

Mémoire présenté le :

pour l'obtention du **Diplôme Universitaire d'actuariat de l'ISFA**
et l'admission à l'Institut des Actuaires

Par : Anas LKHOULF

Titre Impacts et analyse de l'utilisation du cadre Solvabilité II
pour la modélisation de l'ajustement pour risque IFRS 17

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

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

*Membre présents du jury de l'Institut
des Actuaires*

signature

*Entreprise : Partner Reinsurance
Europe SE*

Nom : Jeannette EVERTSE

Signature :

Membres présents du jury de l'ISFA

Directeur de mémoire en entreprise :

Nom :

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 du candidat



Résumé

Mots clés : IFRS 17, Solvabilité II, Ajustement pour risque, RA, Marge pour risque, Risque temporaire décès.

La norme IFRS 17, publiée en 2017 par l'IASB, entrera en vigueur le 1er janvier 2023. Elle introduit de nouvelles règles de comptabilisation du passif d'assurance associées à une nouvelle décomposition par blocs de celui-ci. L'introduction de ces nouveaux concepts laisse place à une grande marge d'interprétation de leurs définitions et donnent ainsi lieu à d'importantes réflexions parmi les assureurs et réassureurs concernés par la norme.

Cette étude s'intéresse en particulier à l'ajustement pour risque (RA), nouvelle composante du passif d'assurance IFRS 17. Aucune méthode de calcul n'étant préconisée par l'IASB, l'enjeu est alors d'établir une approche satisfaisant les prérequis associés à cette composante.

L'objectif de cette étude est de valider les résultats obtenus par les équipes de PartnerRe sur un portefeuille réassurant le risque temporaire décès, en proposant des approches différentes de celle utilisée par l'entreprise en exploitant le cadre Solvabilité II déjà instauré. Les approches implémentées visent à exploiter les similitudes existantes entre le RA et la marge pour risque définie sous Solvabilité II afin d'établir une méthodologie de calcul fournissant des résultats cohérents.

Les résultats obtenus valident, en ordre de grandeur, le montant de RA calculé par PartnerRe. Par ailleurs, l'étude révèle de potentiels leviers de pilotage fournis par les approches établies, pouvant avoir un impact significatif sur le bilan et le compte de résultat.

Abstract

Key words : IFRS 17, Solvency II, Risk adjustment, RA, Risk margin, Term life risk.

IFRS 17, issued in 2017 by the IASB, will come into effect on January 1st, 2023. It introduces new rules for accounting of insurance liabilities associated with a new block decomposition of insurance liabilities. The introduction of these new concepts has left considerable room for interpretation of their definitions and has given rise to considerable reflection among the insurers and reinsurers concerned by the standard.

This study focuses on the risk adjustment (RA), a new component of IFRS 17 insurance liabilities. As no calculation method is recommended by the IASB, the challenge is to establish an approach that satisfies the requirements associated with this component.

The objective of this study is to validate the results obtained by the PartnerRe teams on a portfolio reinsuring term life risk, by proposing approaches different from the one used within the company and exploiting the Solvency II framework already in place. The approaches implemented aim to exploit the similarities between the RA and the risk margin defined by Solvency II in order to establish a calculation methodology providing consistent results.

The results obtained validate the RA amount calculated by PartnerRe. Furthermore, the study reveals potential control drivers by the established approaches, which can have a significant impact on the balance sheet and the P&L.

Note de synthèse

La nouvelle norme IFRS 17 publiée en 2017 apporte des changements majeurs dans les techniques de comptabilisation des contrats d'assurance. Elle vient cadrer la comptabilisation de ces contrats d'assurance en introduisant de nouvelles règles ainsi que de nouvelles composantes au passif.

La norme IFRS 17 introduit deux nouvelles grandeurs au passif d'assurance jusqu'à alors inconnues, la marge de service contractuelle (CSM) et l'ajustement pour risque non-financier (RA). C'est cette dernière composante qui sera le sujet de l'étude qui va suivre.

Ainsi, le bilan IFRS 17 s'articule de la sorte :

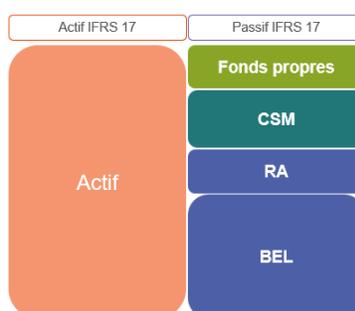


FIGURE 1 – Bilan sous la norme IFRS 17

Le BEL (*Best Estimate Liabilities*) correspond à la meilleure estimation des flux futurs ajustés de la valeur temps de l'argent et du risque financier.

