n°3, y suit une loi Log-Normale de paramètres μ et ω , l'espérance et la variance du logarithme de y .

L'espérance de y a donc pour expression :

$$E(y) = \exp\left(\mu + \frac{1}{2}\omega\right)$$

D'après l'hypothèse n°2 :

$$E(y) = \exp\left(\mu + \frac{1}{2}\omega\right) = \beta x$$

Nous en déduisons que :

$$\mu = \ln(\beta x) - \frac{1}{2}\omega$$

La variance de y quant à elle a pour expression :

$$\begin{aligned} V(y) &= \exp(2\mu + \omega)(\exp(\omega) - 1) \\ &= \left(\exp\left(\mu + \frac{\omega}{2}\right) \right)^2 (\exp(\omega) - 1) \end{aligned}$$

En utilisant l'expression de l'espérance de y , celle de la variance devient :

$$V(y) = (\beta x)^2 (\exp(\omega) - 1)$$

D'où :

$$\omega = \ln\left(\frac{V(y)}{(\beta x)^2} + 1\right)$$

En utilisant l'hypothèse n°2, on obtient :

$$\begin{aligned} \omega &= \ln\left(\frac{\sigma^2((1-\delta)\bar{x}x + \delta x^2)}{(\beta x)^2} + 1\right) \\ &= \ln(\sigma^2((1-\delta)\beta^{-2}\bar{x}x^{-1} + \delta\beta^{-2}) + 1) = \pi^{-1} \end{aligned}$$

En posant $\sigma\beta^{-1} = e^y$, on obtient :

$$\omega = \ln(e^{2y}((1-\delta)\bar{x}x^{-1} + \delta) + 1) = \pi^{-1}$$

En posant $z = \ln\left(\frac{y}{x}\right)$, l'expression de la log-vraisemblance peut s'écrire comme suit :

$$l(\sigma, \delta, \beta | \text{données}) = \frac{1}{2} \sum \pi_t \left(z_t + \frac{1}{2}\omega_t - \ln \beta \right)^2 + \frac{1}{2} \sum \ln \omega_t$$

Soit $\mu_t = z_t + \frac{1}{2}\omega_t + \gamma$, tel que :

$$\sigma\beta^{-1} = e^y \Leftrightarrow \gamma = \ln \sigma - \ln \beta$$

Nous pouvons déduire que :

$$\mu_t = z_t + \frac{1}{2} \omega_t + \ln \sigma - \ln \beta$$

L'expression de la log-vraisemblance devient donc :

$$l(\sigma, \delta, \beta | \text{données}) = \frac{1}{2} \sum \pi_t (\mu_t - \ln \sigma)^2 + \frac{1}{2} \sum \ln \omega_t$$

L'optimisation de la log-vraisemblance conduit à la nullité de sa dérivée partielle par rapport à σ :

$$\frac{\partial l(\sigma, \gamma, \delta | \text{données})}{\partial \sigma} = \frac{1}{\sigma} \sum \pi_t (\mu_t - \ln \sigma) = 0$$

Ainsi, on déduit analytiquement l'expression de l'estimateur de maximum de vraisemblance de σ :

$$\hat{\sigma} = \exp\left(\frac{\sum \pi_t \mu_t}{\sum \pi_t}\right)$$

La log-vraisemblance peut alors s'écrire :

$$l(\sigma, \delta, \beta | \text{données}) = \frac{1}{2} \sum \pi_t (\mu_t - \ln \hat{\sigma})^2 + \frac{1}{2} \sum \ln \omega_t$$

La log-vraisemblance doit être minimisée sous la contrainte $0 \leq \delta \leq 1$.

Cette optimisation se résout numériquement.

Dans la pratique, l'optimisation peut conduire aux valeurs de 0 ou de 1 pour δ , il est alors important de s'assurer qu'il s'agit d'un optimum « global » en utilisant plusieurs valeurs initiales pour δ et γ .

Une fois les valeurs de δ et γ estimées, elles sont utilisées pour estimer $\hat{\sigma}$.

Pour corriger le biais de $\hat{\sigma}$, on applique un facteur pour trouver l'estimateur non biaisé $\hat{\sigma}'$:

$$\hat{\sigma}' = \hat{\sigma}(\hat{\gamma}, \hat{\delta}) \left(\frac{T+1}{T-1}\right)^{1/2}$$

Nous obtenons ainsi un premier paramètre propre, celui relatif au risque de primes, il va ensuite être nécessaire d'estimer le second pour lequel plusieurs méthodes sont préconisées.

2.2. Risque de réserves

Deux méthodes sont prescrites par l'EIOPA pour procéder à l'estimation du paramètre propre pour le risque de réserve

2.2.1. Méthode n°1 du risque de réserves : l'ajustement Log Normale

La première méthode consiste en un ajustement Log-Normal de la charge de sinistre agrégée vue en fin d'année par rapport à cette même grandeur vue en début d'année. Elle est donc identique à celle présentée précédemment pour le risque de prime, seuls les inputs vont changer.

En effet, dans le cadre du risque de provisionnement, les *inputs* du modèle sont :

- T le nombre d'exercices comptables, $5 \leq T \leq 20$
- t l'exercice comptable, $1 \leq t \leq T$
- B_t la meilleure estimation de la provision au début de l'exercice comptable t ,
- S_t la somme des paiements incrémentaux de l'exercice t et des meilleures estimations des provisions de fin de l'exercice t relatifs aux survenances antérieures (strictement) à t .

Les hypothèses sous-jacentes ainsi que leurs tests, sont similaires à ceux présentés précédemment. Pour un segment et un exercice particulier :

- Hypothèse n°1 : L'espérance de la somme des paiements effectués durant l'exercice et des meilleures estimations des provisions établies à la fin de l'exercice est proportionnelle à la meilleure estimation des provisions du début de l'exercice :

$$E(S_t) = \beta B_t$$

- Hypothèse n°2 : la variance de y_t est en relation quadratique avec la meilleure estimation de la provision pour sinistres à payer du même exercice :

$$V(S_t) = \sigma^2 \left((1 - \delta) \bar{B} B_t + \delta B_t^2 \right)$$

Où :

$$\bar{B} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T B_t$$

- Hypothèse n°3 : la somme des paiements effectués et des meilleures estimations des provisions de fin d'exercice suit une loi Log-Normale

- Hypothèse n°4 : l'estimation par maximum de vraisemblance est adéquate

En supplément de ces exigences liées au modèle utilisé, il existe dans le cadre de la mesure du risque de provisionnement par la méthode Log-Normale, des contraintes supplémentaires. En effet, les données doivent par ailleurs remplir les conditions ci-après :

- les données doivent contenir le risque de provisionnement couvert dans la ligne d'activité de l'année à courir, en particulier être cohérentes avec sa nature et sa composition
- les données doivent être retraitées des sinistres issus des phénomènes de catastrophes
- les *Best Estimates* et les paiements incrémentaux doivent prendre en compte les frais de gestion
- Les données historiques sur les sinistres doivent être retraitées en utilisant les méthodes de diversification de risque et de réassurance prévues pour les 12 prochains mois, de manière que le SCR soit approprié au sens de l'article 101 de la Directive - cadre (Directive 2009 / 138 / CE du Parlement Européen et du Conseil). En particulier, les données doivent refléter le risque des 12 prochains mois.

Mais une autre méthode existe pour estimer le paramètre du risque de réserve. A la différence de la méthode Log-Normale, elle ne va pas utiliser les *Best Estimates* mais uniquement les flux de prestations.

2.2.2.Méthode n°2 du risque de réserve : Merz Wüthrich

La seconde méthode repose sur le modèle de Merz & Wüthrich (2008), qui est elle-même une extension du modèle de Mack (1993), dans lequel on s'intéresse plus précisément à l'erreur d'estimation commise à horizon un an. Cette méthode est utilisée pour évaluer le facteur de volatilité du risque de provisionnement et s'intègre donc pleinement dans le référentiel Solvabilité 2.

L'approche se base sur le calcul de l'écart quadratique moyen de prédiction *MSEP (Mean Squared Error of Prediction)* des paiements de sinistres après une année de développement et l'ajustement de ces paiements à un modèle.

Le modèle cherche à étudier la variabilité des boni/mali d'une année calendaire sur l'autre, c'est à dire le changement dans la prédiction de la charge totale. Dit autrement, la variation de la charge ultime à 1 an est la différence entre la charge ultime calculée en $t + 1$ et sa valeur calculée en t . La différence entre les deux estimations successives est appelée *Claims Development Result* et est notée CDR.

a. Définition des inputs du modèle et des hypothèses sous-jacentes

Cette méthode s'appuie sur des triangles de règlements cumulés, relatifs aux sinistres d'assurance ou de réassurance d'un même segment. Elle permet de mesurer la volatilité des facteurs de développement à un an. Les *inputs* du modèle sont donc :

- I le nombre d'année de sinistre, $5 \leq I \leq 20$;
- J le nombre d'année de développement, $5 \leq J \leq 20$;
- $C_{i,j}$ le paiement cumulé pour l'année de survenance i ($1 \leq i \leq I$) et l'année de développement j ($1 \leq j \leq I$).

Ils vont nous permettre de calculer les éléments intermédiaires suivants :

- f_j le facteur de développement de l'année de développement j ;
- σ_j la volatilité de l'année de développement j ;
- \hat{f}_j^t le facteur de développement estimé dans l'année de développement j , estimé avec l'information disponible jusqu'à t ;
- $\hat{C}_{i,j}^t$ le paiement cumulé pour l'année de survenance i et l'année de développement j estimé avec l'information disponible jusqu'à t .

La Figure n°18 représente ainsi le triangle à partir duquel il sera possible :

- de vérifier l'adéquation des données au modèle
- d'évaluer la volatilité

i / j	0	1	...	j-1	j
0	$C_{0,0}$	$C_{0,1}$	$C_{0,\dots}$	$C_{0,j-1}$	$C_{0,j}$
1	$C_{1,0}$	$C_{1,1}$	$C_{1,\dots}$	$C_{1,j-1}$	$C_{1,j}$
...	$C_{\dots,0}$	$C_{\dots,1}$	$C_{\dots,\dots}$	$C_{\dots,j-1}$	$C_{\dots,j}$
i-1	$C_{i-1,0}$	$C_{i-1,1}$	$C_{i-1,\dots}$	$C_{i-1,j-1}$	$C_{i-1,j}$
i	$C_{i,0}$	$C_{i,1}$	$C_{i,\dots}$	$C_{i,j-1}$	$C_{i,j}$
f		f_1	f_{\dots}	f_{j-1}	f_j

Figure n°18 : Triangle des règlements cumulés

Les hypothèses sous-jacentes au modèle utilisé dans cette méthode concernent essentiellement :

1. L'indépendance des années de survenance
2. La vérification d'une corrélation linéaire entre les montants de sinistres cumulés de 2 années de développement consécutives
3. La vérification d'une corrélation linéaire entre la variance du montant de sinistres cumulés et le montant de sinistres cumulés de l'année précédente

Avant de lancer les calculs opérationnels, il est donc nécessaire de tester les hypothèses suivantes :

- **Hypothèse n°1** : Indépendance par année de survenance

(H0) : Pour $i \neq k$, les variables aléatoires $C_{i,j}$ et $C_{k,j}$ sont indépendantes.

En pratique, cette hypothèse peut ne pas être vérifiée, principalement en cas d'effets calendaires. Par exemple des changements importants dans la gestion des sinistres, car ils impacteraient plusieurs exercices de survenance.

Afin de valider cette hypothèse, il est nécessaire de mettre en place un test dont l'objectif sera de vérifier si les facteurs de développement (du « d-triangle ») suivent la même loi sur chaque année calendaire. Pour ce faire, on construit une statistique Z à partir des facteurs de développement.

Soit la diagonale D_j formée des composantes de l'année calendaire j telle que :

$$D_j = \{C_{j,1}, C_{j-1,2}, \dots, C_{1,j}\}, 1 \leq j \leq 1$$

Les éléments de la diagonale D_j , affectent donc les facteurs de développement des ensembles :

$$A_j = \left\{ \frac{C_{j,2}}{C_{j,1}}, \frac{C_{j-1,3}}{C_{j-1,2}}, \dots, \frac{C_{1,j+1}}{C_{1,j}} \right\}$$

et

$$A_{j-1} = \left\{ \frac{C_{j-1,2}}{C_{j-1,1}}, \frac{C_{j-2,3}}{C_{j-2,2}}, \dots, \frac{C_{1,j}}{C_{1,j-1}} \right\}$$

Donc si les éléments de la diagonale D_j sont plus grands que d'habitude, les éléments de A_j sont plus petits que les éléments de A_{j-1} .

Pour chaque colonne k du triangle, on va alors compter le nombre de facteurs de développement supérieurs (respectivement inférieurs) à la médiane que l'on note G (resp. P).

Lorsque le nombre d'éléments de la colonne est impair, il y a un élément de la colonne qui correspond à la médiane et qui n'est pas compté, que l'on notera « * ».

Si les facteurs de développement suivent la même loi, alors sur chaque année calendaire (*i.e.* chaque diagonale j du triangle), G_j doit être proche de P_j . En d'autres termes, G_j et P_j suivent une loi binomiale de paramètres n_j le nombre d'éléments de la diagonale j et de probabilité 50 %.

On doit donc avoir :

$$Z_j = \min(G_j; P_j) \text{ proche de } \frac{G_j + P_j}{2}$$

Pour établir le test, on détermine les deux premiers moments de Z_j

Si G_j et P_j suivent une loi binomiale $B(n_j; 50\%)$, on démontre que :

$$E(Z_j) = \frac{n_j}{2} - \binom{n_j - 1}{m_j} \frac{n_j}{2^{n_j}}$$

et

$$\text{Var}(Z_j) = \frac{n_j(n_j - 1)}{4} - \binom{n_j - 1}{m_j} \frac{n_j(n_j - 1)}{2^{n_j}} + E(Z_j) - (E(Z_j))^2$$

Avec :

$$m_j = \left\lfloor \frac{n_j - 1}{2} \right\rfloor$$

On considère la variable :

$$Z = \sum_{j=2}^{I-1} Z_j$$

Avec :

$$E(Z) = \sum_{j=1}^I E(Z_j) \text{ et } \text{Var}(Z) = \sum_{j=1}^I \text{Var}(Z_j)$$

On peut considérer que Z suit une loi normale.

Nous pouvons alors tester l'hypothèse de non-effet d'année calendaire (au seuil $\alpha = 5\%$) si :

$$E(Z) - 1,96\sqrt{\text{Var}(Z)} \leq Z \leq E(Z) + 1,96\sqrt{\text{Var}(Z)}$$

- **Hypothèse n°2** : Corrélation linéaire entre les montants de sinistres cumulés de 2 années de développement consécutives

On suppose que :

$(C_{i,j})_{j=1,\dots,J}$ constitue une chaîne de Markov

La chaîne de Markov est définie par sa propriété caractéristique selon laquelle, la prédiction du futur n'est pas rendue plus précise par des éléments d'information supplémentaires concernant le passé, car toute l'information utile pour la prédiction du futur est contenue dans l'état présent du processus.

L'expression $E[C_{i,j+1} | C_{i,1}, \dots, C_{i,j}] = f_j C_{i,j}$ montre que $E[C_{i,j+1} | C_{i,1}, \dots, C_{i,j}]$ ne dépend que de l'information présente sur le processus, i.e. l'information sur $C_{i,j}$.

Donc, prouver que $E[C_{i,j+1} | C_{i,1}, \dots, C_{i,j}] = f_j C_{i,j}$ suffit à démontrer que $E[C_{i,j+1} | C_{i,1}, \dots, C_{i,j}] = E[C_{i,j+1} | C_{i,j}]$ et donc que la suite $(C_{i,j})_{1 \leq j \leq J}$ suit un processus de Markov.

L'hypothèse $E[C_{i,j+1} | C_{i,1}, \dots, C_{i,j}] = f_j C_{i,j}$ peut se réécrire $E\left[\frac{C_{i,j+1}}{C_{i,j}} | C_{i,1}, \dots, C_{i,j}\right] = f_j$

A partir de cette relation on démontre qu'on peut écrire :

$$E\left[\frac{C_{i,j+1}}{C_{i,j}} \times \frac{C_{i,j}}{C_{i,j-1}}\right] = E\left[\frac{C_{i,j+1}}{C_{i,j}}\right] \times E\left[\frac{C_{i,j}}{C_{i,j-1}}\right].$$

En conclusion, cela revient à démontrer que les facteurs de développement $\frac{C_{i,j+1}}{C_{i,j}}$ et $\frac{C_{i,j}}{C_{i,j-1}}$ sont non corrélés.

On suppose donc qu'il existe des constantes positives f_j et σ_j telles que, pour tout $2 \leq j \leq J$ et pour tout $2 \leq i \leq I$, on ait :

$$\begin{cases} E[C_{i,j+1} | C_{i,1}, \dots, C_{i,j}] = f_j C_{i,j} \\ Var[C_{i,j+1} | C_{i,1}, \dots, C_{i,j}] = \sigma_j^2 C_{i,j} \end{cases}$$

Pour vérifier ces hypothèses, on va chercher à :

- (i) Démontrer que $(C_{i,j})_{j=1, \dots, J}$ constitue une chaîne de Markov, ce qui revient à prouver que les facteurs de développement $\frac{C_{i,j+1}}{C_{i,j}}$ et $\frac{C_{i,j}}{C_{i,j-1}}$ sont non corrélés.

Pour ce faire, un test de Spearman doit être mis en place (cf. annexe)

- (ii) Prouver qu'il existe des constantes positives f_j et σ_j telles que, pour tout $2 \leq j \leq J$ et pour tout $2 \leq i \leq I$:

$$\begin{cases} E[C_{i,j+1} | C_{i,1}, \dots, C_{i,j}] = f_j C_{i,j} \\ Var[C_{i,j+1} | C_{i,1}, \dots, C_{i,j}] = \sigma_j^2 C_{i,j} \end{cases}$$

Deux types d'analyse sont à réaliser :

- Analyse 1 : Pour k fixé, on valide la régression linéaire de $C_{i,k+1}$ sur $C_{i,k}$, en vérifiant bien que l'ordonnée à l'origine est nulle et que la pente est proche de \hat{f}_k .
- Analyse 2 : Pour k fixé, on vérifie que les résidus $\frac{1}{\sqrt{C_{i,k}}}(C_{i,k+1} - C_{i,k}f_k)$ suivent une loi normale d'espérance nulle (par un test de normalité classique), ou *a minima*, qu'ils conduisent à des résidus aléatoires ne manifestant pas de tendance particulière en construisant le graphique des résidus en fonction de l'année de survenance.

- **Hypothèse n°3** : Le modèle de Merz Wüthrich prend en compte des hypothèses supplémentaires au modèle de Mack

Le processus $(C_{i,j})_{j \geq 1}$ est une martingale $\frac{\hat{\sigma}_i^2}{\hat{f}_i^2} \ll C_{I-i+1,i}$.

Le test consiste à vérifier à partir des éléments intermédiaires de calcul que :

$$\frac{\hat{\sigma}_i^2}{\hat{f}_i^2} \ll C_{I-i+1,i}$$

Dans le cadre de la méthode dite de Merz & Wüthrich, en complément de la validation des hypothèses relatives au modèle utilisé, les données doivent également :

- contenir le risque de provisionnement porté sur l'année suivante, en particulier être cohérentes avec sa nature et sa composition
- permettre de réaliser des estimations sur la base de triangles de liquidation complets, contenant des données annuelles et suffisamment récentes
- être retenues nettes de réassurance, il est préférable que l'entité retienne directement des données nettes (de réassurance) pour le calcul des USP. La réassurance passée (nécessaire aux calculs) et celle appliquée sur les 12 prochains mois doit être appliquée de manière que le SCR estimé soit approprié au sens de l'article 101 de la Directive
- être ajustées sur des tendances prudentes, fiables et objectives qui auraient été identifiées
- être majorées des frais.

L'entité doit être capable d'expliquer le lien entre la duration du portefeuille et la volatilité estimée. Elle doit être capable de démontrer, en particulier pour les risques longs, c'est-à-dire à long terme, comment obtenir une volatilité qui reflète le risque porté (*risk profile*).

Enfin, la réassurance passée nécessaire aux calculs et celle appliquée sur les 12 prochains mois, doit être appliquée de manière à ce que le SCR estimé soit approprié au sens de l'article 101 de la Directive Solvabilité 2. Elle doit donc tenir compte de l'hypothèse de continuité d'exploitation et couvrir aussi bien le portefeuille en cours que le nouveau portefeuille dont la souscription est attendue dans les 12 mois à venir.

Une fois ces hypothèses validées et les contraintes sur les données respectées, rien ne s'oppose au calcul des paramètres propres des entités et du Groupe selon les formules ci-dessous.

b. Evaluation des USP

Les facteurs de développement f sont estimés par :

$$\hat{f}_j^T = \frac{\sum_{i=1}^{I-j} C_{i,j+1}}{\sum_{i=1}^{I-j} C_{i,j}}$$

Les facteurs de volatilité sigma sont estimés par :

$$\hat{\sigma}_j^2 = \frac{1}{I-j-1} \sum_{i=1}^{I-j} C_{i,j} \left(\frac{C_{i,j+1}}{C_{i,j}} - \hat{f}_j \right)^2.$$

Soit *CLPCO* (*Claim Outstanding by LoB estimated via the Chain Ladder Method*) le *Best Estimate* de la provision pour les sinistres déjà survenus estimée par la méthode de Chain Ladder.

Les bases théoriques de l'évaluation des USP ayant été posées, nous allons maintenant chercher à les appliquer aux différents portefeuilles du Groupe étudié.

2.3. Application aux portefeuilles sélectionnés du Groupe

Afin d'éviter toute redondance, le détail du calcul ainsi que des retraitements sur les données sera exposé pour l'une des entités du Groupe uniquement. Pour les autres périmètres, compte tenu de la similarité entre les différents portefeuilles étudiés, nous présenterons uniquement les résultats des évaluations.

2.3.1. L'entité B

C'est l'une des sociétés d'assurance du Groupe, qui a été retenue pour un premier calcul des paramètres propres. En effet, cette entité présente plusieurs avantages :

- Elle a une taille significative dans le Groupe, et dans le cadre de l'évaluation de GSP, c'est un portefeuille qui doit être analysé.
- Elle a été relativement épargnée par les fusions et dispose ainsi d'un système de gestion unique, exploité depuis de nombreuses années sans incident majeur. Cela facilite la récupération des données ainsi que les travaux de qualité des données. La donnée est contrôlée de sa création par le gestionnaire jusqu'à son utilisation par l'actuaire et passe par un processus de contrôle bien défini, où chaque service concerné apporte un regard différent. Les conclusions de ces contrôles sont satisfaisantes et prouvent que les paramètres obtenus à la suite des calculs sont représentatifs de l'activité sous-jacente.

Sur ce périmètre, il n'y a pas de diversification géographique à prendre en compte dans le calcul du SCR. Le portefeuille étant composé quasi exclusivement de prévoyance et santé collectives, la majorité des sinistres ont lieu sur le territoire français.

Le recalcul du SCR en sera donc simplifié, nous allons avoir :

- Une seule zone géographique, et donc absence de diversification géographique
- Quatre lignes d'activités concernées
 - o LoB 1 et 13 pour les Frais Médicaux
 - o LoB 2 et 14 pour la Protection du Revenu
- Pas de risque de rachat

Données disponibles

On a vu précédemment, qu'un certain nombre de données sont nécessaires en entrée des différents modèles permettant l'évaluation des paramètres propres. En synthèse, les éléments que nous allons utiliser dans nos calculs sont les suivants :

Tableau synthétique des groupes de données entrant dans le calcul des USP		
Groupe de données	Description	Profondeur d'historique
Cotisations affaires directes et acceptations	Données de chiffre d'affaires relatives aux affaires directes et au risque accepté portant sur les acceptations de réassurance	5 ans minimum
Prestations affaires directes et acceptations	Données de prestations réglées relatives aux affaires directes et au risque accepté portant sur les acceptations de réassurance	5 ans minimum
Frais de gestion y compris commissions	Données de frais de gestion de sinistres	5 ans minimum
Best Estimate de Réserves	Données de Best Estimates de réserves	5 ans minimum
Provisions techniques comptables	Données de provisions mathématiques (PM), provisions pour sinistres à payer (PSAP) et provisions pour sinistres inconnus (PSI)	5 ans minimum
Cessions	Données de cessions	5 ans minimum

Figure n°19 : Données entrantes des calculs

Avec :

- Pour le risque de primes :
 - o Les primes acquises de chaque période de couverture sur l'historique considéré
 - o Les pertes agrégées, c'est-à-dire :
 - Les paiements effectués
 - Les frais de gestion des engagements d'assurance
 - Les meilleures estimations des provisions pour sinistres à payer
- Pour le risque de réserve :
 - o Les paiements effectués (prestations et frais versés)
 - o Les meilleures estimations des provisions pour sinistres à payer

Constitution des inputs

Ces données doivent être disponibles par ligne d'activité ainsi que par exercice comptable et exercice de survenance, sur un historique d'au moins 5 ans. Selon la profondeur d'historique, ainsi que la LoB concernée, on pourra appliquer un facteur de crédibilité tel que défini dans la réglementation. Théoriquement, les calculs concernant les garanties les plus courtes verront l'application d'un facteur sur 10 ans, là ou celles plus longues devront en tenir compte sur 15 ans.

La première étape va donc consister à reconstituer un historique complet, avec différentes sources et des profondeurs d'historique variables selon le type de données. On va ainsi avoir sur le périmètre de l'Entité B, aussi bien pour les garanties présentées sur le segment « Frais Médicaux » que pour celles du segment « Protection du Revenu » :

- Des primes acquises, issues de l'infocentre pour celles émises et de l'outil d'inventaire pour les provisions (PANE et éventuelles PENA) évaluées à la dernière clôture.
- Un triangle de 15 ans sur les paiements de prestations extrait de l'infocentre
- Un historique de 10 ans sur les *Best Estimates*, de sinistres comme de frais de gestion (y compris commissions), en incluant ceux issus des QIS pour la période 2012 à 2015. Pour ces derniers, nous ne disposons pas de la ventilation par survenance, elle est déterminée dans le cadre de cette étude à partir de celle des provisions sociales (PSAP). Cette approximation fait sens, d'autant plus que sur les exercices 2016 à 2022, elle donne une répartition cohérente avec celle constatée.
- Les frais de gestion de sinistres, qui sont des données extra outil disponibles dans les balances comptables sur un historique de 15 ans. Ils ne sont connus que par exercice comptables, et vont donc faire l'objet d'une ventilation par survenance sur la base d'une clé correspondant au poids des prestations.

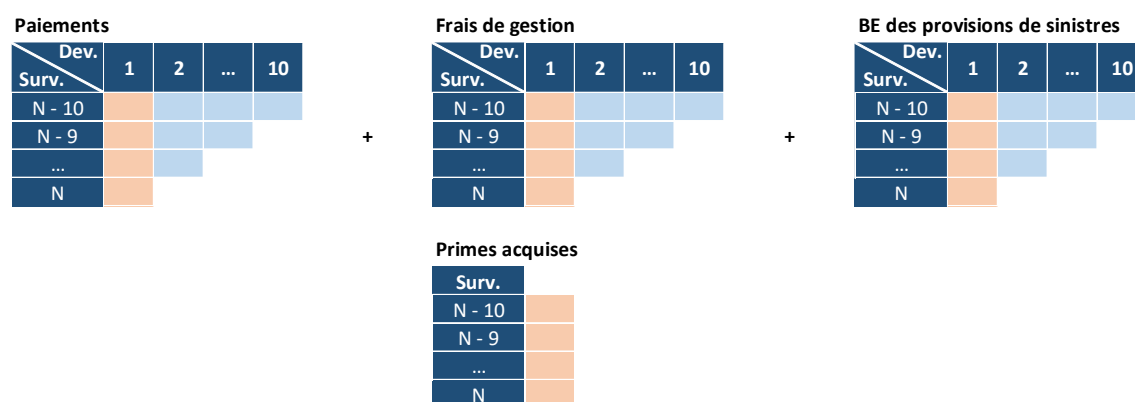


Figure n°20 : Charge de sinistre « Pertes agrégées » et Primes acquises

L'historique de *Best Estimates* disponible étant limité à 10 ans, afin de déterminer la perte agrégée on va pour chaque segment chercher à construire des triangles sur 10 ans, aussi bien pour les paiements, pour les frais que pour les provisions.

Cependant, certains retraitements vont être nécessaires pour disposer de ces données sur l'ensemble des risques étudiés.

Limites et retraitements

Ces données sont généralement disponibles au sein du portefeuille étudié. Cependant du fait des nombreuses fusions et rachats ayant eu lieu au cours de son histoire, le Groupe possède plusieurs infocentres avec chacun leurs avantages et inconvénients. Certains retraitements sont donc parfois nécessaires pour avoir une base de données exploitable en entrée des modèles. Or, comme indiqué précédemment la qualité des données est un élément crucial de la mise en place de paramètres propres, ces retraitements doivent donc être pleinement documentés.

En définitive, le manque de profondeur d'historique pour certaines données, principalement BE, ne nous permet d'évaluer nos USP que sur une période maximale de 10 ans. En effet, bien que certaines données soient disponibles sur une période plus longue, l'ACPR souhaite que la même longueur d'historique soit retenue quelle que soit la méthode utilisée.

« L'entreprise veille, quelle que soit la méthode utilisée, à assurer une cohérence suffisante entre les profondeurs d'historique retenues dans le calcul des paramètres propres avec celles adoptées dans les calculs de meilleures estimations. En particulier, dans le cadre de la méthode du risque de réserve n°2, elle utilise la même longueur d'historique pour le calcul des paramètres propres que celle retenue dans les triangles utilisés pour le calcul de meilleures estimations.

...»

Paragraphe 161 - Notice ACPR du 01/12/2023

Cette limitation va donc nous imposer de retenir un coefficient de crédibilité inférieur à 100% sur le segment Frais Médicaux. A l'inverse, pour les lignes d'activité relatives à la « Protection du revenu », l'historique est suffisant même si d'autres difficultés existent sur ce segment.

Tout d'abord, la maille à laquelle sont disponibles les données n'est pas suffisante pour ventiler les primes entre les garanties incapacité et invalidité. Dans le portefeuille de l'entité B, les LoB 2 et 14 incluent essentiellement les garanties relatives à l'incapacité temporaire, partielle ou totale, de travail. Cependant, dans l'outil de gestion qui alimente les bases de données, les gestionnaires ne renseignent pour chaque contrat qu'un taux de cotisation global pour l'arrêt de travail.

Nous sommes donc contraints de retenir l'ensemble de la cotisation destinée à couvrir les garanties arrêt de travail pour calibrer le risque de prime. On considère que l'impact sur la mesure de la volatilité du ratio sinistres sur primes (S/P) est minime, d'autant plus que les provisions liées à l'invalidité en attente sont bien comprises dans les LoB 2 et 14.

La difficulté principale sur cette branche va d'ailleurs résider dans le changement d'état qui peut éventuellement survenir pour les assurés indemnisés au titre de l'incapacité. En effet, en cas de consolidation de leur arrêt, un passage en invalidité peut être déterminé, auquel cas ces sinistres ne seront plus affectés au segment « Protection du Revenu ». Cependant, la mesure du risque de réserves se fait via une analyse de la consolidation des sinistres et une comparaison entre *Best Estimates* d'ouverture et de clôture qui ne peut être fiable que si les sinistres des périmètres comparés sont comparables.

Des retraitements vont donc être nécessaires, aussi bien au niveau des prestations à intégrer dans les calculs que des *Best Estimates* de provisions à retenir.

Pour commencer, afin de mesurer la volatilité dans l'écoulement des sinistres incapacité, il va falloir récupérer les prestations liées à ces dossiers malgré leur changement d'état et les intégrer dans notre triangle de paiements. Ces flux vont correspondre à ce que nous appellerons par la suite les prestations

des invalides de 1^{ère} année. Le détail par dossier n'étant pas toujours disponible, notamment pour les portefeuilles avec une forte délégation de gestion, on va estimer des taux de prestations relatives aux individus passés en invalidité en cours d'année sur la base du portefeuille en gestion interne.

Ces coefficients de prestations d'invalidité de 1^{ère} année seront ensuite appliqués à l'ensemble des prestations invalidité et ajoutés aux données utilisées pour la calibration du risque de réserve.

N	N+1	N+2	N+3
0,00%	62,23%	41,03%	27,27%

Figure n°21 : Part des prestations invalidité liées à des invalides de 1^{ère} année

Ces coefficients sont globaux, c'est-à-dire toutes cohortes confondues, et calculés en faisant une moyenne pondérée sur la base de données obtenus en :

- Isolant les cohortes selon leur année de survénance
- Déterminant pour chaque cohorte le montant payé en N+1, N+2 et N+3 le montant payé aux invalides de 1^{ère} année
- Divisant ce montant par le total des prestations payées pour chaque cohorte sur une année comptable

Ils représentent ainsi la part des prestations invalidité liées à des dossiers passés de l'état d'incapacité à celui d'invalidité au cours de l'année, on exclut donc ceux passés immédiatement en invalidité.

Cette difficulté liée à la consolidation des sinistres du segment « Protection du Revenu » ne concerne pas uniquement les flux, elle affecte également la détermination des *Best Estimates* de provisions à prendre en compte.

En effet, l'invalidité en attente étant associée à la branche Santé NSLT il va être nécessaire, afin que les *Best Estimates* en début et en fin d'exercice soient comparables, d'ajouter ceux relatifs aux sinistres passés de l'état d'incapacité à l'état d'invalidité en cours d'année. Autrement dit, les *Best Estimates* des provisions d'invalidité de première année doivent être inclus dans les calculs :

$$\begin{aligned}
 BE_{Surv.N}^{Ex.N} &= BE_{Surv.N}^{Ex.N} \text{ incap} + BE_{Surv.N}^{Ex.N} \text{ IVA} \\
 BE_{Surv.N}^{Ex.N+1} &= BE_{Surv.N}^{Ex.N+1} \text{ incap} + BE_{Surv.N}^{Ex.N+1} \text{ IVA} + BE_{Surv.N}^{Ex.N+1} \text{ Invalides qui étaient en} \\
 &\quad \text{incapacité en fin d'année N} \\
 BE_{Surv.N}^{Ex.N+2} &= BE_{Surv.N}^{Ex.N+2} \text{ incap} + BE_{Surv.N}^{Ex.N+2} \text{ IVA} + BE_{Surv.N}^{Ex.N+2} \text{ Invalides qui étaient en} \\
 &\quad \text{incapacité en fin d'année N+1} \\
 BE_{Surv.N}^{Ex.N+3} &= BE_{Surv.N}^{Ex.N+3} \text{ incap} + BE_{Surv.N}^{Ex.N+3} \text{ IVA} + BE_{Surv.N}^{Ex.N+3} \text{ Invalides qui étaient en} \\
 &\quad \text{incapacité en fin d'année N+2}
 \end{aligned}$$

- 1 La provision d'incapacité et d'invalidité en attente en N+1 est calculée pour tous les assurés qui se maintiennent dans l'état d'incapacité fin N+1.
- 2 La provision IVA de l'exercice N+1 concerne les assurés toujours en incapacité fin N+1
- 3 Afin de pouvoir comparer le BE d'ouverture et le BE de clôture, il faut ajouter une provision invalidité pour les assurés passés en invalidités en cours d'année N+1

Cependant, les outils d'évaluation utilisés dans le Groupe ne permettent pas d'avoir les BE tête par tête et le détail sur l'année de passage en invalidité n'est pas disponible. Cette information étant nécessaire pour isoler les invalides de 1^{ère} année, nous ne sommes pas en mesure d'identifier la part du BE AT SLT relative aux dossiers invalidité de première année.

C'est pourquoi, nous allons à nouveau estimer les *Best Estimates* à partir des provisions sociales afin de déterminer le poids de ces provisions. Pour ce faire, il faut :

- Reconstituer le triangle de provisions sociales en incluant les provisions d'invalidité de 1^{ère} année, sans oublier de retraiter les impacts liés aux changements méthodologiques qui ont eu lieu sur l'historique du portefeuille (changement de table, etc.)
- Déterminer une clé de passage des provisions sociales aux *Best Estimates* nets. Pour cela, nous avons calculé le rapport entre les *Best Estimates* nets et les provisions sociales. Sur les garanties invalidité, la marge de prudence est considérée dans nos travaux comme constante et quasi nulle sur l'ensemble de l'historique des provisions sociales. Ce coefficient de passage correspondra donc essentiellement aux écarts d'actualisation et pourra être appliqué sur l'ensemble des provisions sociales afin d'estimer les *Best Estimates* servant au calibrage des risques de primes et de réserves *via* la méthode Log-Normale.

Un dernier point va concerner la réassurance, c'est-à-dire les portefeuilles en acceptation.

Les flux de prestations et de cotisations en arrêt de travail ne sont pas ventilés par risque fin (incapacité / invalidité) dans les outils du Groupe. L'ensemble des cotisations a donc été traité comme des cotisations d'incapacité tandis que les prestations ont été ventilées en appliquant la répartition observée sur les affaires directes. L'application de la ventilation des affaires directes s'appuie sur une étude du profil moyen des acceptations et coassurances non gérées. Celle-ci démontre que l'utilisation du profil des assurés des affaires directes comme hypothèse du profil des acceptations de coassurances et de réassurance est une hypothèse cohérente (cf. annexe).

Cette approximation se justifie par la complexité induite par le processus d'inventaire pour les acceptations et la coassurance non gérée :

- Absence d'information de l'ensemble des partenaires ou informations communiquées en décalé des dates d'inventaire
- Nombre de montages très significatif (>1500 au niveau groupe) avec des formats de restitutions hétérogènes

Concernant la réassurance cédée, autrement appelée cession, compte tenu du fait des dispositions de réassurance qui interviennent très majoritairement sur le risque (quote-part) et du fait qu'une homothétie des données n'a pas d'effet sur les résultats obtenus par les méthodes d'estimation des USP, les données en entrée des calculs ont été déterminées sur des bases nettes de réassurance.

« Afin d'encadrer tout retraitement rétroactif des programmes de réassurance et de conserver l'adéquation de la stratégie de réassurance à la stratégie de souscription de l'époque, l'entreprise applique les programmes de réassurance tels qu'ils existaient aux exercices antérieurs pour capter la volatilité additionnelle liée à ces modifications, s'ils sont éligibles au sens de l'article 218.2 du règlement délégué.

...»

Paragraphe 167 - Notice ACPR du 01/12/2023

D'autres retraitements, cette fois qui ne sont pas inhérent aux données à disposition et à leur qualité, peuvent être effectués. La réglementation permet d'ajuster les données historiques, autant que nécessaire, pour éliminer les effets des risques non pertinents.

Sur le périmètre étudié, cela va notamment concerner :

- Les sinistres catastrophiques, et tout autre effet qui viendrait polluer les données. L'historique retenu inclut par exemple la période de COVID ainsi que les différents confinements qui ont eu des effets importants sur les garanties concernées par le risque de souscription santé, mais aussi sur la gestion des sinistres.
- Le rachat d'un nouveau portefeuille, d'autant plus lorsqu'il représente un volume significatif, fait l'objet d'une gestion spécifique et a rencontré des difficultés de paramétrage à sa mise en place.
- Les changements méthodologiques, qui peuvent avoir lieu aussi bien dans le provisionnement que dans l'enregistrement des flux.

Certains de ces effets sont très visibles, notamment sur les prestations du segment « Frais Médicaux ». Celles-ci étant versées rapidement seule la première colonne du triangle des coefficients peut être analysée. On y remarque des cadences erratiques, avec des coefficients incohérents notamment en 2013, 2019 et 2020 :

		<i>Année de développement (j)</i>			
<i>i / j</i>		1	2	3	4
Survenance (i)	2013	1,26	1,00	1,00	1,00
	2014	1,31	1,01	1,01	1,01
	2015	1,31	1,01	1,01	1,01
	2016	1,36	1,01	1,01	1,01
	2017	1,34	1,01	1,01	1,01
	2018	1,38	1,01	1,01	1,01
	2019	1,27	1,01	1,01	
	2020	1,43	1,01		
	2021	1,30			
	2022				

Figure n°22 : Coefficients de passage « Frais Médicaux »

En moyenne, sur la première année de développement, les prestations santé augmentent de 133%. On constate sur cette première colonne que les cadences sont assez erratiques et s'éloignent fréquemment de cette moyenne générant une forte instabilité.

Dans un premier temps, nous allons focaliser notre analyse sur les écarts les plus significatifs, et chercher à comprendre les causes de ces variations. On a notamment :

- Après 2013, la méthode de comptabilisation des flux de coassurances non gérées est davantage affectée par les retards dans les échanges de trésorerie entre partenaires. Un changement de méthode, sans lien avec le risque sous-jacent, sur cette partie du portefeuille explique la dégradation des coefficients après 2013. Un retraitement peut être apporté, pour reconstruire les flux de ce périmètre afin de les rendre comparables et plus cohérents avec les méthodes applicables actuellement.

- En 2018, un important portefeuille de contrats santé est racheté par l'entité B. Sa mise en place dans les outils a entraîné des retards de comptabilisation des prestations.
- En 2020, c'est cette fois-ci, la pandémie de COVID19, les effets des nombreux confinements sur la consommation médicale, et sur la gestion des sinistres qui expliquent les coefficients constatés.

La branche « Protection du Revenu » n'est quant à elle pas affectée par le portefeuille racheté en 2018, celui-ci étant composé de contrats frais médicaux uniquement. De même les impacts de la COVID19 sont moins visibles dans les flux de ce segment. On retrouve cependant l'effet lié aux flux de trésorerie en coassurance non gérée après 2013.

Nous présenterons ci-après des sensibilités sur les paramètres obtenus suite à différents retraitements, notamment à ces effets exceptionnels. Mais avant de débiter les travaux d'évaluation d'USP, il faut s'assurer que les données permettent l'application des différentes méthodes.