Le RA, pouvant être considéré comme la compensation requise par l'entité au titre de l'incertitude issue des risques non-financiers sur les flux de trésorerie à l'origine du BEL.

Les équipes de PartnerRe ont établi une approche permettant le calcul du RA au niveau de l'entité pour ensuite procéder à une allocation de celui-ci. L'objectif de cette étude est d'appliquer une méthodologie différente de celle retenue par l'entité afin de valider le montant ainsi que l'allocation du RA qu'elle a obtenu. Le portefeuille utilisé pour la comparaison des résultats d'ajustement pour risque est un regroupement de traités de réassurance couvrant le risque temporaire décès au Royaume-Uni.

La norme IFRS 17 définit le montant de RA en présentant les principes et prérequis que cette composante doit respecter. Ainsi, elle ne prescrit aucune méthode de calcul pour cette grandeur. Cette définition confère un certain degré de liberté aux entités soumises à la norme dans le choix de la méthode à utiliser. L'existence d'un cadre déjà établi pour la réglementation Solvabilité II a fortement influencé notre choix de méthode. En effet, l'objectif a été de mettre à profit les processus de calculs déjà instaurés par la réglementation en question.

L'étude comparative entre le passif d'assurance IFRS 17 et le passif Solvabilité II permet de révéler des fortes similitudes entre le RA et la marge pour risque (RM).

La marge pour risque étant calculée de manière à garantir que la valeur des provisions techniques

soit équivalente au montant que les entreprises d'assurance et de réassurance demanderaient pour reprendre et honorer leurs engagements.

Malgré une forte similitude entre les définitions du RA et la RM, nous remarquons tout de même l'existence de certains points de divergence. Le tableau ci-dessous permet de souligner ces points.

Sujets	IFRS 17 RA	Solvabilité II RM
Risques pris en compte	Risques non-financiers à exception du risque opérationnel	Risques non couvrables
Méthode	Aucune méthode prescrite par la norme	Méthode coût du capital
Prise en compte de la réassurance	Le RA est calculé net de réassurance	La RM est calculée brute de réassurance
Granularité de calcul	Au niveau de chaque groupe	Par Line of Business
Niveau de confiance	Seuil à définir par l'entité	Seuil de confiance de 99,5 % implicite
Divulgaration du niveau de confiance	Oui	Non

Les approches retenues pour l'estimation du RA exploitent la logique de la méthode coût du capital imposée par la réglementation Solvabilité II dans le calcul de la RM.

Le calcul de la RM selon la méthode coût du capital étant défini comme suit :

$$RM = CoC \sum_{t \geq 0} \frac{SCR_t}{(1 + r_{t+1})^{t+1}}$$

Avec :

- RM la marge de risque ;
- CoC le taux coût du capital (fixé à 6% sous Solvabilité II) ;
- SCR_t le capital de solvabilité requis à l'instant t ;
- r_{t+1} le taux d'actualisation (taux sans risque) à l'instant t+1.

L'approche par les marges

La première approche retenue s'inspire de la méthodologie de calcul par choc du SCR apparaissant au numérateur de la formule coût du capital. La réglementation Solvabilité II construit le SCR à partir de SCR sous-modulaires calculés comme la différence entre le scénario central, correspondant au scénario de la meilleure estimation BEL, et un scénario choqué obtenu en appliquant des chocs aux hypothèses BEL.

La norme IFRS 17 n'imposant aucune méthode de calcul du RA, les assureurs et les réassureurs ont la possibilité de ne pas utiliser le taux de coût du capital (fixé à 6 %) fourni par Solvabilité II. Ainsi, lors de l'étude, nous aurons recours au taux CoC sous Solvabilité II ainsi que le taux de CoC défini pour l'actif de PartnerRe fixé à 5 %.

Ainsi, la méthode retenue consiste à établir des chocs qui permettent d'obtenir des déviations reflétant l'incertitude dans les estimations des flux futurs. Ces déviations viendront remplacer les SCR au numérateur de la formule coût du capital afin d'obtenir un montant de RA.