Calcul sur la branche Frais Médicaux

Tests d'adéquation utilisés

Après cet important travail de préparation et de retraitements des données, il est nécessaire de valider l'adéquation des chiffres en entrée des modèles avec les hypothèses statistiques qui leurs sont sous-jacentes. Cette analyse sur les données de l'entité B doit être faite pour chacun des risques et chacune des méthodes proposées dans la réglementation. Elle est réalisée sur la base de tests statistiques, exécutés à partir de l'outil R, et dont les principes généraux sont présentés en annexe de ce document. On obtient ainsi les résultats suivants :

Méthode Log-Normale		
Hypothèses à vérifier	Tests statistiques	Risque de primes
La somme du BE mis à jour et des paiements incrémentaux de l'année (yt) suit une loi log-normale : normalité des points $[z_t - \mu t] / \text{racine}(\omega t)$	Test de Shapiro	Oui
	Test de symétrie	Oui
	Test de Lilliefors	Oui
La somme du BE mis à jour et des paiements incrémentaux de l'année (yt) est proportionnelle à l'exposition (xt)	Régression linéaire de yt sur xt	
	R ² proche de 100 %	Oui
	Test de Fischer : La pente de la régression n'est pas nulle ?	Oui
	Test de Student (H0) : L'ordonnée de la régression peut-elle être nulle ?	Oui
	Les résidus suivent une loi normale	
	Test de Shapiro	Oui
	Test de symétrie	Oui
	Test de Lilliefors	Oui
	Homoscédasticité des résidus	Oui
	Les résidus ne sont pas autocorrélés	Oui

Figure n°23 : Résultats des tests statistiques pour le risque de primes au niveau 5%

Concernant le risque de primes, l'ensemble des hypothèses statistiques sous-jacentes au modèle Log Normale est validé. On a notamment les tests suivants :

- Les tests de Shapiro, Lilliefors et de symétrie valident l'hypothèse de Log Normalité de la charge de sinistre, ainsi que des résidus
- Les tests de Student, ainsi que le R² confirment la relation linéaire entre primes acquises et charge de sinistre

Pour le risque de réserves, les tests sont également concluant :

Méthode Log-Normale		
Hypothèses à vérifier	Tests statistiques	Risque de réserve
La somme du BE mis à jour et des paiements incrémentaux de l'année (yt) suit une loi log-normale : normalité des points $[z_t - \mu_t] / \text{racine}(\omega_t)$	Test de Shapiro	Oui
	Test de symétrie	Oui
	Test de Lilliefors	Oui
La somme du BE mis à jour et des paiements incrémentaux de l'année (yt) est proportionnelle à l'exposition (xt)	Régression linéaire de yt sur xt	
	R ² proche de 100 %	Oui
	Test de Fischer : La pente de la régression n'est pas nulle ?	Oui
	Test de Student (H0) : L'ordonnée de la régression peut-elle être nulle ?	Oui
	Les résidus suivent une loi normale	
	Test de Shapiro	Oui
	Test de symétrie	Oui
	Test de Lilliefors	Oui
	Homoscédasticité des résidus	Non
Les résidus ne sont pas autocorrélés	Oui	

Figure n°24 : Résultats des tests statistiques pour le risque de réserves au niveau 5%

Les tests menés amènent donc à ne pas à rejeter les hypothèses sous-jacentes au modèle d'ajustement Log-Normal proposé par l'EIOPA, aussi bien pour le risque de primes que pour celui de réserves.

Concernant la seconde méthode d'évaluation du risque de réserves, que nous avons appelé méthode de Merz-Wüthrich, d'autres tests doivent être construits et appliqués. Pour rappel, cet estimateur repose sur les hypothèses suivantes :

- $(C_{i,k})_{k \geq 1}$ est un processus markovien, i.e.

$$\mathbb{P}[C_{i,k+1} \leq x | \mathcal{D}_{i+k}] = \mathbb{P}[C_{i,k+1} \leq x | C_{i,k}]$$

il existe deux vecteurs colonne $\mathbf{f} = (f_k)$ et $\boldsymbol{\sigma} = (\sigma_k)$ tels que :

$$\begin{cases} \mathbb{E}[C_{i,k+1} | \mathcal{D}_{i+k}] = \mathbb{E}[C_{i,k+1} | C_{i,k}] = f_k C_{i,k} \\ \mathbb{V}[C_{i,k+1} | \mathcal{D}_{i+k}] = \mathbb{V}[C_{i,k+1} | C_{i,k}] = \sigma_k^2 C_{i,k} \end{cases}$$

- les processus de paiements cumulés de deux années de couverture différentes sont indépendants, i.e. $(C_{i,k})_{k \geq 1}$ et $(C_{l,k})_{k \geq 1}$, $l \neq i$ sont indépendants.

Pour que ce modèle soit jugé pertinent d'un point de vue statistique, et pour pouvoir l'utiliser afin d'estimer un USP, il convient de s'assurer que les données ne rejettent pas ces hypothèses.

Des tests statistiques ont été construits de manière à confronter le modèle aux données, leurs résultats sont résumés dans le tableau ci-dessous :

Méthode MW		
Hypothèses à vérifier	Tests statistiques	USP - 10 ans
Les années de survenance sont indépendante entre elles	Test graphique (stabilité des facteurs de dvlpmnt par année	Oui
	Test de la médiane	Non
Il existe deux vecteurs (fk) tel que $E(C_{i,k+1} D_{i+k}) = f_k C_{i,k}$	Régression linéaire de $C_{i,k+1}$ sur $C_{i,k}$	
	R^2 proche de 100 %	Oui
	Test de Fischer : La pente de la régression est non nulle	Oui
	Test de Student : L'ordonnée de la régression est nulle	Oui
	Les résidus de la régression ne dépendent pas de l'année de	Oui
	Les résidus suivent une loi normale	
	QQ plot	Oui
	Test de Lilliefors	Oui
	Test de Shapiro	Oui
	Test de symétrie	Oui
Il existe un vecteur (σ_k) tel que $Var(C_{i,k+1} D_{i+k}) = \sigma_k^2 C_{i,k}$	Les résidus sont indépendants des valeurs ajustées	Oui

Figure n°25 : Résultats des tests statistiques pour le risque de réserves MW au niveau 5%

Les différents tests sont une fois encore concluants, on valide ainsi l'adéquation des données au modèle Merz & Wüthrich d'estimation du paramètre propre.

Finalement, si l'ensemble des hypothèses sous-jacentes aux modèles sont validées, aucune des deux méthodes d'évaluation du paramètre relatif au risque de réserve n'apparaît comme clairement plus adéquate.

Paramètres obtenus

Sur cette branche, nous disposons pour l'entité B d'un historique de 10 ans pour les flux et les *Best Estimates*. Conformément à la réglementation, un facteur de crédibilité allant jusqu'à 74% va devoir être retenu. L'application des formules présentées précédemment donne, selon la profondeur d'historique retenue, les résultats suivants :

Volatilités	5	6	7	8	9	10
Sigma Primes - Methode LN	2,7%	2,5%	2,4%	2,2%	2,1%	2,2%
Sigma Reserves - Methode LN	10,2%	9,3%	8,9%	8,5%	8,0%	8,9%
Sigma Reserves - Methode MW	20,4%	17,3%	15,3%	14,5%	13,7%	14,3%

Figure n°26 : Volatilités obtenus selon la profondeur d'historique

On constate ici que, quelle que soit la longueur d'historique retenue, les volatilités mesurées à travers la méthode Log-Normale sont relativement stables :

- Pour le risque de primes, elles restent comprises entre 2,1% et 2,7%, ce qui est significativement plus faible que le paramètre indiqué dans le cadre de la Formule Standard.
- A l'inverse pour le risque de réserves, elles varient dans une fourchette allant de 8,0% à 10,2%, c'est-à-dire au-dessus de la Formule Standard

Enfin, la méthode Merz & Wüthrich donne des volatilités qui diminuent quand le nombre d'exercices pris en compte augmente, mais restent nettement supérieures à celle préconisée par la réglementation.

Cependant, ces volatilités ne peuvent être retenues en l'état, il faut leur appliquer les coefficients de crédibilité définis précédemment. On obtient alors, selon l'historique retenu, les USP suivants :

USP	5	6	7	8	9	10
USP Primes - Methode LN	4,2%	3,9%	3,7%	3,4%	3,1%	2,9%
USP Reserves - Methode LN	7,2%	7,2%	7,4%	7,3%	7,2%	8,1%
USP Reserves - Methode MW	10,7%	10,7%	10,6%	10,9%	11,0%	12,0%

Figure n°27 : USP obtenus selon la profondeur d'historique

La Figure n°27 montre que l'effet du coefficient de crédibilité est très important sur les historiques les plus courts. Il permet même dans certains cas d'améliorer l'USP, notamment pour les coefficients obtenus grâce à la méthode Merz & Wüthrich.

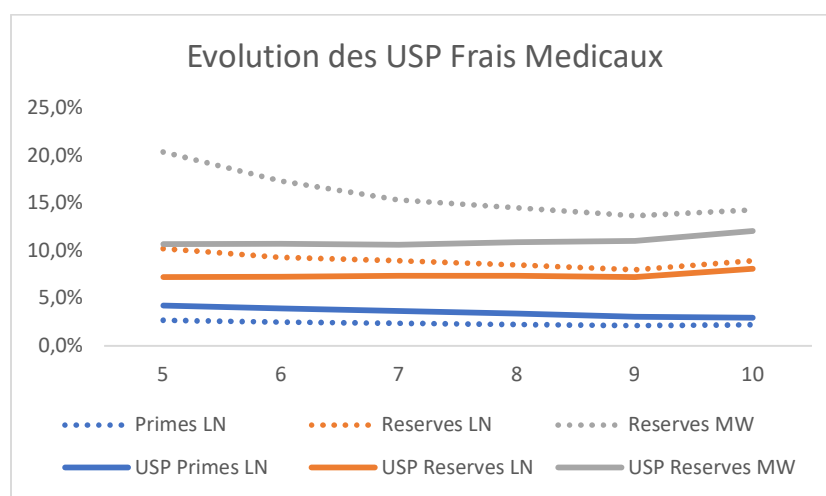


Figure n°28 : Evolution des volatilités et paramètres selon l'historique retenu

Au vu des résultats de la Figure n°28, les meilleurs USP sont obtenus en retenant la méthode Log Normale avec :

- Un historique de 10 ans pour le risque de Primes, pour un USP de 2,9%
- Un historique de 9 ans pour le risque de Réserves, pour un USP de 7,2%

Cependant dans ses communications sur le sujet, le superviseur préconise de ne pas sélectionner un paramètre sur la base des résultats obtenus, mais plutôt de retenir :

- Dans un premier temps, la méthode la plus fiable et robuste au vu des tests statistiques
- Si elles sont équivalentes, celle qui donne le paramètre le plus prudent
- Sur la base de profondeurs d'historique identiques, quelle que soit la méthode utilisée et le risque mesuré

Dans notre cas, l'historique maximal à disposition - c'est-à-dire 10 ans – sera retenu. Si dans le choix d'USP, l'analyse et la comparaison des résultats des différents tests d'adéquation n'est pas suffisante, la méthode la plus prudente sur cet historique - autrement dit celle qui donnera le paramètre le plus élevé - sera privilégiée.

Les tests présentés précédemment affichent des résultats globalement équivalents pour le risque de réserves. Nous allons donc retenir la méthode qui donne le coefficient le plus prudent c'est-à-dire la méthode n°2 dite de Merz Wuthrich. Ce choix semble d'autant plus cohérent que le risque « Frais Médicaux » est un risque relativement court, avec peu de provisions. Privilégier une méthode basée sur les prestations plutôt qu'une basée en grande partie sur les *Best Estimates* semble être un choix adéquat.

Pour la branche « Frais Médicaux », la Figure n°29 mentionne les USP retenus :

Frais Médicaux	Paramètre Standard	USP Entité B
Risque de Primes	5,0%	2,9%
Risque de Reserves	5,7%	7,2%

Figure n°29 : USP possibles pour la branche « Frais Médicaux »

Calcul sur la branche Protection du revenu

Tests d'adéquation utilisés

De manière similaire à ce qui a été fait sur le segment « Frais Médicaux », une analyse de l'adéquation des deux méthodes aux données de l'entité a été réalisée à partir des hypothèses statistiques sous-jacentes aux modèles proposés par l'EIOPA.

Concernant le risque de primes, le résultat de ces tests est résumé dans le tableau ci-dessous :

Méthode Log-Normale		
Hypothèses à vérifier	Tests statistiques	Risque de primes
La somme du BE mis à jour et des paiements incrémentaux de l'année (yt) suit une loi log-normale : normalité des points $[z_t - \mu t] / \text{racine}(w t)$	Test de Shapiro	Oui
	Test de symétrie	Oui
	Test de Lilliefors	Oui
La somme du BE mis à jour et des paiements incrémentaux de l'année (yt) est proportionnelle à l'exposition (xt)	Régression linéaire de yt sur xt	
	R ² proche de 100 %	Oui
	Test de Fischer : La pente de la régression n'est pas nulle ?	Oui
	Test de Student (H0) : L'ordonnée de la régression peut-elle être nulle ?	Oui
	Les résidus suivent une loi normale	
	Test de Shapiro	Oui
	Test de symétrie	Oui
	Test de Lilliefors	Oui
	Homoscédasticité des résidus	Oui
	Les résidus ne sont pas autocorrélés	Oui

Figure n°30 : Résultats des tests statistiques pour le risque de primes au niveau 5%

L'ensemble des tests sont validés et les hypothèses sous-jacentes vérifiées.

Ces résultats nous amènent à ne pas à rejeter l'utilisation du modèle Log Normale sur les données de l'entité pour l'évaluation du risque de primes.

Concernant le risque de réserves, les résultats suivants sont obtenus :

Méthode Log-Normale		
Hypothèses à vérifier	Tests statistiques	Risque de réserve
La somme du BE mis à jour et des paiements incrémentaux de l'année (yt) suit une loi log-normale : normalité des points $[z_t - \mu_t] / \text{racine}(\omega_t)$	Test de Shapiro	Non
	Test de symétrie	Oui
	Test de Lilliefors	Oui
La somme du BE mis à jour et des paiements incrémentaux de l'année (yt) est proportionnelle à l'exposition (xt)	Régression linéaire de yt sur xt	
	R ² proche de 100 %	Oui
	Test de Fischer : La pente de la régression n'est pas nulle ?	Oui
	Test de Student (H0) : L'ordonnée de la régression peut-elle être nulle ?	Oui
	Les résidus suivent une loi normale	
	Test de Shapiro	Non
	Test de symétrie	Oui
	Test de Lilliefors	Oui
	Homoscédasticité des résidus	Oui
	Les résidus ne sont pas autocorrélés	Oui

Figure n°31 : Résultats des tests statistiques pour le risque de réserves au niveau 5%

Bien que les tests de Shapiro ne donnent pas des résultats suffisants, les hypothèses sont globalement validées par les autres tests statistiques. Cela permet ainsi l'utilisation de la méthode Log Normale pour évaluer le paramètre propre relatif au risque de réserves.

Enfin, pour la méthode d'évaluation du risque de réserves dites de Merz & Wüthrich, les résultats des tests statistiques sont :

Méthode MW		
Hypothèses à vérifier	Tests statistiques	USP - 10 ans
Les années de survie sont indépendante entre elles	Test graphique (stabilité des facteurs de dvlpmnt par année de surv)	Oui
	Test de la médiane	Oui
Il existe deux vecteurs (fk) tel que $E(C_{i,k+1} D_{i+k}) = f_k C_{i,k}$	Régression linéaire de $C_{i,k+1}$ sur $C_{i,k}$	
	R ² proche de 100 %	Oui
	Test de Fischer : La pente de la régression est non nulle	Oui
	Test de Student : L'ordonnée de la régression est nulle	Oui
	Les résidus de la régression ne dépendent pas de l'année de survie	Oui
	Les résidus suivent une loi normale	
	QQ plot	Oui
	Test de Lilliefors	Oui
	Test de Shapiro	Oui
Test de symétrie	Oui	
Il existe un vecteur (σk) tel que $\text{Var}(C_{i,k+1} D_{i+k}) = \sigma_k^2 C_{i,k}$	Les résidus sont indépendants des valeurs ajustées	Oui

Figure n°32 : Résultats des tests statistiques pour le risque de réserves MW au niveau 5%

Les tests ainsi menés n'amènent unanimement pas à rejeter les hypothèses sous-jacentes au modèle de Merz & Wüthrich. Aussi nous pouvons considérer que l'USP calculé par cette méthode est statistiquement pertinent.

Paramètres retenus

Sur cette branche, nous disposons pour l'entité B d'un historique d'au moins 10 ans pour les paiements, les cotisations et les BE de sinistres. Conformément à la réglementation, un facteur de crédibilité allant jusqu'à 100% va pouvoir être retenu.

L'application des formules présentées précédemment donne les résultats suivants :

Volatilités	5	6	7	8	9	10
Sigma Primes - Methode LN	4,8%	5,5%	6,2%	5,9%	5,6%	5,4%
Sigma Reserves - Methode LN	7,5%	7,0%	6,6%	6,5%	6,1%	5,8%
Sigma Reserves - Methode MW	5,7%	6,4%	6,6%	6,5%	6,4%	8,4%

Figure n°33 : Volatilités obtenues selon la profondeur d'historique

Les volatilités mesurées, quelle que soit la méthode, et aussi bien pour le risque de primes que pour celui de réserves, sont relativement stables et peu impactées par la profondeur d'historique. Elles fluctuent dans un intervalle de trois points et sont toujours nettement inférieures à celles présentes dans la réglementation.

Cependant ces volatilités ne peuvent être retenues en l'état, pour obtenir des USP il faut appliquer les coefficients de crédibilité, qui varient selon la profondeur d'historique retenue, tel que définis par la réglementation.

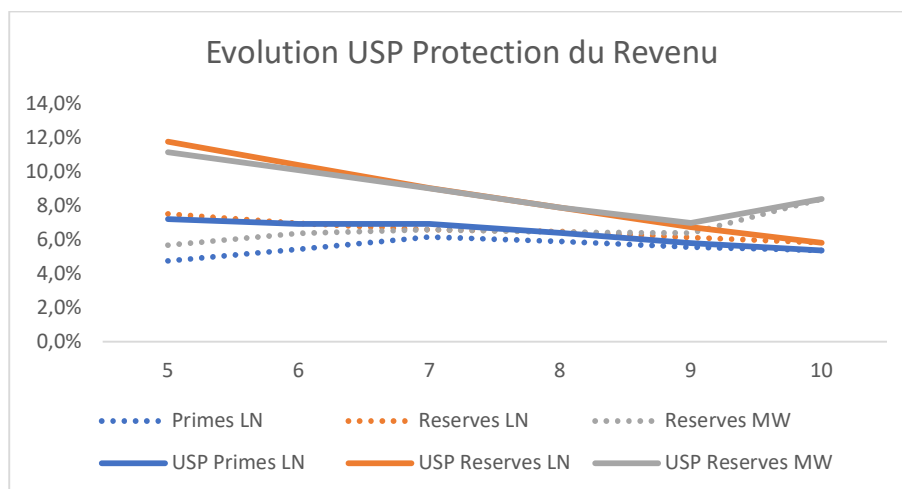


Figure n°34 : Evolution des volatilités et paramètres selon l'historique retenu

On voit clairement ici que les deux méthodes d'évaluation de la volatilité dans le cadre du risque de réserves donnent des USP similaires (chevauchement des courbes). Seules les estimations faites sur un historique de 10 ans divergent réellement. Cet écart serait lié à un effet déjà identifié sur la branche « Frais Médicaux » qui va pouvoir être retraité.

2.3.2 Sensibilité des USP

A. Segment « Frais Médicaux »

La forte volatilité constatée sur le risque de réserves pour cette branche, aussi bien en méthode Log Normale qu'en méthode Merz Wuthrich, vient essentiellement du mode de gestion porté par l'entité B. Sur ces garanties, la quasi-totalité des contrats voient leur gestion, aussi bien pour les primes que pour les sinistres, déléguée à de nombreux délégataires. En définitive, la volatilité dans les flux n'est donc pas uniquement du fait de l'entité mais aussi celle des gestionnaires qui transmettent chaque année les données à des cadences plus ou moins régulières. La réglementation donne la possibilité, dans certains cas, de retraiter les données en entrée des modèles de calcul :

«
Sous réserve de l'orientation 1 relative aux paramètres propres qui définit les conditions d'utilisation du jugement d'expert aux fins de déterminer les paramètres propres à l'entreprise, l'entreprise ajuste les données historiques autant que nécessaire pour éliminer les effets des risques non pertinents, à tout le moins pour les douze mois à venir.
...»

Paragraphe 160 - Notice ACPR du 01/12/2023

Bien que des retraitements soient possibles, il semble complexe de retraiter tous les incidents constatés avec les différents délégataires, qui plus est ce type de problème continuera sans doute à se produire à l'avenir. Une étude des coefficients de première année calculés dans le cadre de la méthode Merz & Wüthrich, qui sont sur ces garanties les plus significatifs, peut nous permettre d'identifier les principales irrégularités :

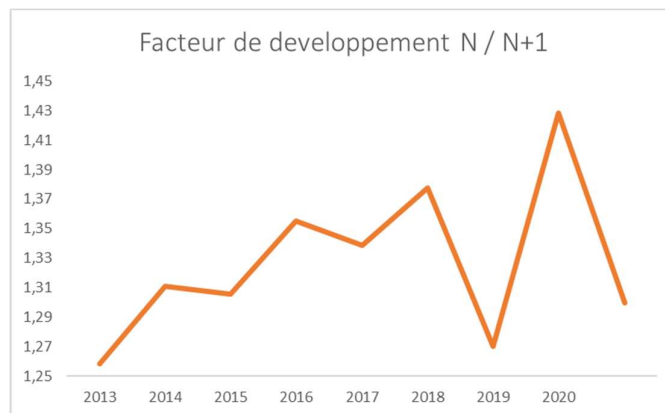


Figure n°35 : Coefficients « Frais Médicaux » de 1^{ère} année, avant retraitement

Ainsi, sur l'ensemble de l'historique des flux de prestations de la branche « Frais Médicaux », nous pouvons identifier plusieurs exercices comme présentant un coefficient s'éloignant de la moyenne. D'après la Figure n°35 on peut par exemple supposer à priori, que les variations entre 2019 et 2020 sont liées à la pandémie de COVID19 et ses impacts sur la branche.

En somme, trois effets peuvent être identifiés comme non pertinents pour l'estimation de la volatilité dans les douze mois à venir, nous allons donc étudier l'impact de leurs retraitements sur les USP.

1. Retraitement d'un nouveau portefeuille

En juin 2017, l'entité B a fait l'acquisition d'un portefeuille de contrats santé générant un chiffre d'affaires important (près de 15% du chiffre d'affaires santé de l'année). Cette opération prend la forme d'un transfert de portefeuille, sans résiliation ou re-souscription, qui en plus de ces nombreux contrats, inclut la reprise de l'équipe d'animation commerciale et l'accès à son réseau de courtiers en vue de le maintenir et le développer. Sa gestion reste quant à elle intégralement déléguée, aussi bien pour les primes que pour les sinistres.

	2017	2018
Chiffre d'Affaires	85,0	80,3
Marge technique	23,8	20,4
S/P	72,0%	74,6%

Figure n°36 : Volumétrie du portefeuille transféré

L'apparition de ces contrats à plusieurs effets sur notre calcul :

- La sinistralité de ce portefeuille pourrait potentiellement être écartée de la moyenne historique, plus élevée comme plus faible, ce qui aurait un impact sur la volatilité et donc sur l'USP.
- A sa mise en place, les flux associés aux prestations versées pour ces contrats étaient très erratiques, et gênaient de la volatilité et impactant fortement le calcul de la méthode MW

Cette augmentation du volume de primes, aura également un impact sur le calcul du SCR.

Nous faisons donc le choix de retraiter nos données pour ajuster les cadences de l'année de mise en place à celles constatées lors des exercices suivants. Cela permet de limiter les conséquences, là où une suppression pure et simple de ce portefeuille aurait, compte tenu du volume de cotisations, fortement impacté l'estimation du risque de primes.

On considère que ce retraitement, qui touche les cadences, est sans impact sur l'estimation Log Normale des risques de primes et de réserves et que les résultats des tests statistiques sont inchangés. On obtient alors les paramètres suivants :

USP Revus	5	6	7	8	9	10
Sigma Reserves - Methode MW	19,9%	16,9%	15,0%	14,1%	13,3%	13,9%
USP Reserves - Methode MW	10,5%	10,5%	10,4%	10,7%	10,8%	11,8%

Figure n°37 : USP « Frais Médicaux » après retraitement du portefeuille

Le retraitement de ce portefeuille entraîne donc une légère amélioration par rapport aux volatilités constatées précédemment. On constate un gain d'un peu moins de 0,5 point pour tous les historiques étudiés.

2. Retraitement des effets de la COVID19

Sur l'historique pris en compte, un autre phénomène a un impact majeur sur les prestations versées pour la branche « Frais Médicaux » : la pandémie de COVID19

En 2020, les périodes de confinement ont entraîné une sous consommation en santé, mais également des retards dans la gestion de sinistres et la remontée de prestations dans les infocentres du Groupe. C'est la raison pour laquelle, l'affectation de certains flux enregistrés en 2020 doit être revue afin de corriger ces effets. On considère que, pour le risque de réserves, seuls les calculs de la méthode Merz Wuthrich sont impactés par ces problématiques. En effet, la méthode Log-Normale est basée sur une estimation *Best Estimates* des provisions qui prenait déjà en compte une grande partie de ces effets de sous consommation et de retards en gestion.

Le principal retraitement va donc concerner les cadences de flux, pour les exercices de survenance 2019 (réglés en 2020) et 2020. On retraite ainsi les données de manière à ajuster les coefficients de passage sur ces années aux coefficients historiques constatés, et on obtient alors :

USP Revus	5	6	7	8	9	10
Sigma Reserves - Methode MW	11,0%	9,9%	9,8%	9,0%	8,3%	9,2%
USP Reserves - Methode MW	7,5%	7,5%	7,8%	7,7%	7,5%	8,3%

Figure n°38 : USP « Frais Médicaux » après retraitements du portefeuille et de la COVID19

L'amélioration des paramètres suite à ce retraitement est très significative avec un gain de volatilité allant de 5 à 9 points. La fourchette dans laquelle sont compris les sigma mesurés est nettement plus resserrée que précédemment et se rapproche de celle obtenue en méthode Log-Normale.

3. Flux de coassurances non gérées

Enfin, sur le périmètre des affaires en coassurances non gérées, c'est-à-dire gérées par le partenaire, le rythme d'enregistrement des flux reflète principalement les échanges de trésorerie et non les cadences de règlement réelles. Après 2013, le rythme de prise en compte de ces flux est devenu plus sensible aux retards dans les échanges avec certains partenaires, ce qui engendre de forts écarts et est à l'origine d'une cadence anormale. Un retraitement de cette anomalie amène à obtenir les paramètres suivants :

USP Revus	5	6	7	8	9	10
Sigma Reserves - Methode MW	11,0%	9,9%	9,8%	9,0%	8,3%	7,8%
USP Reserves - Methode MW	7,5%	7,5%	7,8%	7,7%	7,5%	7,2%

Figure n°39 : USP « Frais Médicaux » après trois retraitements

Ce retraitement ne touche que l'exercice le plus ancien de notre historique et affecte donc uniquement l'estimation de la volatilité sur 10 ans. Elle devient ainsi très proche de celles constatées sur les autres profondeurs d'historique.

Après ces retraitements, on a donc un écart type qui décroît lorsque l'on allonge le nombre d'exercices pris en compte, mais un USP stable autour de 7,5% du fait de l'application du coefficient de crédibilité.

Les résultats des tests statistiques présentés avant retraitements sont inchangés, il semble donc cohérent de retenir le paramètre obtenu avec l'historique maximal à notre disposition soit 10 ans.

Ces trois retraitements ont un impact important sur notre estimation du paramètre propre obtenu en méthode Merz & Wüthrich, et l'améliorent grandement. Les effets sur ceux calculés avec la méthode Log Normale sont quant à eux négligeables.

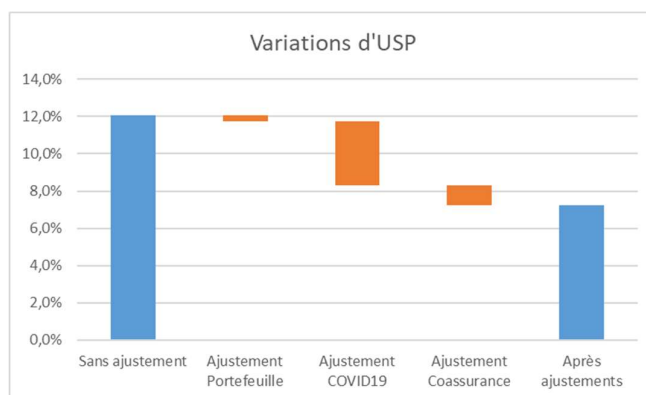


Figure n°40 : Impact des différents retraitements sur l'USP

On a donc un gain dans l'USP retenu de près de 5 points du fait des retraitements apportés aux données.

Les coefficients de passage de la première à la deuxième année sont nettement plus stables qu'initialement :

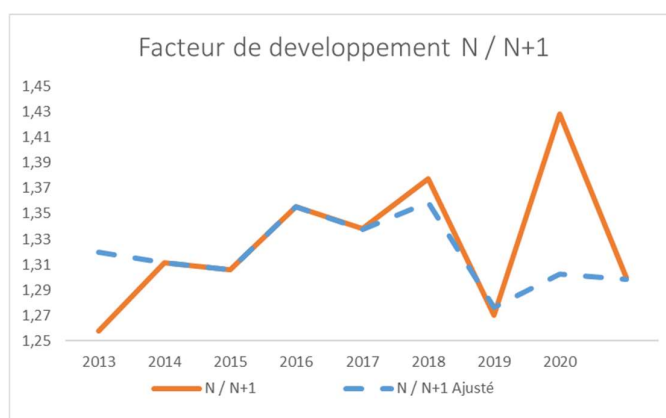


Figure n°41 : Coefficients avant et après retraitements

L'amplitude maximale entre les points n'est plus que de 8 points contre 17 précédemment, ce qui révèle une nette baisse de la volatilité. On voit également que la courbe de tendance après retraitements (en bleue), est plus stable qu'avant (en orange).

Au final pour le risque de réserves, même après retraitements, les paramètres obtenus à travers les deux méthodes restent plus élevés que celui de la Formule Standard. L'objectif de la démarche USP étant d'être le plus adéquat possible avec le profil de risque du portefeuille, nous ne pouvons pas faire du « cherry picking ». C'est-à-dire qu'il n'est pas possible de choisir les risques et les branches sur lesquels mettre en place des USP et rejeter celles où, par exemple, les paramètres propres n'amélioreraient pas le ratio de solvabilité. Dans ce cas, il est donc nécessaire de sélectionner un paramètre pour le risque de réserves de la branche « Frais Médicaux », en plus de celui du risque de primes. Les deux paramètres suivants seront donc retenus pour la suite de notre étude :

Entité	Branche d'activités	Risque	Paramètre Standard	Historique	Facteur de Crédibilité	USP
Entité B	Frais Médicaux	Primes	5,0%	10	74%	2,9%
Entité B	Frais Médicaux	Reserves	5,7%	10	74%	7,2%

Figure n°42 : USP retenus pour la branche « Frais Médicaux » de l'Entité B

On peut donc noter que le paramètre propre du risque de réserve reste sensiblement supérieur à celui de la Formule Standard. Cela est d'autant plus vrai qu'il tient compte d'un facteur de crédibilité qui va mécaniquement le faire tendre vers la volatilité standard et donc diminuer. Ce cas particulier d'un impact à la baisse de la crédibilité n'est pas évoqué dans la réglementation mais ne va pas dans le sens de la prudence et pourrait être remis en cause. Si la prise en compte de la crédibilité ne joue que pour augmenter notre USP, le paramètre retenu serait alors de 7,8%.

En complément de ces ajustements, d'autres sensibilités ont été effectuées sur les données afin de mesurer la robustesse des volatilités obtenues et l'impact de différents scénarios. Dans le contexte actuel de retour de l'inflation, nous souhaitons notamment mesurer les effets d'une éventuelle augmentation de la charge sur nos USP, ces derniers ayant été calibrés sur une période où elle n'était que peu présente.

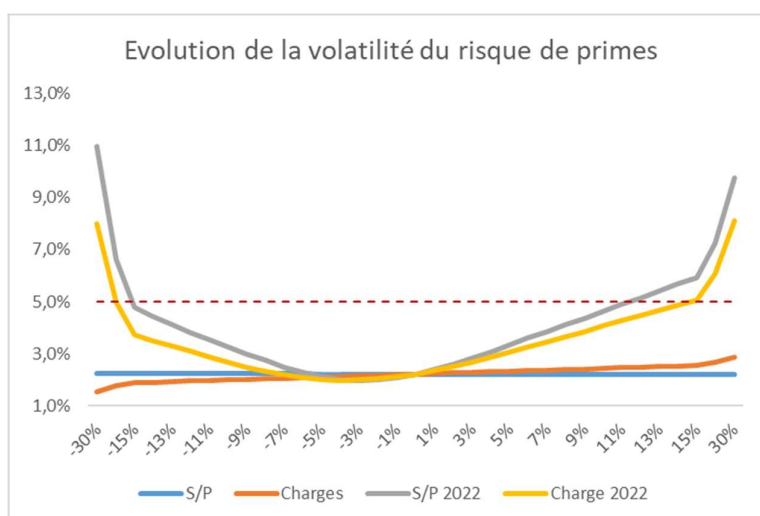


Figure n°43 : Sensibilité de l'USP Risque de Primes « Frais Médicaux »

Sur le risque de primes, on constate qu'une variation des S/P ou des charges sur l'ensemble des exercices, n'a que peu d'impact sur les coefficients obtenus. Ces chocs correspondent à une translation des données qui ne modifie pas la stabilité des S/P.

A l'inverse, un choc sur le dernier exercice uniquement entrainerait une dégradation immédiate de la volatilité de l'entité. Plus l'écart généré avec la moyenne des S/P des autres exercices est important, plus l'augmentation du coefficient sera forte. Cependant, à moins d'une variation très forte du S/P ou de la charge, la volatilité propre reste nettement inférieure à celle de la formule standard.

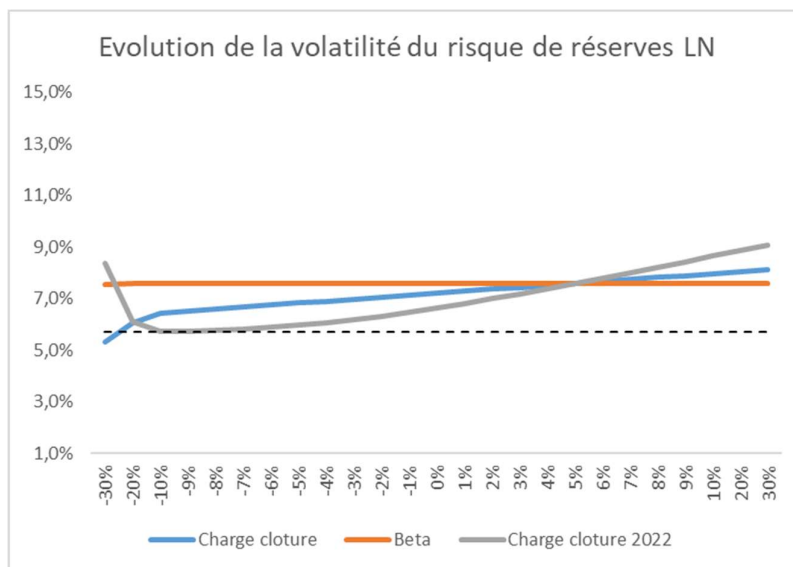


Figure n°44 : Sensibilité de l'USP Risque de Réserves LN « Frais Médicaux »

Sur le risque de réserves (méthode LN), l'ensemble des scénarios testés (variation du volume de charge en clôture et du niveau du coefficient de proportionnalité), a un effet limité sur la volatilité mesurée. Les paramètres obtenus restent presque toujours légèrement supérieurs aux paramètres standard.

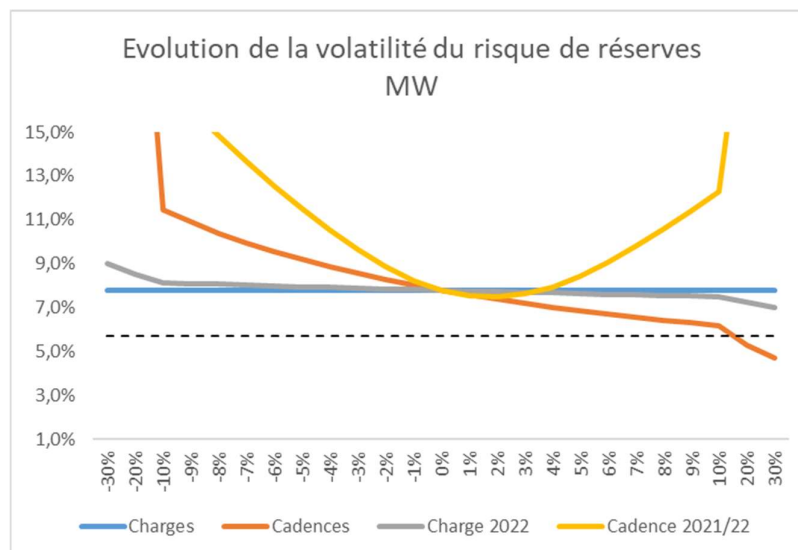


Figure n°45 : Sensibilité de l'USP Risque de Réserves MW « Frais Médicaux »

En méthode MW, l'effet des chocs (variation du volume de charge ou du facteur de développement) est neutre lorsqu'il concerne tous les exercices, mais non négligeable lorsqu'ils concernent une seule survenance. De manière générale, c'est la dégradation de la cadence qui a le plus d'effet, la mesure de la volatilité étant directement liée à cette donnée.

	Risque de Primes	Risque de Reserves LN	Risque de Reserves MW
Tous exercices	2,1%	8,9%	7,8%
Sans 2013	1,3%	7,5%	8,3%
Sans 2014	2,3%	6,8%	8,3%
Sans 2015	2,3%	8,0%	8,3%
Sans 2016	2,2%	7,9%	7,5%
Sans 2017	2,3%	7,9%	8,2%
Sans 2018	2,3%	7,1%	7,0%
Sans 2019	2,2%	8,0%	6,6%
Sans 2020	2,2%	8,2%	8,2%
Sans 2021	2,4%	8,2%	8,1%
Sans 2022	2,1%	6,3%	8,5%

Figure n°46 : Sensibilité des USP « Frais Médicaux » à une réduction de l'historique

Enfin, on constate que le retrait d'un exercice de l'historique utilisé pour l'estimation de la volatilité impacte assez peu le paramètre obtenu (avant application du facteur de crédibilité).

Les USP obtenus sur ce segment semblent donc relativement robustes aux chocs et devraient être relativement stables à court terme.

B. Segment Protection du revenu

Sur ce segment également, on va chercher à identifier les facteurs susceptibles de générer de la volatilité supplémentaire, qui ne refléteront pas le risque sous-jacent. On va pouvoir, dans un premier temps, retraiter des effets similaires à ceux étudiés sur la branche « Frais Médicaux » :

1. Flux de coassurances non gérées

On retrouve ici après 2013 les retards dans les échanges de trésorerie avec certains partenaires à l'origine d'un décalage dans les cadences constatées. Un retraitement de ce changement amène à obtenir une amélioration du paramètre évalué sur un historique de 10 ans comme indiqué ci-dessous :

USP Revus	5	6	7	8	9	10
Sigma Reserves - Methode MW	5,7%	6,4%	6,6%	6,5%	6,4%	6,7%
USP Reserves - Methode MW	11,2%	10,1%	9,0%	7,9%	7,0%	6,7%

Figure n°47 : USP « Protection du Revenu » après retraitement du changement méthodologique en coassurances

On a donc un gain de près de deux points par rapport à la version avant retraitement sur l'historique de 10 ans. Cela permet à cette dernière volatilité d'être nettement plus en phase avec les autres et d'avoir un écart type stable autour de 6%. L'USP qui va en être déduit va quant à lui être fortement impacté par le coefficient de crédibilité pour les calculs sur les historiques les plus courts.

2. Retraitement des effets de la COVID19

Afin de mieux appréhender les effets de la pandémie sur nos données, nous cherchons à étudier les résultats à une granularité plus fine. Cependant, compte tenu de l'importance des flux en gestion déléguée sur ce périmètre, les données présentes dans l'infocentre ne sont pas assez précises pour avoir le détail des règlements par mois de survenance.

Nous avons donc comparé les listes d'arrêts (INCAP / INVAL) provisionnés lors des travaux d'inventaires 2020 et 2019 :

Mois Inventaire	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	1 - 10
2020	463	478	635	244	351	502	353	223	140	23	3412
2019	409	353	408	466	490	433	342	213	135	15	3264

Figure n°48 : Nombre de sinistres AT par mois de survenance

On constate ici une forte augmentation du nombre de sinistres en mars 2020, compensée par une baisse les mois suivants lors du confinement.

On retrouve quatre périodes distinctes avec :

	Evolution
Janvier - Février	23,5%
Mars	55,6%
Avril - Mai	-37,8%
Juin - Décembre	9,1%
Total annuel	4,5%

Figure n°49 : Variation du nombre de sinistres AT par mois de survenance

Cette hausse du nombre de sinistres provisionnés à la clôture 2020 n'a semble-t-il pas d'impact sur le S/P. En effet, elle ne se matérialise pas au niveau du volume de provisions et de prestations versées dont la variation semble suivre celle du chiffre d'affaires.