La construction de ces déviations s'articule en trois étapes principales :

- construction des hypothèses centrales du BEL pour les risques inhérents au portefeuille étudié ;
- construction des hypothèses avec choc à l'origine des déviations sous-modulaires ;
- agrégation et calcul de la déviation totale ;
- calcul du RA selon la formule coût du capital en utilisant les déviations obtenues.

La construction du scenario central requiert la mise en place de techniques d'estimations actuarielles pour les risques non-financiers auxquels le portefeuille étudié est soumis (mortalité, rachat et frais).

Les techniques utilisées sont multiples, elles peuvent être résumées comme suit :

- Brass et SMR (Standardised Mortality Ratio) pour l'estimation des taux de décès ainsi que le modèle d'extrapolation aux grands âges de Denuit & Goderniaux pour le risque de mortalité ;
- l'estimateur de Hoem pour le risque de rachat.

Les hypothèses du scenario central de frais, étant définies par la combinaison des scenarios de mortalité et rachat, elles ne nécessitent pas la mise en place d'un estimateur.

La construction des hypothèses avec choc exploite la notion d'intervalle de confiance. Ainsi, en établissant des intervalles de confiance autour des hypothèses du scenario central, il est possible de déterminer des chocs à un niveau de confiance donné.

L'intérêt de cette méthode est donc multiple. D'une part, elle permet la construction des chocs, d'autre part, elle fournit un niveau de confiance permettant de satisfaire les prérequis de la norme quant à la divulgation de celui-ci.

La faible quantité de données dont nous disposons impose une étape d'agrégation lors de la création du choc de mortalité afin d'obtenir des résultats cohérents. Ceci explique le besoin d'une deuxième méthode de calcul du RA afin de valider les approximations établies lors de la première approche.

Les déviations obtenues par sous-module de risque (mortalité, rachat, frais) sont ensuite agrégées afin d'obtenir une déviation correspondant à l'incertitude dans les estimations des flux futurs pour l'ensemble des risques étudiés. L'utilisation de la matrice de corrélation intra-modulaire présentée par Solvabilité II paraît cohérente étant donné la construction, semblable à celle du SCR, des déviations.

La déviation sous-modulaire obtenue par risque est présentée comme suit :

$$\text{Déviation}_\alpha^{\text{risque}}(t) = BEL_{\text{choc,risque}}^\alpha(t) - BEL_{\text{central}}(t)$$

Où :

- $BEL_{\text{choc,risque}}^\alpha$ représente la provision BEL comportant des chocs pour le sous-module de risque étudié afin de tenir compte des incertitudes dans les estimations avec un niveau de confiance α ;
- BEL_{central} représente la provision BEL sans aucun choc sur les hypothèses actuarielles.

Ainsi, les déviations sont ensuite agrégées afin d'obtenir une déviation totale à un niveau de confiance α .

Finalement, le RA selon cette approche est donné par :

$$RA_\alpha = CoC \sum_{t \geq 0} \frac{\text{Déviation}_\alpha(t)}{(1 + r_{t+1})^{t+1}}$$

Avec :

- α représente le niveau de confiance dans l'estimation des hypothèses actuarielles ;
- $Déviati\text{o}\alpha(t)$ la déviation totale à un niveau de confiance α ;
- CoC le taux de coût du capital.

Méthode coût du capital

Cette méthode repose directement sur la formule de calcul coût du capital utilisée par la réglementation Solvabilité II, la différence réside dans les risques considérés. Ainsi, la première étape consiste à restreindre les risques afin d'être en accord avec les prérequis de la norme IFRS 17.

Il est également nécessaire d'étudier les simplifications proposées par l'EIOPA pour l'estimation des SCR prospectifs, le calcul direct n'étant pas toujours possible.

Les simplifications mises en place sont :

- simplification par sous-module de risque (rachat, mortalité et frais) ;
- simplification par écoulement proportionnel au BEL ;
- simplification par durée.

L'objectif de cette deuxième méthode d'estimation du RA étant uniquement de valider les résultats obtenus lors de la première étude, il ne sera pas jugé nécessaire d'établir des approches permettant le calcul à un niveau de confiance différent de celui du *SCR* (99,5%).

Les résultats

L'étude a permis de déterminer des montants de RA pour différents niveaux de confiance étudiés (70 %, 95 % et 99,5 %) et pour différents taux de coût du capital (5 % et 6 %). De plus, l'estimateur retenu lors de la construction du scénario central de mortalité (Brass ou SMR) affecte également les montants de RA obtenus.

Ainsi, les RA calculés selon l'approche par les marges tenant compte de l'approximation lors de la création du choc de mortalité sont présentés ci-dessous.

RA	CoC = 5 %	CoC = 6 %	Ratio CoC = 5 %	Ratio CoC = 6 %
$RA_{70\%}^{Brass}$	16 495 722 £	19 794 866 £	3,9 %	4,7 %
$RA_{95\%}^{Brass}$	30 860 558 £	37 032 670 £	7,4 %	8,8 %
$RA_{99,5\%}^{Brass}$	43 864 102 £	52 636 923 £	10,5 %	12,6 %
$RA_{70\%}^{SMR}$	21 189 438 £	25 427 326 £	3,3 %	4,0 %
$RA_{95\%}^{SMR}$	39 733 082 £	47 679 699 £	6,3 %	7,5 %
$RA_{99,5\%}^{SMR}$	56 152 064 £	67 382 477 £	8,8 %	10,6 %

Le terme Ratio correspondant à $\frac{RA}{VA_{sinistre}^{central}}$. Avec $VA_{sinistre}^{central}$ la valeur actuelle des sinistres obtenus dans le scénario central associé (Brass ou SMR).

Finalement, les RA obtenus selon l'approche coût du capital (avec un niveau de confiance implicite de 99,5 %) sont présentés ci-dessous.

RA	CoC = 5 %	CoC = 6 %	Ratio CoC = 5 %	Ratio CoC = 6 %
<i>Duration_{Brass}</i>	27 185 691 £	32 622 830 £	6,5 %	7,8 %
<i>Proportionnel_{Brass}</i>	22 400 351 £	26 800 421 £	5,3 %	6,4 %
<i>Sous – module_{Brass}</i>	21 122 639 £	25 347 167 £	5,0 %	6,0 %
<i>Duration_{SMR}</i>	79 526 571 £	95 431 885 £	12,5 %	15,0 %
<i>Proportionnel_{SMR}</i>	80 428 372 £	96 514 046 £	12,7 %	15,2 %
<i>Sous – module_{SMR}</i>	71 996 437 £	86 395 725 £	11,3 %	13,6 %

Les résultats obtenus entre les deux approches sont du même ordre de grandeur et permettent de valider l'approximation retenue lors de la construction du choc de mortalité.

En moyenne, la méthodologie retenue par PartnerRe aboutit à un ratio $\frac{RA}{V_{\text{sinistre}}^{\text{Acetral}}}$ de 3,5 % pour un niveau de confiance proche de 70 % et un taux de coût du capital de 5 %, les résultats obtenus par l'approche par les marges permettent de valider ce ratio.

Cependant, on observe une irrégularité au niveau des montants de RA. En effet, l'ajustement pour risque obtenu selon la méthode coût du capital est plus important que celui obtenu par l'approche par les marges dans le cas du scénario SMR, pour le scénario de Brass on observe une variation dans le sens opposé.

Une étude approfondie des écoulements associés aux méthodes simplificatrices, a permis d'identifier une forte corrélation entre les vitesses des écoulements en question et la vitesse de convergence du BEL. Ainsi, dans le cas du scénario de Brass, c'est cette corrélation qui est à l'origine de l'irrégularité observée.

De plus, cette analyse a permis de déterminer des *drivers* associés aux méthodes étudiées ayant un impact direct sur le montant de RA, mais également sur les relâchements de celui-ci lors de l'étape de *Roll Forward* requise par la norme IFRS 17.

L'étude permet de révéler des potentiels leviers de pilotage pouvant avoir un impact direct sur les indicateurs de performance de l'entité, l'enjeu pour les entités soumises à la norme IFRS 17 est donc d'évaluer les impacts dû à ses leviers de pilotage et de les exploiter afin de mieux maîtriser les montants de RA ainsi que la communication financière.

Executive summary

The new IFRS 17 standard published in 2017 brings major changes in the accounting techniques for insurance contracts. It provides a new framework for the accounting of these insurance contracts by introducing new rules as well as new components to the liability.

IFRS 17 introduces two previously unknown components to the insurance liabilities : the contractual service margin (CSM) and the Risk adjustment for non-financial risk (RA). It is this latter component that will be the subject of the following study.