On en déduit que l'impact de la COVID 19 sur l'évaluation des paramètres de la branche « Protection du Revenu » est négligeable.

3. Hausse des taux d'actualisation

Depuis 2022, un nouveau paramètre va impacter la volatilité des résultats obtenus. Cette fois ci, cela ne concerne pas les flux mais les *Best Estimates* des provisions utilisés dans les méthodes Log-Normales.

Après une longue période de taux bas, variants peu d'une année sur l'autre, en 2022 les taux retenus pour l'actualisation des provisions S1 ont connus une nette remontée :

Taux d'actualisation	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
Non Vie	0,52%	0,51%	0,62%	0,37%	0,02%	0,00%	0,66%

Figure n°50 : Historique des taux d'actualisation des provisions sociales

Cette variation concerne également les courbes transmises par l'EIOPA pour l'actualisation des *Best Estimates*.

La méthode Log Normale utilisée dans le cadre du risque de réserve correspond, si l'on simplifie, à un boni mali entre les BE en ouverture et les BE en clôture auxquels s'ajoutent les flux de prestations. Ainsi, on constate en 2022 un boni record compte tenu de la baisse des provisions engendrée par l'actualisation financière et la hausse des taux.

Dans ses dernières communications, l'ACPR préconise de pallier à cet effet de variation de taux d'actualisation :

«
Elles doivent être actualisées, tant pour la méthode du risque de primes que pour la méthode du risque de réserve n°1, avec une unique courbe de taux sur l'ensemble de l'historique. Dans sa demande d'approbation, l'entreprise doit évaluer la sensibilité des paramètres propres au choix de la courbe de taux.
...»

Paragraphe 163 - Notice ACPR du 01/12/2023

Le recalcul des BE, sur la base d'une courbe de taux unique pour l'intégralité de l'historique n'a pas été fait. Cependant, une évaluation à partir de BE non actualisés donne des paramètres sensiblement identiques à ceux retenus (-0,3%). On en déduit que la volatilité de nos données n'est pour l'instant que peu sensible à ces effets taux d'actualisation.

Les résultats obtenus sont donc à apprécier en cohérence avec les tests statistiques sur l'adéquation des méthodes menés précédemment. En particulier, la méthode dite des triangles pour laquelle les données sont disponibles sur un historique de dix années semble supérieure en matière d'ajustement et plus adaptée au portefeuille de l'Entité B : un historique plus fiable, des données sources similaires et des résultats statistiques de meilleure qualité.

De plus, compte tenu des approximations utilisées dans le retraitement des données relatives aux BE de provisions invalidité de 1^{ère} année qui s'ajoutent aux résultats des tests statistique présentés précédemment, nous sommes amenés à retenir le paramètre obtenu via cette méthode pour le risque de réserves de la branche « Protection du Revenu ».

Conformément à l'article 220 du Règlement délégué 2015/35 de la Commission du 10 octobre 2014 « lorsque l'entreprise est en mesure d'utiliser plusieurs méthodes standard, elle utilise celle qui fournit

les résultats les plus précis aux fins des exigences de calibrage énoncées à l'article 101, paragraphe 3, de la directive 2009/138/CE », nous considérons donc que la méthode Merz & Wüthrich est plus adaptée et privilégions une utilisation du paramètre estimé à 6,7%.

Les USP retenus sur la branche « Protection du Revenu » de l'Entité B sont donc :

Entité	Branche d'activités	Risque	Paramètre Standard	Historique	Facteur de Crédibilité	USP
Entité B	Protection du Revenu	Primes	8,5%	10	100%	5,4%
Entité B	Protection du Revenu	Reserves	14,0%	10	100%	6,7%

Figure n°51 : USP retenus pour la branche « Protection du Revenu »

Comme pour le segment « Frais Médicaux », d'autres sensibilités ont été effectuées sur les données afin de mesurer l'impact de différents scénarios sur la volatilité de l'entité :

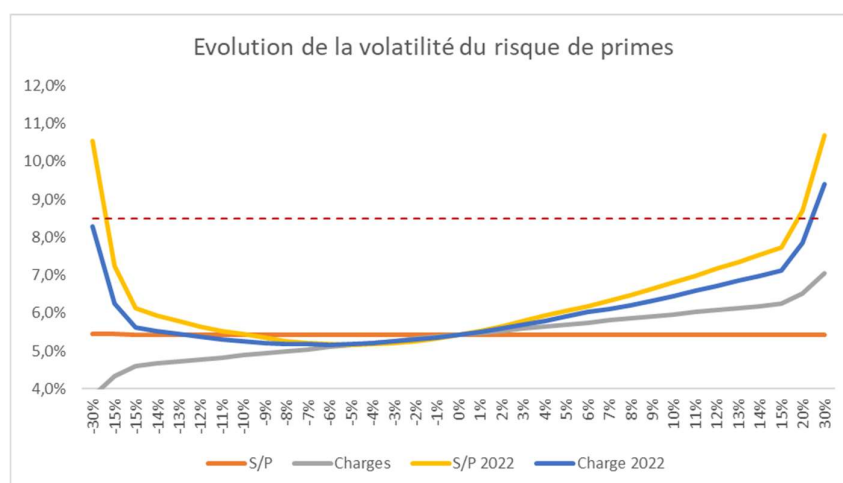


Figure n°52 : Sensibilité de l'USP Risque de Primes « Protection du Revenu »

Comme pour le segment « Frais Médicaux », et pour des raisons similaires, l'application de chocs à l'ensemble de l'historique n'entraîne pas de variation importante du coefficient obtenu.

L'effet d'une modification sur un seul exercice est plus significatif, mais dans la majorité des scénarios la volatilité estimée reste nettement inférieure au paramètre standard.

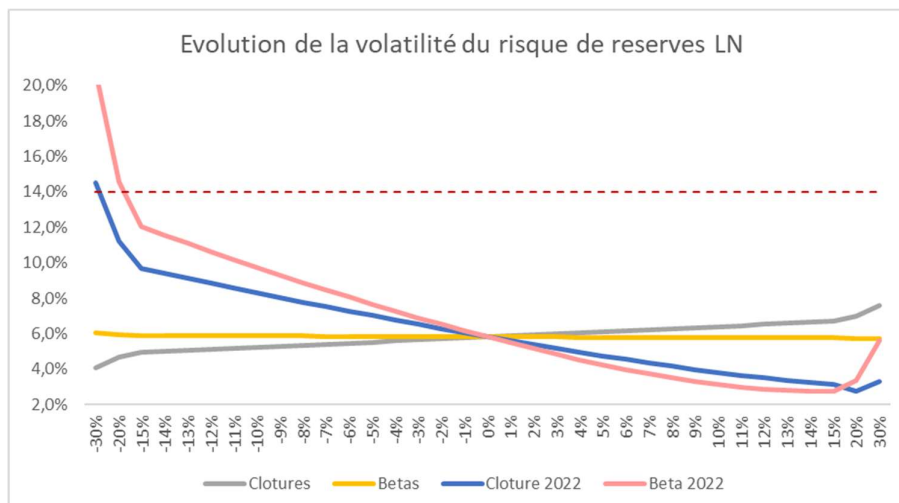


Figure n°53 : Sensibilité de l’USP Risque de Réserves LN « Protection du Revenu »

Sur le risque de réserves (méthode LN), les chocs uniformes sur l’ensemble des exercices ne modifient pas non plus le paramètre obtenu. On constate qu’une variation sur un seul exercice pourrait dégrader notre volatilité et l’approcher du niveau standard en cas de choc violent.

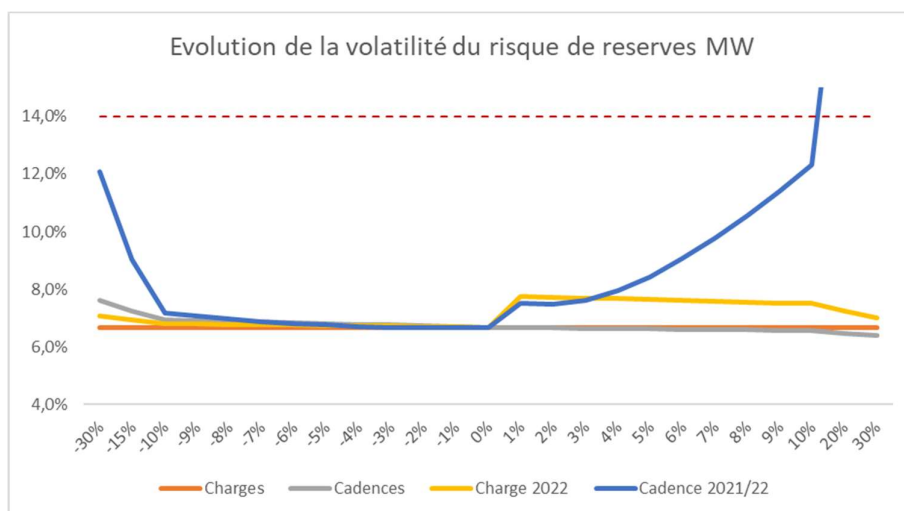


Figure n°54 : Sensibilité de l’USP Risque de Réserves MW « Protection du Revenu »

En méthode MW, seule une dégradation du facteur de développement du dernier exercice va affecter l’USP de manière significative.

	Risque de Primes	Risque de Reserves LN	Risque de Reserves MW
Tous exercices	5,4%	5,8%	6,7%
Sans 2013	5,6%	6,1%	6,4%
Sans 2014	5,7%	6,1%	6,7%
Sans 2015	5,6%	5,8%	6,9%
Sans 2016	4,9%	6,1%	7,0%
Sans 2017	5,4%	6,1%	5,5%
Sans 2018	5,5%	6,1%	6,4%
Sans 2019	5,5%	6,1%	6,9%
Sans 2020	4,7%	5,9%	7,0%
Sans 2021	5,6%	5,7%	6,8%
Sans 2022	5,5%	2,9%	6,8%

Figure n°55 : Sensibilité des USP « Protection du Revenu » à une réduction de l'historique

Enfin, le retrait de certains exercices impact peu la volatilité mesurée (avant application du facteur de crédibilité).

Concernant le segment « Protection du Revenu » également, les scénarios testés indiquent une certaine robustesse du coefficient obtenu.

2.3.3 Les autres entités

Sur l'ensemble du Groupe, trois entités ont été identifiées comme matérielles, c'est-à-dire que sur les branches « Frais Médicaux » et « Protection du Revenu », elles représentent à elles seules la quasi-totalité du portefeuille étudié selon plusieurs métriques.

En plus de l'entité B, ont été sélectionnées :

- Sur le segment « Frais Médicaux », l'Institution de Prévoyance (Entité A) et la mutuelle (Entité C)
- Sur le segment « Protection du Revenu », l'Institution de Prévoyance (Entité A)

Des travaux similaires à ceux menés dans le paragraphe précédent ont été effectués et les résultats suivants ont été obtenus :

Entité	Module de risque	Branche d'activités	Risque	Historique	Deviation Standard	USP
Entité B	Santé NSLT	Frais Médicaux	Risque de Primes	10	5,0%	2,9%
Entité B	Santé NSLT	Frais Médicaux	Risque de Reserves	10	5,7%	7,2%
Entité A	Santé NSLT	Frais Médicaux	Risque de Primes	8	5,0%	3,9%
Entité A	Santé NSLT	Frais Médicaux	Risque de Reserves	8	5,7%	13,0%
Entité C	Santé NSLT	Frais Médicaux	Risque de Primes	8	5,0%	3,6%
Entité C	Santé NSLT	Frais Médicaux	Risque de Reserves	8	5,7%	13,0%
Entité B	Santé NSLT	Protection du Revenu	Risque de Primes	10	8,5%	5,4%
Entité B	Santé NSLT	Protection du Revenu	Risque de Reserves	10	14,0%	6,7%
Entité A	Santé NSLT	Protection du Revenu	Risque de Primes	8	8,5%	9,2%
Entité A	Santé NSLT	Protection du Revenu	Risque de Reserves	8	14,0%	5,2%

Figure n°56 : USP retenus pour les trois entités

Concernant le segment « Frais Médicaux », la Figure n°54 montre que les paramètres propres obtenus pour chacune des sociétés étudiées, ainsi que pour le Groupe, suivent des tendances similaires. On constate ainsi que :

- Pour le risque de primes, les volatilités calculées sont toujours en dessous de ce qui a été calibré dans le cadre de la Formule Standard
- A l'inverse, pour le risque de réserves ils donnent constamment des volatilités au-dessus de celle de la réglementation.

Comme évoqué précédemment, l'interdiction de faire du « cherry picking » ne permet pas aux entités de ne retenir qu'un USP sur le risque de primes pour cette branche. Il va donc être nécessaire d'évaluer quels sont les impacts en termes de SCR d'une modification de ces deux paramètres, et de déterminer lequel prend le pas sur l'autre.

Sur la branche « Protection du Revenu », les résultats sont moins nets et varient selon les périmètres.

Pour les deux entités, c'est le paramètre du risque de réserves qui est le plus affecté par la mise en place d'USP. Pour rappel, la volatilité préconisée dans le cadre de la Formule Standard sur ces lignes d'activité est de 14% soit l'une des plus élevée de la réglementation. Sur le risque de primes, les résultats sont différents pour l'entité A avec un USP supérieur au paramètre réglementaire.

De plus, comme on considère que ces entités représentent une part suffisante du portefeuille global étudié, il est alors possible d'utiliser leurs données pour déterminer les paramètres propres du groupe. On ne parlera alors plus d'USP mais de Group Specific Parameters, noté GSP, dont les méthodes d'évaluation sont similaires à celles par société.

On considère ici que les données des trois entités sont suffisantes pour le calcul des GSP étant donné qu'elles représentent plus de 95% du portefeuille du portefeuille total sur un certain nombre de métriques. Pour évaluer les GSP, il sera donc nécessaire de cumuler les inputs de chaque entité avant de les injecter dans les modèles de calculs définis précédemment.

Comme nous n'avons pas la même profondeur d'historique sur chaque périmètre, il va falloir retenir en entrée des modèles le même nombre d'années que sur le portefeuille ayant l'historique le plus court. Pour notre évaluation, nous retiendrons donc un historique sur 8 ans. Les résultats obtenus sont présentés ci-dessous :

Groupe	Module de risque	Branche d'activités	Risque	Historique	Deviation Standard	GSP
Groupe	Santé NSLT	Frais Médicaux	Risque de Primes	8	5,0%	3,5%
Groupe	Santé NSLT	Frais Médicaux	Risque de Reserves	8	5,7%	10,4%
Groupe	Santé NSLT	Protection du Revenu	Risque de Primes	8	8,5%	6,3%
Groupe	Santé NSLT	Protection du Revenu	Risque de Reserves	8	14,0%	6,4%

Figure n°57 : GSP obtenus pour le portefeuille global étudié

Les nouveaux paramètres propres déterminés, aussi bien par entité que pour le Groupe, sont donc assez éloignés de ceux présent dans la formule standard. Parfois supérieurs, parfois inférieurs, une analyse de leurs impacts sur les différents SCR est nécessaires pour déterminer si le risque réellement porté par le Groupe est bien évalué par la formule standard.

3. Impact sur le SCR des entités et du Groupe

La mise en place de paramètres propres va avoir des impacts sur les différents indicateurs de Solvabilité 2. Dans un premier temps, essentiellement sur le module de risque Souscription Santé auquel appartient le risque de Primes et Réserves, puis également de manière indirecte sur d'autres composantes du calcul du SCR total et du ratio de solvabilité des entités :

- Au niveau des SCR :
 - L'effet diversification va varier dans le même sens que le SCR de Primes & Réserves, du fait de la diminution de l'un des principaux risques retenu dans son calcul : le SCR Santé.
 - Le SCR Défaut (contrepartie) sera également affecté, sur les expositions de type 1 (contreparties non diversifiables) par la mise en place de paramètres propres. Cela est notamment dû au risque de contrepartie sur la réassurance / titrisation.
 - L'ajustement, évalué comme différence du BSCR et du nBSCR, va aussi être impacté pour la partie liée aux FDB. Cette variation est entraînée par celle de la diversification, qui n'est pas modifiée dans les mêmes proportions en brut et en net.
- Au niveau des Fonds Propres :
 - La Marge pour Risque, qui correspond au montant que l'on doit ajouter au Best Estimate pour qu'un autre assureur accepte de reprendre le passif, va également être modifiée par la mise en place d'USP. En effet, sa formule de calcul est la suivante :
 - $RM = CoC \times \sum_{t \geq 0} \frac{SCR_t}{(1+r_{t+1})^{t+1}}$
 - Les SCR de souscription et de défaut étant pris en compte dans ce calcul, ils vont donc impacter le niveau de Marge pour Risque.
 - Les impôts différés passifs se trouvent alors également affectés par cette modification du passif

Sur le Groupe, seuls les SCR seront impactés. En effet, la marge pour risque Groupe est obtenue en faisant la somme des marges pour risque des entités pondérées. Elle n'est donc pas modifiée si le Groupe est le seul à effectuer une demande d'utilisation des paramètres propres. Sinon, la modification des marges pour risque de chaque entité entraînera une modification de celle du Groupe.

Les paramètres précédemment calculés sont intégrés aux Formules Standards des sociétés A, B et C, ainsi qu'à celle du Groupe pour évaluer leurs impacts sur les différents modules et ratios.

On va ainsi tester les effets de :

- L'USP Frais Médicaux sur les entités A, B et C
- L'USP Protection du Revenu sur les entités A et B
- Les USP Frais Médicaux et Protection du Revenu sur les entités A et B
- Le GSP Frais Médicaux sur l'ensemble du portefeuille étudié
- Le GSP Protection du Revenu sur l'ensemble du portefeuille étudié
- Les GSP Frais Médicaux et Protection du Revenu sur l'ensemble du portefeuille étudié

3.1. Entité B

3.1.1. Impact des USP du segment Frais Médicaux

Pour rappel, les USP retenus pour la société B sur ce segment sont :

Frais Médicaux	Paramètre Standard	USP Entité B
Risque de Primes	5,0%	2,9%
Risque de Reserves	5,7%	7,2%

Figure n°58 : USP « Frais Médicaux » retenus pour l'entité B

La Figure n°58 montre ainsi que les paramètres propres à l'entreprise B sont relativement éloignés de ceux de la Formule Standard. La volatilité constatée dans le portefeuille de la société sur le risque de primes est nettement plus faible que celle calibrée à l'échelle européenne. A l'inverse, sur le risque de réserves, elle est largement plus forte qu'attendue, quelle que soit la méthode utilisée.

Ces deux effets opposés ne vont pas uniquement s'annuler. En effet, sur ces lignes d'activité le paramètre du risque de primes sera celui qui affectera le plus le SCR en raison des écarts importants dans les volumes retenus pour les calculs :

En M€	Frais Médicaux
Volume de Primes	1 000
Volume de Reserves	219

Figure n°59 : Volumes sur la branche « Frais Médicaux » de l'entité B, en base 1000

Ainsi, l'écart type total du segment est obtenu grâce à la formule :

$$\sigma_s = \frac{\sqrt{\sigma_{primes,s}^2 \times V_{primes,s}^2 + \sigma_{primes,s} \times V_{primes,s} \times \sigma_{reserves,s} \times V_{reserves,s} + \sigma_{reserves,s}^2 \times V_{reserves,s}^2}}{V_{primes,s} + V_{reserves,s}}$$

La Figure n°60 distingue l'écart type de la Formule Standard de celle de l'USP « Frais Médicaux » - soit 4,70% contre 3,27% respectivement.

La modification des paramètres du segment « Frais Médicaux » uniquement, va donc entraîner une baisse du SCR Primes et Réserves de plus de 43 M€ :

En M€	Formule Standard		USP "Frais Médicaux"		Variation
	Frais Médicaux	Protection du Revenu	Frais Médicaux	Protection du Revenu	
Volume de Primes	1 000	246	1 000	246	
Volume de Reserves	219	365	219	365	
Paramètre Primes	5,0%	8,5%	2,9%	8,5%	
Paramètre Reserves	5,7%	14,0%	7,2%	14,0%	
Ecart Type Total	4,7%	10,5%	3,3%	10,5%	
	5,7%		5,0%		-0,8%
SCR Primes & Reserves	316		273		-43

Figure n°60 : Impact des USP « Frais Médicaux » sur le SCR Primes & Réserves de l'Entité B

Dans le détail, ce gain est exclusivement porté par l'USP du risque de primes, qui à lui seul réduit l'exigence de capital sur ce module de 49M€, alors que celui sur le risque de réserves l'augmente de 6M€. Il est à noter que dans l'hypothèse prudente où l'on n'applique pas de coefficient de crédibilité sur le risque de réserve, le paramètre retenu serait alors de 7,8% et limiterait la diminution de ce SCR à 41 M€.