Thus, the IFRS 17 balance sheet is structured as follows :

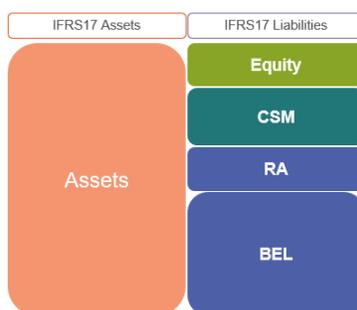


FIGURE 2 – IFRS 17 balance sheet

BEL, is the best estimate of future cash flows adjusted for the time value of money and financial risk.

RA, which can be considered as the compensation required by the entity for the uncertainty arising from the non-financial risks on the cash flows underlying the BEL.

PartnerRe's teams have established an approach for calculating the RA at the entity level and then allocating it. The objective of this study is to apply a different methodology than the one used by the company in order to validate the amount and the allocation of the RA obtained. The portfolio used for the comparison of risk adjustment results is a group of reinsurance treaties covering term life risk in the United Kingdom.

IFRS 17 defines the amount of RA by presenting the principles and requirements that this component must meet. It does not specify a calculation method for this component. This definition gives a certain degree of freedom to the entities subject to the standard in the choice of the method to be used. The existence of an already established framework for the Solvency II regulation has strongly influenced our choice of method. Indeed, the objective was to take advantage of the calculation processes already established by the regulation at issue.

The comparative study between IFRS 17 insurance liabilities and Solvency II liabilities reveals strong similarities between the RA and the risk margin (RM).

The risk margin is calculated to ensure that the value of the technical provisions is equivalent to the amount that insurance and reinsurance undertakings would require to take over their liabilities.

Despite the strong similarity between the definitions of RA and RM, there are some points of divergence. The table below highlights these points.

Topics	IFRS 17 RA	Solvency II RM
Risks considered	Non-financial risks except operational risk	Non-hedgeable risks
Method	No prescribed method by the standard	Cost of capital method
Consideration of reinsurance	The RA is calculated net of reinsurance	The RM is calculated gross of reinsurance
Granularity of calculation	At a groupe level	By Line of business
Confidence level	Threshold to be defined by the entity	Implied confidence level of 99.5 %
Disclosure of confidence level	Yes	No

The approaches used for the estimation of the RA exploit the logic of the cost of capital method imposed by the Solvency II regulation in the calculation of the RM.

The calculation of RM using the cost of capital method is defined as follows :

$$RM = CoC \sum_{t \geq 0} \frac{SCR_t}{(1 + r_{t+1})^{t+1}}$$

Avec :

- RM the risk margin ;
- CoC the cost of capital rate (set at 6 % under Solvency II) ;
- SCR_t the Solvency Capital Requirement at time t ;
- r_{t+1} the discount rate (risk-free rate) at time t+1.

The margins approach

The first approach is based on the methodology of calculating the SCR by shock, which appears in the numerator of the cost of capital formula. The Solvency II regulation constructs the SCR based on sub-modular SCR calculated as the difference between the central scenario, corresponding to the best estimate scenario, and a shocked scenario obtained by applying shocks to the BEL assumptions.

As IFRS 17 does not impose any method for calculating the RA, insurers and reinsurers can choose not to use the cost of capital rate (set at 6 %) provided by Solvency II. Thus, in the study, we will use the CoC rate under Solvency II as well as the CoC rate defined for PartnerRe's assets set at 5 %.

Thus, the method adopted consists in establishing shocks that allow us to obtain deviations reflecting the uncertainty in the estimates of future cash flows. these deviations will replace the SCR in the numerator of the cost of capital formula to obtain a RA amount.

These deviations are constructed in three principal steps :

- construction of the central BEL assumptions for the risks inherent to the portfolio at issue ;
- construction of the hypotheses with shock at the origin of the sub-modular deviations ;
- aggregation and calculation of the total deviation ;
- calculation of the RA according to the cost of capital formula using the deviations obtained.

The construction of the central scenario requires the implementation of actuarial estimation techniques for the non-financial risks to which the studied portfolio is subject (mortality, lapse and expenses). The techniques used are multiple and can be summarized as follows :

- Brass and SMR (Standardised Mortality Ratio) for the estimation of death rates as well as the Denuit & Goderniaux extrapolation model for the oldest ages ;
- Hoem's estimator for the lapse risk.