L'utilisation des USP sur cette branche conduit à un nouveau niveau de capital de solvabilité requis pour la société, dont la répartition par modules de risque, avant effet diversification, est représentée ci-dessous :

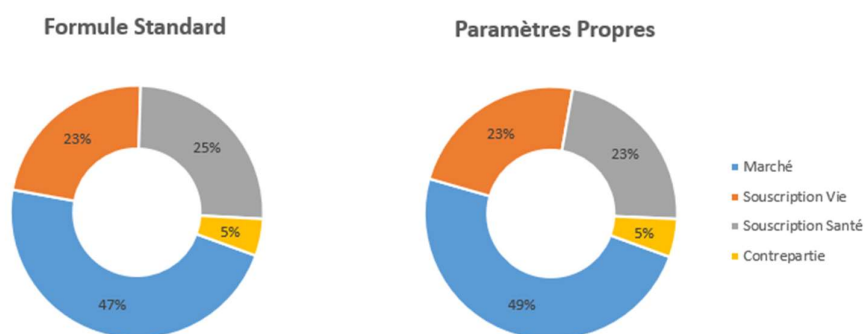


Figure n°61 : Effet des USP « Frais Médicaux » sur la décomposition du BSCR

Bien que la part du SCR de souscription santé reste importante, elle est réduite de 2 points suite à la mise en place de paramètres propres sur la branche « Frais Médicaux » et passe de 25% à 23% (Cf. Figure n°60). Il devient ainsi moins prépondérant que celui de souscription vie (22,9% vs 23,4%)

L'impact final sur le SCR et le ratio de solvabilité sera donc moindre du fait de certains de ces effets :

<i>En M€</i>	Formule Standard	USP Frais Médicaux	Variation
SCR Marché	631	631	0,0%
SCR Vie	302	302	0,0%
SCR Santé	339	296	-12,6%
SCR Défaut	63	63	0,1%
SCR_Intangible	0	0	0,0%
Diversification totale	-385	-368	-4,4%
BSCR	949	923	-2,7%
SCR Operationnel	55	55	0,0%
Ajustements	-230	-234	1,7%
SCR	775	745	-3,8%
S2 Solvency Ratio	216%	225%	+ 9 pts

Figure n°62 : Impact des USP « Frais Médicaux » sur le SCR de l'Entité B

Ainsi, d'après la Figure n°62, l'utilisation d'USP « Frais Médicaux » sur l'entité B entraîne une augmentation du ratio de solvabilité de 9 points. Celle-ci est liée essentiellement à la baisse du SCR Santé, mais aussi à la variation de l'Ajustement, alors que les effets Diversification et le SCR de Contrepartie jouent dans une moindre mesure en sens inverse. En complément de ces effets, la Risk Margin (+1%) et les impôts différés passifs (+0,1%) sont également impactés par les USP.

Le gain de ratio mesuré est important pour la société alors que l'écart entre les paramètres propres et standards est moins large sur ce segment que sur celui concernant la « Protection du Revenu ».

3.1.2. Impact des USP du segment Protection du Revenu

Sur la branche « Protection du Revenu », les volumes de primes et de réserves sont relativement proches. Les paramètres propres retenus sont inférieurs à ceux de la Formule Standard pour chacun des risques.

On a donc un impact à la baisse sur le SCR Primes & réserves, sans effets compensatoires entre risque, pour près de 80M€ :

<i>En M€</i>	Formule Standard		USP "Protection Revenu"		Variation
	Frais Médicaux	Protection du Revenu	Frais Médicaux	Protection du Revenu	
Volume de Primes	1 000	246	1 000	246	
Volume de Reserves	219	365	219	365	
Paramètre Primes	5,0%	8,5%	5,0%	5,4%	
Paramètre Reserves	5,7%	14,0%	5,7%	6,7%	
Ecart Type Total	4,7%	10,5%	4,7%	5,4%	
	5,7%		4,3%		-1,4%
SCR Primes & Reserves	316		237		-78

Figure n°63 : Impact des USP « Protection du Revenu » sur le SCR Primes & Réserves de l'Entité B

D'après la Figure n°63, les impacts de chaque risque sur le SCR de Primes et Réserves sont les suivants :

- Le paramètre propre du risque de primes, amène une baisse du SCR de 14M€
- Le paramètre propre du risque de réserves, entraîne une diminution du SCR de 63M€

Cette répartition des effets n'est pas surprenante, dans la Formule Standard le paramètre du risque de réserve étant très élevé par rapport à celui constaté sur les données de la société, avec une baisse de 7 points. C'est moins le cas sur le risque de primes où la diminution n'est que de 3 points.

La part du risque de souscription santé dans le BSCR va donc être fortement impactée :

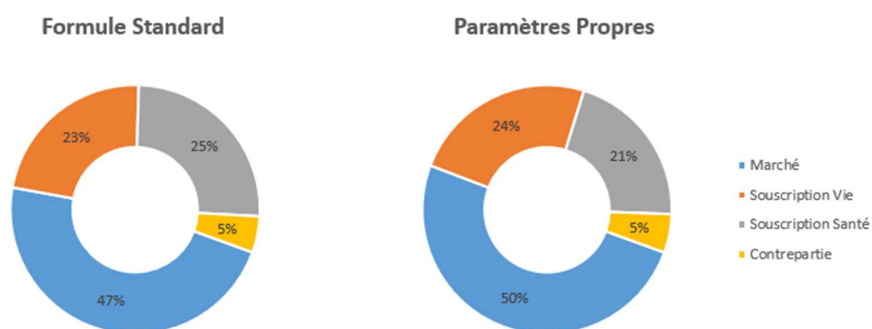


Figure n°64 : Effet des USP « Protection du Revenu » sur la décomposition du BSCR

L'application d'USP sur ce segment entraîne une diminution notable du poids du module de souscription Santé dans le BSCR. Il occupe à présent une part moins importante que celui de souscription vie. Ces effets vont se traduire par une forte augmentation du ratio de Solvabilité, quelque peu atténuée par la diversification :

En M€	Formule Standard	USP Protection Revenu	Variation
SCR Marché	631	631	0,0%
SCR Vie	302	302	0,0%
SCR Santé	339	261	-22,9%
SCR Défaut	63	63	-0,1%
SCR_Intangible	0	0	0,0%
Diversification totale	-385	-353	-8,2%
BSCR	949	903	-4,8%
SCR Operationnel	55	55	0,0%
Ajustements	-230	-237	3,0%
SCR	775	722	-6,8%
S2 Solvency Ratio	216%	232%	+16 pts

Figure n°65 : Impact des USP « Protection du Revenu » sur le SCR de l'Entité B

La mise en place d'USP sur la branche « Protection du Revenu » de l'entité B est nettement plus impactante, avec une augmentation du ratio de solvabilité de 16 points (Cf. Figure n°65).

La diminution plus forte du SCR Santé sur ce segment entraîne une variation également plus importante des effets Diversification et de l'Ajustement. Enfin, le SCR de Défaut est quant à lui toujours impacté dans des proportions négligeables par la mise en place d'USP.

Reste maintenant à calculer le gain de solvabilité qu'entraînerait le passage aux paramètres propres sur les deux branches étudiées.

3.1.3. Impact global des USP

La mise en place d'USP sur chacune des deux branches de la société entraîne donc une baisse du SCR et une amélioration du ratio de solvabilité. Lorsque l'on combine les paramètres propres les résultats sont amplifiés et la baisse du SCR Primes et Réserves atteint 126 M€.

En M€	Formule Standard		USP		Variation
	Frais Médicaux	Protection du Revenu	Frais Médicaux	Protection du Revenu	
Volume de Primes	1 000	246	1 000	246	
Volume de Reserves	219	365	219	365	
Paramètre Primes	5,0%	8,5%	2,9%	5,4%	
Paramètre Reserves	5,7%	14,0%	7,2%	6,7%	
Ecart Type Total	4,7%	10,5%	3,3%	5,4%	
	5,7%		3,5%		-2,3%
SCR Primes & Reserves	316		190		-126

Figure n°66 : Impact des USP retenus sur le SCR Primes & Réserves de l'Entité B

Comme le détaille la Figure n°66, cette diminution de 126M€ est répartie plutôt équitablement entre les deux risques, avec un poids légèrement plus important pour celui de primes.

Cela correspond à une baisse du poids du risque de souscription santé dans le BSCR global de 7 points, il devient ainsi moins important que celui de souscription vie :

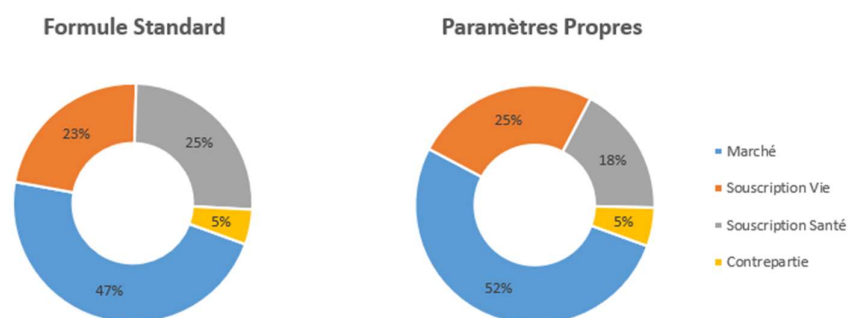


Figure n°67 : Effet des USP « Protection du Revenu » sur la décomposition du BSCR

Les effets diversifications sont fortement revus à la baisse, ce qui compense partiellement la diminution du SCR Santé. A l'inverse, le moindre poids de ce dernier, augmente l'écart entre BSCR et nBSCR et donc le niveau d'Ajustement. Au final, la baisse du SCR reste significative et mène à une augmentation de la solvabilité de 26% détaillée ci-dessous :

<i>En M€</i>	Formule Standard	USP	Variation
SCR Marché	631	631	0,0%
SCR Vie	302	302	0,0%
SCR Santé	339	214	-36,9%
SCR Défaut	63	63	-0,1%
SCR_Intangible	0	0	0,0%
Diversification totale	-385	-332	-13,8%
BSCR	949	877	-7,6%
SCR Operationnel	55	55	0,0%
Ajustements	-230	-241	4,7%
SCR	775	692	-10,7%
S2 Solvency Ratio	216%	242%	+ 26 pts

Figure n°68 : Impact des USP retenus sur le SCR de l'Entité B

La mise en place de paramètres propres sur les branches « Santé NSLT » affecte grandement le ratio de solvabilité de la société B. Son profil de risque est donc assez éloigné de celui qui a permis le calibrage de la Formule Standard, et engendre une exigence de capital nettement moins élevée.

Mais cette entité n'est que l'une des nombreuses qui composent le Groupe. Dans le prochain paragraphe, nous allons évaluer l'impact d'un passage aux USP sur les autres entités du Groupe.

3.2. Autres entités

Parmi les nombreuses entreprises qui composent le Groupe, seules un certain nombre représentent un volume significatif sur les segments « Frais Médicaux » et « Protection du Revenu ».

Rappelons que parmi ces sociétés, en plus de celle étudié précédemment, deux ont été retenues pour cette étude :

- L'Institution de Prévoyance A, sur les deux branches
- La Mutuelle C, sur la branche « Frais Médicaux » uniquement

Cependant, les infocentres existants sur ces entités sont différents de celui de l'Entité B. Notamment, ils ne permettent pas de disposer d'un historique aussi profond. On s'est donc limité à un calcul sur 8 ans sur ces périmètres. La Figure n°69 présente les résultats obtenus en appliquant les méthodes similaires à celles présentées précédemment :

Entité	Module de risque	Branche d'activités	Risque	Impact SCR Primes & Reserves	Impact SCR	Impact Ratio
Entité A	Santé NSLT	Frais Médicaux	Primes	-38	-23	3,6%
Entité A	Santé NSLT	Frais Médicaux	Reserves	56	35	-5,2%
Entité A	Santé NSLT	Frais Médicaux	Total	19	12	-1,8%
Entité A	Santé NSLT	Protection du Revenu	Primes	11	7	-1,0%
Entité A	Santé NSLT	Protection du Revenu	Reserves	-290	-167	27,6%
Entité A	Santé NSLT	Protection du Revenu	Total	-278	-160	26,4%
Entité A	Santé NSLT	Frais Médi & Protection	Primes	-27	-17	2,6%
Entité A	Santé NSLT	Frais Médi & Protection	Reserves	-226	-132	21,5%
Entité A	Santé NSLT	Frais Médi & Protection	Total	-256	-149	24,4%
Entité C	Santé NSLT	Frais Médicaux	Primes	-20	-11	21,3%
Entité C	Santé NSLT	Frais Médicaux	Reserves	17	11	-18,4%
Entité C	Santé NSLT	Frais Médicaux	Total	-1	-1	1,4%

Figure n°69 : Impacts des USP sur les SCR et ratios des autres entités

Comme sur l'entité précédente, l'impact de la mise en place de paramètres propres sur la branche « Frais Médicaux » de ces sociétés entraîne une augmentation moindre de leurs solvabilités. Pour ces deux entreprises également, la volatilité constatée est :

- Plus faible que celle donnée par la réglementation sur le risque de primes
- Plus forte que celle données par la réglementation sur le risque de réserves

Sur cette branche, la volatilité calibrée en Formule Standard semble donc relativement proche de celle constatée sur le portefeuille composé de ces entités. Mais dans le détail, sur chacun des risques les résultats sont très éloignés et se sont des effets compensatoires qui amènent à avoir une volatilité totale similaire.

Sur la branche « Protection du Revenu » à l'inverse, les impacts mesurés sont très forts et portés quasi exclusivement par le risque de réserves. La volatilité préconisée par la réglementation sur ce segment, qui est l'une des plus élevée de la réglementation (14%), semble démesurée.

Le superviseur n'autorisant pas de « Cherry Picking », il n'est donc pas possible de retenir uniquement les USP sur les branches qui conviennent à l'entreprise. Sur l'Entité A par exemple, la mise en place d'USP sur la branche « Frais Médicaux » entraîne une dégradation du ratio de solvabilité, mais il est impossible de ne retenir le paramètre propre que pour le segment « Protection du Revenu ».

En définitive, la mise en place d'USP sur ces trois sociétés entraîne une amélioration globale du SCR de 254 M€. Ces dernières représentant la quasi-totalité du Groupe, on peut s'attendre à ce que le gain engendré par les GSP soit également proche de cela.

3.3. Groupe – Portefeuille global étudié

Au niveau du Groupe, bien que la méthode d'évaluation soit similaire, on ne parle plus d'USP mais de GSP. Des paramètres ont donc été évalués, mais sur la profondeur d'historique minimale des trois périmètres étudiés c'est-à-dire 8 ans.

3.3.1.Frais Médicaux

On avait sur cette branche une variation de SCR Primes et Réserves cumulée sur les trois entités A, B et C de -22 M€ (23M€, -43M€ et -1M€).

Les GSP quant à eux entraînent la baisse suivante :

En M€	Formule Standard		GSP "Frais Médicaux"		Variation
	Frais Médicaux	Protection du Revenu	Frais Médicaux	Protection du Revenu	
Volume de Primes	4 000	1 202	4 000	1 202	
Volume de Reserves	929	1 867	929	1 867	
Paramètre Primes	5,0%	8,5%	3,5%	8,5%	
Paramètre Reserves	5,7%	14,0%	10,4%	14,0%	
Ecart Type Total	4,7%	10,6%	4,2%	10,6%	
	6,0%		5,8%		-0,2%
SCR Primes & Reserves	1 451		1 391		-60

Figure n°70 : Impact des GSP « Frais Médicaux » sur le SCR Primes & Réserves Groupe

Dans ce tableau également, le déphasage entre les volatilités préconisées dans le cadre de la Formule Standard et celles évaluées pour le Groupe est flagrant. Les compensations entre risques de primes et de réserves réduisent l'impact sur l'écart type total. Mais, bien que le paramètre de réserves soit nettement plus élevé que celui de la réglementation alors que celui des primes seulement légèrement plus faible, l'écart entre les volumétries atténue les effets sur le SCR de Primes et Réserves.

Les résultats obtenus en termes de SCR et de ratio sont les suivants :

	Formule Standard	GSP Frais Médicaux	Variation
SCR Marché	2 806	2 806	0,0%
SCR Vie	861	861	0,0%
SCR Santé	1 591	1 531	-3,7%
SCR Défaut	257	257	0,0%
SCR_Intangible	0	0	0,0%
Diversification totale	-1 517	-1 495	-1,4%
BSCR	3 997	3 959	-0,9%
SCR Operationnel	227	227	0,0%
Ajustements	-772	-774	0,2%
SCR	3 452	3 413	-1,2%
S2 Solvency Ratio	246%	249%	+ 3 pts

Figure n°71 : Impact des GSP « Frais Médicaux » sur le SCR Groupe

Bien que les paramètres propres du Groupe soient éloignés de ceux de la Formule Standard, l'impact des GSP du segment « Frais Médicaux » sur le ratio du Groupe semble être assez limité. D'après la Figure n°71, il n'augmente que de 3 points, ce qui n'est pas très significatif pour l'ensemble du Groupe.

La question se pose donc quant à l'intérêt de mettre en place des paramètres propres sur cette branche, compte tenu des moyens à mobiliser pour la constitution d'un dossier de demande. Cependant, bien que les effets sur le SCR soient limités les écarts de volatilité mesurés sont conséquents et l'adéquation des volatilités standard avec le Groupe questionnable.

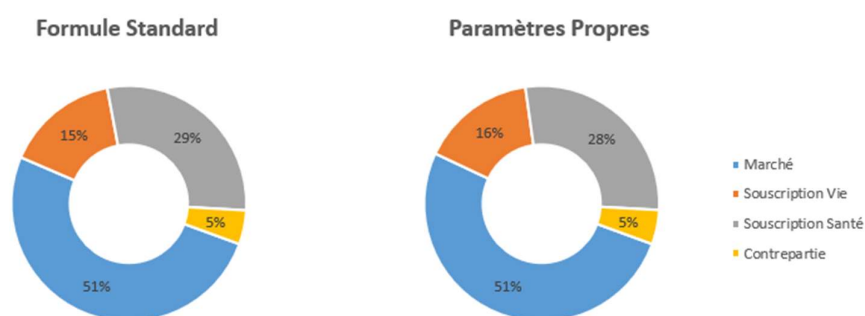


Figure n°72 : Effet des GSP « Frais Médicaux » sur la décomposition du BSCR Groupe

D'après la Figure n°72, les effets sont relativement neutres sur la répartition entre grands modules de risques. Cette dernière reste globalement inchangée après la mise en place de GSP sur la branche « Frais Médicaux ».

3.3.2. Protection du Revenu

Sur ce segment, les effets des USP mesurés par entité étaient nettement plus importants que sur le précédent. La baisse cumulée du SCR Primes & Réserves était de 411 M€ (78 M€ sur l'Entité B et 332 M€ sur l'Entité A). Au niveau du Groupe, les résultats obtenus sont assez proches :

En M€	Formule Standard		GSP "Protection Revenu"		Variation
	Frais Médicaux	Protection du Revenu	Frais Médicaux	Protection du Revenu	
Volume de Primes	4 000	1 202	4 000	1 202	
Volume de Reserves	929	1 867	929	1 867	
Paramètre Primes	5,0%	8,5%	5,0%	6,3%	
Paramètre Reserves	5,7%	14,0%	5,7%	6,4%	
Ecart Type Total	4,7%	10,6%	4,7%	5,6%	
	6,0%		4,4%		-1,7%
SCR Primes & Reserves	1 451		1 047		-404

Figure n°73 : Impact des GSP « Protection du Revenu » sur le SCR Primes & Réserves Groupe

Avec deux paramètres propres en dessous de ceux de la Formule Standard, il n’y a pas de compensation entre risque pour gommer l’impact des écarts de volatilité. C’est celui de réserves qui est le plus significatif, son volume est plus important et son écart type divisé par deux.

Les GSP sur cette branche entraînent un gain de ratio important :

	Formule Standard	GSP Protection Revenu	Variation
SCR Marché	2 806	2 806	0,0%
SCR Vie	861	861	0,0%
SCR Santé	1 591	1 192	-25,1%
SCR Défaut	257	257	0,0%
SCR_Intangible	0	0	0,0%
Diversification totale	-1 517	-1 362	-10,2%
BSCR	3 997	3 753	-6,1%
SCR Operationnel	227	227	0,0%
Ajustements	-772	-784	1,5%
SCR	3 452	3 197	-7,4%
S2 Solvency Ratio	246%	266%	+ 20 pts

Figure n°74 : Impact des GSP « Protection du Revenu » sur le SCR Groupe

Les résultats sur cette branche protection traduisent une réelle divergence entre les paramètres standards et propres. Les données européennes utilisées pour calibrer ce coefficient ne sont pas adaptée au risque sous-jacent porté par le Groupe.

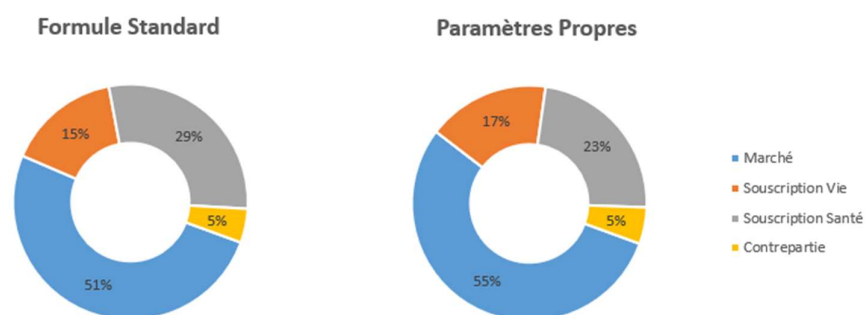


Figure n°75 : Effet des GSP « Protection du Revenu » sur la décomposition du BSCR Groupe

D’après la Figure n°75, le poids du SCR de souscription santé est réduit de 6 points par ces GSP. C’est sur cette branche que la mise en place de paramètres propres affecte le plus les exigences de capital du Groupe.

3.4. Impact global des GSP

Sur les deux branches du module « Santé NSLT », les GSP entraînent donc une baisse du SCR Primes & Réserves extrêmement importante :

En M€	Formule Standard		GSP Global		Variation
	Frais Médicaux	Protection du Revenu	Frais Médicaux	Protection du Revenu	
Volume de Primes	4 000	1 202	4 000	1 202	
Volume de Reserves	929	1 867	929	1 867	
Paramètre Primes	5,0%	8,5%	3,5%	8,5%	
Paramètre Reserves	5,7%	14,0%	10,4%	14,0%	
Ecart Type Total	4,7%	10,6%	4,2%	5,6%	
	6,0%		4,1%		-2,0%
SCR Primes & Reserves	1 451		980		-471

Figure n°76 : Impact des GSP sur le SCR Primes & Réserves Groupe

L'écart type global, tout comme le SCR, diminue de près d'un tiers après l'application de GSP sur l'ensemble des lignes d'activité. Les paramètres standards ne sont donc pas adaptés et majorent fortement le besoin en capital du Groupe sur ce risque.

L'augmentation du ratio de solvabilité suite à l'application de ces paramètres est très importante à l'échelle du Groupe :

en M€	Formule Standard	GSP Global	Variation
SCR Marché	2 806	2 806	0,0%
SCR Vie	861	861	0,0%
SCR Santé	1 591	1 126	-29,2%
SCR Défaut	257	257	0,0%
SCR_Intangible	0	0	0,0%
Diversification totale	-1 517	-1 333	-12,1%
BSCR	3 997	3 716	-7,0%
SCR Operationnel	227	227	0,0%
Ajustements	-772	-786	1,8%
SCR	3 452	3 157	-8,5%
S2 Solvency Ratio	246%	269%	+ 23 pts

Figure n°77 : Impact des GSP sur le SCR Groupe

Avant la mise en place de GSP, le Groupe disposait déjà d'une marge conséquente qui serait encore supérieure en cas d'application des paramètres calculés.

La décomposition du SCR ainsi obtenue est la suivante :

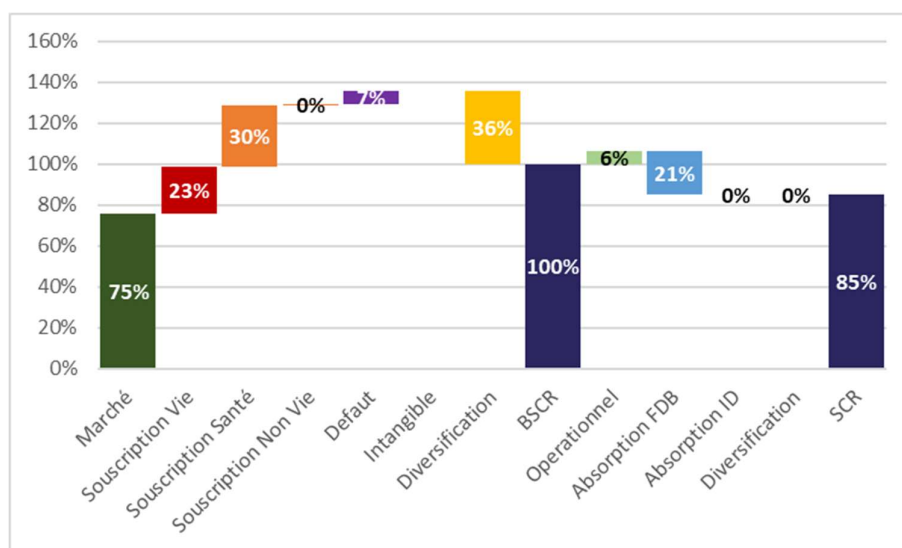


Figure n°78 : Décomposition du BSCR Groupe, après application des GSP

Le poids du risque de souscription santé a donc diminué de 10 points par rapport à celui obtenu en Formule Standard. Il reste cependant le principal risque de souscription du Groupe, seule le risque de marché est plus important, ce dernier occupe une place encore plus prépondérante.

Approches USP et GSP

Nous avons, tout au long de cette étude, évalué des paramètres propres pour trois entités, ainsi que leurs impacts sur la solvabilité du Groupe. Ce périmètre retenu étant suffisamment représentatif de l'ensemble du portefeuille nous l'avons également utilisé pour estimer les GSP.

Il est donc possible de retenir une approche :

- GSP appliqué à l'ensemble du Groupe
- USP appliqué aux trois entités étudiées

La première permet à des volumes de primes et réserves plus importants d'être affectés par la baisse de volatilité constatée dans les paramètres propres.

La seconde quant à elle permet de retenir un historique plus important pour le calcul d'USP sur certaines entités, et donc d'être encore plus cohérent avec le risque porté par le Groupe.

En termes de variation de SCR et ratio de solvabilité, ces deux approches donnent des effets relativement proches :

Variation SCR	Formule Standard	USP	GSP
Entité A		-178	
Entité B		-83	
Entité C		-1	
Groupe	0	-262	-295
SCR Retenu	3 452		3 157
Fonds Propres	8 492		8 492
Ratio	246%		269%

Figure n°79 : Résultats des approches USP et GSP

Dans le cadre d'une demande au superviseur de mise en place de paramètres propres, l'utilisation de GSP va présenter plusieurs avantages :

- Un nombre de dossiers à rédiger et soumettre limité (1 seul au lieu de 3)
- Une correction de la volatilité sur l'ensemble du portefeuille. Les périmètres restants ayant des garanties sur ces segments semblables de celles des entités étudiées, il est probable que leurs volatilités soient plus proches de celles calculées que des paramètres européens standards.

L'utilisation d'USP quant à elle imposera de mettre en place 3 dossiers et ne permettra pas de refléter la volatilité réelle du Groupe ni de modifier son ratio.

CONCLUSION

Au cours des différents exercices de collecte, depuis les études d'impact QIS3, les paramètres retenus dans la Formule Standard pour les risques des branches « Frais Médicaux » et surtout « Protection du Revenu » sont apparus à priori très élevés pour de nombreux organismes d'assurance dont les activités sont exercées en France. Une analyse plus approfondie des conditions du calibrage de la Formule Standard vient renforcer cette analyse. En effet, les paramètres standards ont été calculés en prenant en compte les données de 381 organismes d'assurance répartis dans 24 pays européens, parmi lesquels seulement 34 sont français. Ces spécificités renforcent l'analyse *a priori* et ont conduit à des évaluations d'USP et de GSP présentées dans ce mémoire pour mieux apprécier, notamment en termes de gestion des risques, le risque réellement supporté par le Groupe au regard de la souscription santé.

Le superviseur a cependant laissé la possibilité aux organismes d'assurance d'évaluer et mettre en place des paramètres qui leurs sont propres, sous certaines conditions, afin de remédier à ce possible déphasage.

Dans le cadre de ce mémoire, deux axes ont été développés, avec dans un premier temps une présentation des méthodes mises à disposition par l'EIOPA pour évaluer les USP et GSP. Celles-ci font l'objet de nombreux critères, aussi bien en termes de qualité des données à utiliser que d'hypothèses statistiques à valider pour l'application des modèles. Puis dans un second temps, une application concrète à un large portefeuille de contrats présentant des garanties associées aux segments « Frais Médicaux » ou « Protection du Revenu » sur plusieurs entités d'un Groupe de protection sociale.

Après avoir précisé le périmètre retenu pour l'estimation des volatilités, ainsi que les critères de sélection, l'application numérique des méthodes d'évaluation a donné des résultats confirmant l'à priori sur les volatilités standards définies pour les risques de primes et de réserves.

En effet, sur le segment « Frais Médicaux » les paramètres obtenus sont éloignés de ceux de la Formule Standard, avec des constats différents selon le risque étudié :

- Sur le risque de primes, les volatilités propres estimées sont légèrement inférieures à celles de la Formule Standard
- Sur le risque de réserves, à l'inverse, elles leurs sont nettement supérieures

La combinaison de ces deux risques donne un résultat légèrement favorable en terme de SCR.

A l'inverse, sur le segment « Protection du Revenu » les paramètres calculés sont, pour les deux risques, très nettement inférieurs aux paramètres standards.

Les effets d'une éventuelle mise en place de ces USP, pour les paramètres calculés par entité, et GSP pour ceux calculés sur l'ensemble du Groupe, ont ensuite été quantifiés sur les différents SCR et ratios de solvabilité du Groupe. Finalement, compte tenu des volumes de primes et provisions impactant également le calcul du SCR de Primes et Réserves, les écarts constatés sur le segment « Frais Médicaux » se compensent en grande partie.

Ce n'est pas le cas sur le segment « Protection du Revenu », où une mise en place de paramètres propres améliorerait nettement le ratio de solvabilité du Groupe.

Dans le cadre d'une éventuelle demande au superviseur quant à la mise en place de paramètres spécifiques, le Groupe aurait intérêt à privilégier un unique dossier GSP sur le segment « Protection du Revenu ». Les compensations entre primes et réserves rendent peu significatives la prise en compte

d'USP ou de GSP sur le segment « Frais Médicaux », alors que les exigences liées à un dossier, peuvent être importantes.

Dans ce scénario, la qualité des données utilisées pour les calculs étant un élément primordial, certaines difficultés rencontrées lors de la préparation des éléments utilisées devraient toutefois faire l'objet d'une étude complémentaire. Tout d'abord, la fiabilité des retraitements et des hypothèses prises pour l'évaluation de la charge de sinistre des invalides de première année pourra être démontrée. De même le périmètre retenu pour cette étude, aussi bien en termes de profondeur d'historique que de nombre d'entités, pourrait être élargie afin de maximiser le facteur de crédibilité utilisé. Enfin, les ajustements sur les données présentés, si ils sont retenus, ne devront être pris en compte dans les calculs de paramètres qu'en cas de validation par le superviseur.

ANNEXES

1. Liste de Lines of Business définies dans la réglementation Solvabilité 2

Numéro	Engagement	Ligne d'activité
1	Non vie	Assurance des frais médicaux
2	Non vie	Assurance de protection du revenu
3	Non vie	Assurance d'indemnisation des travailleurs
4	Non vie	Assurance de responsabilité civile automobile
5	Non vie	Autres assurances des véhicules à moteur
6	Non vie	Assurance maritime, aérienne et transport
7	Non vie	Assurance incendie et autres dommages aux biens
8	Non vie	Assurance de responsabilité civile générale
9	Non vie	Assurance crédit et cautionnement
10	Non vie	Assurance de protection juridique
11	Non vie	Assurance assistance
12	Non vie	Assurance pertes pecuniaires diverses
13 à 24	Non vie	Réassurances proportionnelles qui portent sur les engagements visés respectivement aux lignes d'activité 1 à 12
25	Non vie	Réassurance santé non proportionnelle
26	Non vie	Réassurance accidents non proportionnelle
27	Non vie	Réassurance maritime, aérienne et transport non proportionnelle
28	Non vie	Réassurance dommages non proportionnelle
29	Vie	Assurance santé
30	Vie	Assurance avec participation aux bénéfices
31	Vie	Assurance indexée et en unités de compte
32	Vie	Autres assurances vie
33	Vie	Rentes découlant des contrats d'assurance non vie et liées aux engagement d'assurance santé
34	Vie	Rentes découlant des contrats d'assurance non vie et liées aux engagement d'assurance autres que les engagements d'assurance santé
35	Vie	Réassurances santé relatives aux engagements visés aux lignes d'activité 29 et 33
36	Vie	Réassurances vie relatives aux engagements visés aux lignes d'activité 30 à 32 et 34

2. Facteur de diversification géographique

Il est calculé pour un segment donné s par :

$$DIV_{LOB} = \frac{\sum_r (V_{(prem,r,s)} + V_{(res,r,s)})^2}{(\sum_r (V_{(prem,r,s)} + V_{(res,r,s)}))^2}$$

Où :

- Chacune des sommes couvre l'ensemble des régions géographiques exposées ci-dessous
- $V_{(prem,r,s)}$ la mesure de volume pour le risque de primes du segment s et de la région r
- $V_{(res,r,s)}$ la mesure de volume pour le risque de primes du segment s et de la région r

Les mesures de primes et réserves sont calculées de la même façon que les mesures de volume pour le risque de primes et réserves en non-vie ou en santé non-SLT du segment s visée aux articles 116 et 147, mais en tenant compte uniquement des engagements d'assurance et de réassurance pour lesquels le risque sous-jacent est situé dans la région r .

Cependant, le facteur de diversification géographique est égal à 1 pour :

- Les segments 4, 6, 10, 11 et 12

- Les segments des annexes 2 et 14 du règlement délégué des entreprises d'assurance qui utilisent un paramètre qui leur est propre pour le risque de primes ou de réserves

Les 18 régions identifiées pour ce calcul sont :

Numéro	Région
1	Europe du Nord
2	Europe de l'Ouest
3	Europe de l'Est
4	Europe du Sud
5	Asie centrale et occidentale
6	Extrême-Orient
7	Asie du Sud et du Sud-Est
8	Océanie
9	Afrique du Nord
10	Afrique Australe
11	Amérique du Nord (hors USA)
12	Amérique centrale et Caraïbes
13	Amérique du Sud-Est
14	Amérique du Sud septentrionale
15	Nord-Est des USA
16	Sud-Est des USA
17	MidWest des USA
18	Ouest des USA

3. Matrices de corrélation

- Pour le risque de primes et de réserves en non-vie

Ligne d'Activité	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1	1											
2	0,5	1										
3	0,5	0,25	1									
4	0,25	0,25	0,25	1								
5	0,5	0,25	0,25	0,25	1							
6	0,25	0,25	0,25	0,25	0,5	1						
7	0,5	0,5	0,25	0,25	0,5	0,5	1					
8	0,25	0,5	0,5	0,5	0,25	0,25	0,25	1				
9	0,5	0,5	0,5	0,5	0,5	0,5	0,5	0,5	1			
10	0,25	0,25	0,25	0,25	0,5	0,5	0,5	0,25	0,25	1		
11	0,25	0,25	0,5	0,5	0,25	0,25	0,25	0,25	0,5	0,25	1	
12	0,25	0,25	0,25	0,5	0,25	0,25	0,25	0,5	0,25	0,25	0,25	1

- Pour le risque de primes et de réserves en Santé NSLT

Ligne d'Activité	1	2	3	4
1	1			
2	0,5	1		
3	0,5	0,5	1	
4	0,5	0,5	0,5	1

- Pour le risque de souscription Santé NSLT

Sous-module «risque de souscription en santé non-SLT»;

1. Le sous-module «risque de souscription en santé non-SLT» est constitué des sous-modules suivants:
 - (a) le sous-module «risque de primes et de réserve en santé non-SLT»;
 - (b) le sous-module «risque de cessation en santé non-SLT».
2. L'exigence de capital pour risque de souscription en santé non-SLT se calcule comme suit:

$$SCR_{NSLTh} = \sqrt{SCR_{(NSLTh,pr)}^2 + SCR_{(NSLTh,lapse)}^2}$$

où:

- (a) $SCR_{(NSLTh,pr)}$ représente l'exigence de capital pour risque de primes et de réserve en santé non-SLT;
- (b) $SCR_{(NSLTh,lapse)}$ représente l'exigence de capital pour risque de cessation en santé non-SLT.

- Pour le risque de souscription Santé

Matrice de corrélation du risque de souscription Santé : CorrH			
i \ j	SLT	Non-SLT	Cat
Health SLT	1		
Health Non-SLT	0,50	1	
Health Cat	0,25	0,25	1

- Pour le BSCR

i \ j	Market	Default	Life	Health	Non-Life
Market	1				
Default	0,25	1			
Life	0,25	0,25	1		
Health	0,25	0,25	0,25	1	
Non-Life	0,25	0,50	0	0	1

- SCR

Annexe 14 du RD relative aux segments éligibles aux USP Santé NSLT

ANNEXE XIV

SEGMENTATION DES ENGAGEMENTS D'ASSURANCE ET DE RÉASSURANCE SANTÉ NON-SLT ET ÉCARTS
TYPES POUR LE SOUS-MODULE «RISQUE DE PRIMES ET DE RÉSERVE EN SANTÉ NON-SLT»

	Segment	Lignes d'activité, telles qu'exposées à l'annexe I, dont se compose le segment	Écart type pour le risque de primes brut du segment	Écart type pour le risque de réserve du segment
1	Assurance frais médicaux et réassurance proportionnelle y afférente	1 et 13	5 %	5 %
2	Assurance protection du revenu et réassurance proportionnelle y afférente	2 et 14	8,5 %	14 %
3	Assurance indemnisation des travailleurs et réassurance proportionnelle y afférente	3 et 15	8 %	11 %
4	Réassurance santé non proportionnelle	25	17 %	20 %

ANNEXE II

SEGMENTATION DES ENGAGEMENTS D'ASSURANCE ET DE RÉASSURANCE EN NON-VIE ET ÉCARTS
TYPES POUR LE SOUS-MODULE «RISQUE DE PRIMES ET DE RÉSERVE EN NON-VIE»

	Segment	Lignes d'activité, telles qu'exposées à l'annexe I, dont se compose le segment	Écart type pour le risque de primes brut du segment	Écart type pour le risque de réserve du segment
1	Assurance de responsabilité civile automobile et réassurance proportionnelle y afférente	4 et 16	10 %	9 %
2	Autre assurance des véhicules à moteur et réassurance proportionnelle y afférente	5 et 17	8 %	8 %
3	Assurance maritime, aérienne et transport et réassurance proportionnelle y afférente	6 et 18	15 %	11 %
4	Assurance incendie et autres dommages aux biens et réassurance proportionnelle y afférente	7 et 19	8 %	10 %
5	Assurance de responsabilité civile générale et réassurance proportionnelle y afférente	8 et 20	14 %	11 %
6	Assurance crédit et cautionnement et réassurance proportionnelle y afférente	9 et 21	12 %	19 %
7	Assurance de protection juridique et réassurance proportionnelle y afférente	10 et 22	7 %	12 %
8	Assurance assistance et réassurance proportionnelle y afférente	11 et 23	9 %	20 %
9	Assurance pertes pécuniaires diverses et réassurance proportionnelle y afférente	12 et 24	13 %	20 %
10	Réassurance accidents non proportionnelle	26	17 %	20 %
11	Réassurance maritime, aérienne et transport non proportionnelle	27	17 %	20 %
12	Réassurance dommages non proportionnelle	28	17 %	20 %

4. Tests de validation des hypothèses sous-jacentes aux modèles utilisés

i. TEST KOLMOGOROV-SMIRNOV

Le test de Kolmogorov-Smirnov est un test d'ajustement à une loi continue. Le modèle est un échantillon (X_1, \dots, X_n) d'une loi inconnue F .

On teste l'hypothèse suivante :

H_0 : la loi F a pour fonction de répartition F_0 , où F_0 est la fonction de répartition d'une loi continue donnée.

On mesure l'adéquation de la fonction de répartition empirique à la fonction F_0 par la distance de Kolmogorov-Smirnov qui est la distance de la norme uniforme entre fonctions de répartitions :

$$D_{KS}(F_0, \hat{F}) = \max_{i=1, \dots, n} \left\{ \left| F_0(X_{(i)}) - \frac{i}{n} \right|, \left| F_0(X_{(i)}) - \frac{i-1}{n} \right| \right\}.$$

La fonction de répartition de $D_{KS}(F_0, \hat{F})$ n'a pas d'expression explicite et doit être calculée numériquement. Pour des échantillons de taille suffisante, on utilise le résultat asymptotique suivant :

Sous l'hypothèse H_0 on a, pour tout $t \geq 0$:

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} P_{H_0} \left[\sqrt{n} D_{KS}(F_0 - \hat{F}) \leq t \right] = 1 - 2 \sum_{k=1}^{+\infty} (-1)^{k+1} \exp(-2k^2 t^2).$$

Si l'hypothèse H_0 est fautive, $\sqrt{n} D_{KS}(F_0 - \hat{F})$ tend vers $+\infty$ avec n .

ii. TEST DE SHAPIRO-WILK

Le test de Shapiro-Wilk est basé sur la statistique W . En comparaison avec d'autres tests, il particulièrement puissant pour les petits effectifs ($n \leq 50$). La statistique du test s'écrit :

$$W = \frac{\left[\sum_{i=1}^{[n/2]} a_i (x_{(n-i+1)} - x_{(i)}) \right]^2}{\sum_i (x_i - \bar{x})^2}$$

où :

- $x_{(i)}$ correspond à la série de données triées ;
- $[n/2]$ est la partie entière du rapport $\frac{n}{2}$;
- a_i sont des constantes générées à partir de la moyenne et de la matrice de variance covariance des quantiles d'un échantillon de taille n suivant la loi normale. Ces constantes sont fournies dans des tables spécifiques.