The assumptions of the central expense scenario, being defined by the combination of the mortality and lapse scenarios, do not require the implementation of an estimator.

The construction of assumptions with shocks exploits the notion of confidence intervals. Thus, by establishing confidence intervals around the assumptions of the central scenario, it is possible to determine shocks at a given confidence level.

The interest of this method is therefore multiple. On the one hand, it allows the construction of shocks, on the other hand, it provides a level of confidence allowing to satisfy the requirements of the standard regarding the disclosure of the latter.

The small amount of data at our disposal obliges us to perform an aggregation step when creating the mortality shock in order to obtain coherent results. This explains the need for a second method of calculation of the RA in order to validate the approximations established during the first approach.

The deviations obtained by risk sub-module (mortality, lapse, expenses) are then aggregated in order to obtain a deviation corresponding to the uncertainty in the estimates of future cash flows for all the risks studied. The use of the sub-modular correlation matrix presented by Solvency II seems coherent given the construction, similar to the SCR, of the deviations.

The sub-modular deviation obtained by risk is presented as follows :

$$\text{Deviation}_{\alpha}^{\text{risk}}(t) = BEL_{\text{choc,risk}}^{\alpha}(t) - BEL_{\text{central}}(t)$$

Where :

- $BEL_{\text{choc,risk}}^{\alpha}$ represents the BEL with shocks for the risk sub-module being studied to account for uncertainties in the estimates with an α confidence level ;
- BEL_{central} represents the BEL without any shock on the actuarial assumptions.

Thus, the deviations are then aggregated to obtain a total deviation at an α confidence level. Finally, the RA under this approach is given by :

$$RA_{\alpha} = CoC \sum_{t \geq 0} \frac{\text{Deviation}_{\alpha}(t)}{(1 + r_{t+1})^{t+1}}$$

Where :

- α represents the level of confidence in the estimate of the actuarial assumptions ;
- $\text{Deviation}_{\alpha}(t)$ the total deviation at an α confidence level ;
- CoC the cost of capital rate.

Cost of capital method

This method is directly based on the cost of capital formula used by the Solvency II regulation, the difference lies in the risks considered. Thus, the first step consists in restricting the risks in order to comply with the requirements of the IFRS 17 standard.

It is also necessary to study the simplifications proposed by EIOPA for the estimation of prospective SCRs, as direct calculation is not always possible in our case.

The simplifications implemented are :

- simplification by risk sub-module (lapse, mortality and expense) ;
- simplification by release proportional to the BEL ;
- simplification by duration.

The purpose of this second method of estimating the RA is only to validate the results obtained in the first study, and it will not be considered necessary to establish approaches that allow the calculation at a different confidence level than the one used for the SCR 99,5 %.

Results

The study allowed us to determine RA amounts for the different confidence levels studied (70 %, 95 % and 99.5 %) and for different cost of capital rates (5 % and 6 %). Moreover, the estimator chosen during the construction of the central mortality scenario (Brass or SMR) also affects the RA amounts obtained.

Thus, the RAs calculated using the margin approach taking into account the approximation when creating the mortality shock are presented below.

RA	CoC = 5 %	CoC = 6 %	Ratio CoC = 5 %	Ratio CoC = 6 %
$RA_{70\%}^{Brass}$	16 495 722 £	19 794 866 £	3.9 %	4.7 %
$RA_{95\%}^{Brass}$	30 860 558 £	37 032 670 £	7.4 %	8.8 %
$RA_{99.5\%}^{Brass}$	43 864 102 £	52 636 923 £	10.5 %	12.6 %
$RA_{70\%}^{SMR}$	21 189 438 £	25 427 326 £	3.3 %	4.0 %
$RA_{95\%}^{SMR}$	39 733 082 £	47 679 699 £	6.3 %	7.5 %
$RA_{99.5\%}^{SMR}$	56 152 064 £	67 382 477 £	8.8 %	10.6 %

The term Ratio corresponding to $\frac{RA}{PV_{claims}^{central}}$. With $PV_{claims}^{central}$ the present value of the claims obtained in the associated central scenario (Brass or SMR).

Finally, the RAs obtained using the cost of capital approach (with an implicit confidence level of 99,5 %) are presented below.