Plus W est élevé, plus la compatibilité avec la loi normale est crédible. La région critique de rejet de la normalité s'écrit :

$$\text{R.C. : } W < W_{crit}$$

Les valeurs seuils W_{crit} pour différents niveaux de risque α et effectif n sont lues dans la table Shapiro-Wilk.

iii. TEST DE LILLIEFORS

Le test de Lilliefors est proche du test de Kolmogorov-Smirnov et permet de tester l'hypothèse nulle de l'adéquation d'un échantillon (x_1, \dots, x_n) avec une distribution normale quand les paramètres de la loi ne sont pas connus et sont estimés à partir des données. Le calcul de la statistique se fait de la même manière que pour le test de Kolmogorov-Smirnov, mais sa loi est tabulée différemment et les valeurs critiques sont modifiées pour un même risque α . La distribution de Lilliefors est alors stochastiquement plus petite que la distribution de Kolmogorov-Smirnov car elle a été calculée uniquement par simulation par une méthode de Monte Carlo.

La puissance de ce test est critiquable notamment par le fait qu'il est sensible au désaccord de la distribution empirique avec la loi théorique aux alentours de la partie centrale de la distribution. Cependant, il se présente comme une bonne alternative au test de Shapiro-Wilk, du fait qu'il permet également de tester les petits échantillons.

La statistique du test s'écrit :

$$D = \max_{i=1, \dots, n} \left(F_i - \frac{i-1}{n}, \frac{i}{n} - F_i \right)$$

Où F_i est la fréquence théorique de la loi de répartition normale centrée et réduite associée à la valeur standardisée $\frac{x_{(i)} - \bar{x}}{s}$.

Ainsi, la région critique du test pour la statistique D est définie par :

$$D > D_{crit}$$

Où la valeur D_{crit} peut être lue sur une table des valeurs critiques.

iv. TEST D'ANDERSON-DARLING

Le test d'Anderson-Darling est une autre variante du test de Kolmogorov-Smirnov et permet de tester la normalité d'un échantillon (x_1, \dots, x_n) en détectant l'écart par rapport à la normalité des valeurs maximales et minimales de l'échantillon. Contrairement au test de Kolmogorov-Smirnov, ses valeurs critiques sont tabulées selon la loi théorique de référence et un coefficient multiplicatif correctif dépendant de la taille de l'échantillon n peut être introduit. Ainsi, la taille de l'échantillon est considérée.

La statistique de test s'écrit :

$$A = -n - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (2i-1) [\ln(F_i) - \ln(1 - F_{n-i+1})],$$

Où F_i est la fréquence théorique de la loi de répartition normale centrée et réduite associée à la valeur standardisée $\frac{x_{(i)} - \bar{x}}{s}$.

Une correction est recommandée pour les petits effectifs, la statistique devient :

$$A' = A \left(1 + \frac{0.75}{n} + \frac{2.25}{n^2} \right).$$

v. TEST DE SYMETRIE

Ce test est basé sur le coefficient d'asymétrie. La statistique du test est basée sur deux composantes :

$$b_1 = \frac{\frac{1}{n} \sum_i (x_i - \bar{x})^3}{\left(\frac{1}{n} \sum_i (x_i - \bar{x})^2 \right)^{3/2}},$$

et

$$\sigma_1^2 = \frac{6n(n-1)}{(n-2)(n+1)(n+3)}.$$

Sous l'hypothèse nulle de normalité, le rapport $\frac{b_1}{\sigma_1}$ suit asymptotiquement une loi gaussienne centrée réduite $N(0,1)$.

La région critique du test s'écrit :

$$\text{R.C. : } \left| \frac{b_1}{\sigma_1} \right| > u_{1-\alpha/2},$$

où $u_{1-\alpha/2}$ est le quantile d'ordre $1 - \frac{\alpha}{2}$ lue dans la table de la loi normale centrée réduite.

Il s'agit d'une distribution asymptotique mais ce test peut être utilisé pour des effectifs relativement faibles (*i.e.* $8 \leq n \leq 5000$).

vi. LA DROITE DE HENRY

La droite de Henry est une méthode graphique qui permet de vérifier qu'une série d'observations suit une distribution gaussienne.

Soit x_i les observations de la variable aléatoire X . Pour ces valeurs, on connaît $P(X \leq x_i)$. À partir de la table de la fonction de répartition de la loi normale centrée réduite Φ , on détermine la série de t_i telle que $P(X \leq x_i) = \Phi(t_i)$.

On trace alors les points de coordonnées (x_i, t_i) . Si ces points sont alignés alors, X suit une loi normale.

vii. TEST DU CHI-2

À la base du test statistique, il y a la formulation de l'hypothèse nulle (ou hypothèse zéro), notée H_0 . Elle suppose que toutes les données considérées dérivent de la même loi de probabilité (ou, dit différemment, la distribution observée n'est pas différente de la distribution supposée d'après la loi que l'on souhaite tester).

Les valeurs connues doivent être réparties entre diverses classes. En supposant l'indépendance des Y_i valeurs considérées regroupées en m classes, l'effectif de chaque classe i est une réalisation de la

variable aléatoire définie par la loi de probabilité choisie. La loi de probabilité testée permet de définir également pour chaque classe la probabilité p_i .

Les effectifs mesurés étant n_i , la quantité $\sum_{i=1}^m \frac{(n_i - np_i)^2}{np_i}$ représente, d'une certaine manière, la distance entre les données et la loi de probabilité supposée. C'est une réalisation d'une variable aléatoire qui dérive d'une loi du Chi-2 à $m - 1$ degrés de liberté. La probabilité donnée par les tables de dépassement de la valeur calculée donne alors une indication du réalisme de l'hypothèse.

Les classes doivent être assez nombreuses pour ne pas perdre d'information mais à l'inverse, elles ne doivent pas être trop petites pour satisfaire des conditions requises par la méthode. On peut utiliser le critère de Yates pour déterminer ce nombre $C = 1 + \log(n)$.

viii. DENSITE D'UNE LOI DE FISHER

Une variable aléatoire suivant une loi de Fisher peut être construite comme le quotient de deux variables aléatoires indépendantes U_1 et U_2 distribuées chacune selon une loi du Chi-2 et ajustées de leur nombre de degrés de liberté respectivement d_1 et d_2 . La densité de probabilité d'une loi de Fisher, $F(d_1, d_2)$ est donnée par :

$$f(x) = \frac{\left(\frac{d_1 x}{d_1 x + d_2}\right)^{d_1/2} \left(1 - \frac{d_1 x}{d_1 x + d_2}\right)^{d_2/2}}{xB(d_1/2, d_2/2)},$$

pour tout réel $x \geq 0$, où d_1 et d_2 sont des entiers positifs et L est la fonction bêta.

ix. TEST DES HYPOTHESES DE REGRESSION LINEAIRE

Hypothèse de linéarité : test graphique

La première étape pour vérifier cette hypothèse est de tracer le graphe de y en fonction de x . Le graphique devrait mettre en évidence des points globalement alignés sur une droite d'équation :

$$y = \beta x + b .$$

On appelle les résidus du modèle, les écarts entre les valeurs y et les valeurs ajustées \hat{y} à la droite.

Les résidus estimés sont :

$$e_t = y_t - \hat{y}_t .$$

La variance σ^2 est estimée par :

$$s^2 = \frac{1}{n-2} \sum_{t=1}^n e_t^2 .$$

Qualité de la régression linéaire : l'indicateur R^2

La qualité de l'ajustement des points à un modèle linéaire peut être évaluée par le biais d'un indicateur R^2 .

Où,

$$R^2 = \frac{s_{xy}^2}{s_x^2 s_y^2},$$

$$\text{avec } s_{xy} = \frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (x_t - \bar{x})(y_t - \bar{y}), \quad s_x^2 = \frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (x_t - \bar{x})^2 \quad \text{et} \quad s_y^2 = \frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2.$$

Plus R^2 est proche de 1, plus l'ajustement est de qualité.

Hypothèse de linéarité : test statistique

Comme pour tous les tests usuels, on compare les échantillons en tenant compte de seuils de probabilité critique (ou p -value) qui sont comparés à un seuil déterminé.

Le test de Fisher s'intéresse à la significativité globale du modèle.

$$F = (T-2) \frac{R^2}{1-R^2},$$

suit une loi de Fisher à (1 ; $T-2$) degré de liberté.

L'hypothèse $H_0 : \beta = 0$ est rejetée si $F > f_{1, n-2; 1-\alpha}$ ou si la p -value associée est inférieure à α (où $f_{1, n-2; 1-\alpha/2}$ est le quantile d'ordre $1-\alpha$ de la loi $F(1, T-2)$).

Hypothèse de nullité de l'ordonnée à l'origine : test statistique

Le test de Student s'intéresse à vérifier la significativité de l'ordonnée à l'origine.

L'hypothèse H_0 d'une ordonnée à l'origine b nulle est rejetée si $T_0 = \frac{|b|}{s_b} > t_{T-2, 1-\alpha/2}$ et ne peut pas être

rejetée dans le cas contraire, avec :

- s_b est l'écart-type de b : $s_b = s \left(\frac{1}{T} + \frac{\bar{x}^2}{(T-1)s_x^2} \right)$;
- $t_{T-2, 1-\alpha/2}$ est le quantile d'ordre $1-\alpha/2$ à $T-2$ degré de liberté ;
- $s = \frac{1}{T-2} \sum_{t=1}^T e_t^2$, e_t les résidus du modèle.

Hypothèse d'homoscédasticité et d'indépendance des résidus : tests graphiques

Le test consiste à réaliser les graphes ci-après :

- Graphes des résidus en fonction des valeurs ajustées : le graphe devrait mettre en évidence une bande horizontale globalement constante ;
- Graphes des résidus en fonction du temps : le graphe doit mettre en évidence des points dispersés « normalement » de part et d'autre de l'axe des abscisses et sans forme particulière. Des formes particulières font suspecter une hétéroscédasticité des résidus ou une relation non linéaire entre x et y ;
- Graphes sur l'autocorrélation des résidus : l'autocorrélogramme des résidus doit mettre en évidence des points compris dans la bande \pm le quantile d'ordre $1 - \alpha/2$ de la loi normale centrée réduite (environ 1,96 pour $\alpha = 5\%$) divisé par le nombre de points.

Normalité des résidus : test graphique

La normalité des résidus peut être testée par le biais d'une droite d'Henry (cf. Annexe A1.4).

Normalité des résidus : test statistique

Le test consiste à tester la normalité par le biais d'un test de Chi 2 (cf. Annexe A1.5) ou de Kolmogorov-Smirnov (cf. Annexe A1.6).

x. CALCUL DE LA MSEP (MEAN SQUARED ERROR OF PREDICTION)

Estimation de la MSEP sur une année de survénance

Sous certaines conditions, l'erreur de prédiction prospective vue en date $t = 0$ à horizon 1 an est estimée dans le modèle MW par :

$$\begin{aligned} M\hat{S}EP_{CDR_i(I+1)|D_t}(0) &= (\hat{C}_{i,J}^I)^2 (\hat{\Gamma}_{i,J}^I + \hat{\Delta}_{i,J}^I), \\ M\hat{S}EP_{CDR_i(I+1)|D_t}(CDR(I+1)) &= (\hat{C}_{i,J}^I)^2 (\hat{\Phi}_{i,J}^I + \hat{\Delta}_{i,J}^I), \end{aligned}$$

avec,

$$\begin{aligned} \hat{\Delta}_{i,J}^I &= \frac{(\hat{\sigma}_{I-i}^I)^2 / (\hat{f}_{I-i}^I)^2}{S_{I-i}^I} + \sum_{j=I-i+1}^{J-1} \left(\frac{C_{I-j,j}}{S_j^{I+1}} \right)^2 \frac{(\hat{\sigma}_j^I)^2 / (\hat{f}_j^I)^2}{S_j^I}, \\ \hat{\Phi}_{i,J}^I &= \sum_{j=I-i+1}^{J-1} \left(\frac{C_{I-j,j}}{S_j^{I+1}} \right)^2 \frac{\hat{\sigma}_j^2 / (\hat{f}_j^I)^2}{C_{I-j,j}}, \\ \hat{\Psi}_i^I &= \frac{\hat{\sigma}_{I-i}^2 / (\hat{f}_{I-i}^I)^2}{C_{i,I-i}}, \end{aligned}$$

et,

$$\hat{\Gamma}_{i,J}^I = \hat{\Phi}_{i,J}^I + \hat{\Psi}_i^I \cdot 1_{\hat{\Psi}_i^I \geq \hat{\Phi}_{i,J}^I}.$$

Remarques :

- le terme $M\hat{S}EP_{CDR_i(I+1)|D_i}(0)$ correspond à la vision propre à Solvabilité 2. Il s'agit d'une mesure de la distance entre $C\hat{D}R_i(I+1)$ et la valeur 0 ;
- le terme $M\hat{S}EP_{CDR_i(I+1)|D_i}(C\hat{D}R_i(I+1))$ correspond à la mesure de la distance entre le CDR réel et $C\hat{D}R_i(I+1)$.

Estimation de la MSEP agrégée sur toutes les années de survénance

L'estimateur de la MSEP du CDR réel agrégée est donné par :

$$\begin{aligned} & M\hat{S}EP_{\sum_{i=1}^I CDR_i(I+1)|D_i} \left(\sum_{i=1}^I C\hat{D}R_i(I+1) \right) \\ &= M\hat{S}EP_{CDR_i(I+1)|D_i} (C\hat{D}R_i(I+1)) + 2 \sum_{k>i>0} \hat{C}_{i,J}^I \hat{C}_{k,J}^I (\hat{\Phi}_{i,J}^I + \hat{\Lambda}_{i,J}^I) \end{aligned}$$

avec,

$$\hat{\Lambda}_{i,J}^I = \frac{C_{i,I-i}}{S_{I-i}^{I+1}} \frac{\hat{\sigma}_{I-i}^2 / (f_{I-i}^I)^2}{S_{I-i}^I} + \sum_{j=I-i+1}^{J-1} \left(\frac{C_{I-j,j}}{S_j^{I+1}} \right)^2 \frac{\hat{\sigma}_j^2 / (f_j^I)^2}{S_j^I}.$$

L'estimateur de la MSEP du CDR autour de 0 agrégée nécessite une définition supplémentaire :

$$\begin{aligned} \hat{\Xi}_{i,J}^I &= \hat{\Phi}_{i,J}^I + \frac{\sigma_{I-i}^2 / (f_{I-i}^I)^2}{S_{I-1}^{I+1}} 1_{\frac{\sigma_{I-i}^2 / (f_{I-i}^I)^2}{S_{I-1}^{I+1}} \geq \hat{\Phi}_{i,J}^I} \\ & M\hat{S}EP_{\sum_{i=1}^I CDR_i(I+1)|D_i} (0) \\ &= \sum_{i=1}^I M\hat{S}EP_{CDR_i(I+1)|D_i} (0) + 2 \sum_{k>i>0} \hat{C}_{i,J}^I \hat{C}_{k,J}^I (\hat{\Xi}_{i,J}^I + \hat{\Lambda}_{i,J}^I) \end{aligned}$$

xī. JUSTIFICATION DES TESTS EFFECTUES POUR LE MODELE DE MACK

Fixons l'année de développement k . L'équation $E[C_{i,k+1} | C_{i,1}, \dots, C_{i,k}] = f_k C_{i,k}$ peut alors s'interpréter comme un modèle de régression linéaire :

$$Y_i = aX_i + \varepsilon_i, \quad 1 \leq i \leq I,$$

où, ε_i est le terme d'erreur avec $E(\varepsilon_i) = 0$ et où $a = f_k$

Les coefficients de régression sont déterminés par une minimisation des carrés des erreurs pondérés

$$\sum_{i=1}^I \omega_i (Y_i - aX_i)^2.$$

Si $Var[C_{i,k+1} | C_{i,1}, \dots, C_{i,k}] = \sigma_k^2 C_{i,k}$ est vérifiée et que ω_i est inversement proportionnel à $Var[C_{i,k+1} | C_{i,1}, \dots, C_{i,k}] = \sigma_k^2 C_{i,k}$, alors la minimisation peut s'écrire :

$$\min \sum_{i=1}^{I-k} \frac{1}{C_{i,k}} (C_{i,k+1} - C_{i,k} f_k)^2.$$

En annulant la dérivée partielle par rapport à f_k de l'expression à minimiser, on trouve :

$$\hat{f}_k = \frac{\sum_{i=1}^{I-k} C_{i,k+1}}{\sum_{i=1}^{I-k} C_{i,k}},$$

soit, les facteurs de développement obtenus par la méthode de Chain-Ladder.

Ajustement Log-Normal

S'agissant de l'ajustement Log-Normal de la charge de sinistre vue en fin de première année, elle repose sur les hypothèses suivantes :

- la somme des paiements incrémentaux durant l'année calendaire j et des provisions en fin d'exercice j (pour les années de survenance $i < j$)

$$\sum_{i < j} \{x_{i,j-i+1} + \mathbb{E}[C_{i,n} - C_{i,j-i+1} | \mathcal{D}_j]\} = \mathbb{E}[Y_j | \mathcal{D}_j], \quad 2 \leq j \leq n,$$

est proportionnelle à la somme des provisions (pour les mêmes années de survenance) au début de l'année calendaire j :

$$\sum_{i=1}^{j-1} \{\mathbb{E}[C_{i,n} - C_{i,j-i} | \mathcal{D}_{j-1}]\} = \mathbb{E}[Y_j | \mathcal{D}_{j-1}], \quad 2 \leq j \leq n,$$

i.e. il existe un $\beta > 0$ tel que :

$$\mathbb{E}[\mathbb{E}[Y_j | \mathcal{D}_j] | \mathcal{D}_{j-1}] = \beta \mathbb{E}[Y_j | \mathcal{D}_{j-1}], \quad j = 2, \dots, n$$

- la variance de la charge agrégée de sinistre en fin d'année calendaire est quadratique en l'exposition (cette même charge vue en début d'exercice), i.e. il existe $\sigma > 0$ et $\delta \in [0,1]$ tels que :

$$V[C_{i,n} | C_{i,1}] = \sigma^2 \left((1 - \delta) R_i^{j-1} \bar{R}^{j-1} + \delta (R_i^{j-1})^2 \right) \beta R_i^{j-1}, \quad i = 1, \dots, n.$$

la charge agrégée en fin d'exercice a une distribution Log-Normale.

Pour que ce modèle puisse être jugé pertinent d'un point de vue statistique et utilisé pour estimer un USP, il convient de s'assurer que les données ne rejettent pas ces hypothèses. Pour chaque hypothèse, des tests statistiques ont été construits de manière à confronter le modèle aux données.

5. Etude sur le profil des acceptations et coassurance

Résumé

- Par manque de données disponibles, dans le modèle S2 actuel, le model point tête par tête des acceptations, coassurance non gérée, est calqué sur le model point des affaires directes. Une étude a été menée en effectuant des tests de sensibilité sur les risques AT, et RE RC des acceptations pour lesquels nous utilisons un profil tête par tête afin de modéliser le stock de sinistres.
- Les variables challengées sont l'âge de l'assuré, à l'inventaire, risque RE RC, ou à l'entrée dans le risque en Incapacité ou Invalidité ainsi que son ancienneté, le sexe sur le risque Rente de conjoint. La sensibilité appliquée a été uniforme pour toutes les variables : 20% calculée sur la valeur moyenne du profil des affaires directes, 20% étant considéré comme marge d'erreur maximale. Ces sensibilités indiquent un impact négligeable sur le ratio.
- Pour deux portefeuilles d'acceptations ou de coassurance non gérée, les données tête par tête sont disponibles et ont été comparées au profil moyen issu des affaires directes. D'après les données moyennes de ces portefeuilles, intégrer leur profil dans les calculs S2 ne serait pas significatif.

BIBLIOGRAPHIE

- [1] Directive 2009/138/CE du parlement Européen et du Conseil sur l'accès aux activités de l'assurance et de la réassurance et leur exercice
- [2] Règlement Délégué (UE) 2015/35 de la commission
- [3] ACPR (2023). Modalité de calcul des ratios prudentiels pour les entreprises et groupes soumis à la Directive Solvabilité 2.
- [4] CEIOPS (2010). CEIOPS' Advice for Level 2 Implementing Measures on Solvency II : SCR standard formula – Article 111 j, k Undertaking-specific parameters
- [5] Mack T. (1999). The Standard Error of Chain Ladder reserve estimates : recursive calculation and inclusion of tail factor.
- [6] Merz M., Wüthrich M V. (2008). The Claims Development Result For Solvency Purposes
- [7] Fabien Besseyre (2015). Le calibrage des « Undertaking Specific Parameters » en Prévoyance. Mémoire, Institut des Actuares.
- [8] Laëtitia Lebouc (2017). Sensibilité des Group Specific Parameters d'un groupe d'assurance non-vie. Mémoire, Institut des Actuares.