RA	CoC = 5 %	CoC = 6 %	Ratio CoC = 5 %	Ratio CoC = 6 %
<i>Duration_{Brass}</i>	27 185 691 £	32 622 830 £	6.5 %	7.8 %
<i>Proportional_{Brass}</i>	22 400 351 £	26 800 421 £	5.3 %	6.4 %
<i>Sub – module_{Brass}</i>	21 122 639 £	25 347 167 £	5.0 %	6.0 %
<i>Duration_{SMR}</i>	79 526 571 £	95 431 885 £	12.5 %	15.0 %
<i>Proportional_{SMR}</i>	80 428 372 £	96 514 046 £	12.7 %	15.2 %
<i>Sub – module_{SMR}</i>	71 996 437 £	86 395 725 £	11.3 %	13.6 %

The results obtained between the two approaches are of the same order of magnitude and validate the approximation used in the construction of the mortality shock.

On average, the methodology used by PartnerRe leads to a ratio $\frac{RA}{VA_{claims}^{central}}$ of 3.5 % for a confidence level close to 70 % and a cost of capital rate of 5 %, the results obtained by the margin approach validate this ratio.

However, we observe an irregularity in the amounts of RA. Indeed, the risk adjustment obtained using the cost of capital method is greater than the one obtained using the margin approach for the SMR scenario, while for the Brass scenario we observe a change in the opposite direction.

A deeper study of the release of drivers used for simplified methods allowed us to identify a strong correlation with the speed of converge of the BEL. Thus, in the case of the Brass scenario, it is this correlation that is at the origin of the observed irregularity.

In addition, this analysis led to the identification of drivers associated with the methods studied that have a direct impact on the amount of RA, but also on the release of the latter during the Roll Forward step required by IFRS 17.

The study reveals potential drivers that can have a direct impact on the entity's performance indicators. The challenge for entities subject to IFRS 17 is therefore to assess the impact of these drivers and leverage them in order to improve control over the amounts of RA as well as financial communication.

Remerciements

Je tiens en premier lieu à remercier l'ensemble de l'équipe *Life Reserving and Economic Reporting* de PartnerRe pour leur accueil chaleureux et leur aide sans faille.

Je remercie plus particulièrement Thong TRAN et Jeannette EVERTSE pour leur implication ainsi que l'ensemble de leurs conseils avisés lors de la production de ce mémoire. Ils se sont montrés disponibles tout au long de l'étude et ce malgré un emploi du temps très chargé.

J'adresse ma gratitude à Stephane LOISEL, mon tuteur académique, ainsi qu'à l'ensemble des professeurs du diplôme de l'ISFA.

Je remercie également Anissa BENDOUNAN, Lina TABET-AOUL, Imane ELKARIM ainsi que ma famille pour leur soutien et aide durant la rédaction de ce mémoire.

Sommaire

Glossaire	17
Introduction	18
1 Cadre de l'étude : réglementation et conceptualisation	20
1.1 Création de la norme IFRS 17	20
1.1.1 Passage de IFRS 4 à IFRS 17	20
1.2 La norme IFRS 17	22
1.2.1 Les contrats concernés par la norme IFRS 17	22
1.2.2 Le niveau d'agrégation	23
1.2.3 Frontière des contrats	24
1.2.4 Le passif d'assurance sous la norme IFRS 17	24
1.2.5 General Measurement Model	25
1.2.6 Premium Allocation Approach	33
1.2.7 Variable Fee Approach	34
1.3 Présentation générale de la réassurance du risque décès	35
1.3.1 L'assurance temporaire décès	35
1.3.2 La réassurance de l'assurance décès	36
1.4 Les données disponibles	39
1.4.1 Le bordereau	39
1.4.2 La base de données historique	41
1.4.3 La base de données des sinistres	44
1.4.4 La table de mortalité de référence	46
1.5 Le modèle de projection	47
1.5.1 Les concepts et notations actuarielles	47
1.5.2 Le modèle de projection	47
2 Modélisation de l'ajustement pour risque	50
2.1 Les prérequis de la norme	50
2.1.1 Le niveau d'agrégation	51
2.1.2 Les méthodes <i>Bottom Up</i>	51
2.1.3 Les méthodes <i>Top Down</i>	51
2.2 Lien avec Solvabilité II	51
2.2.1 La marge pour risque sous Solvabilité II	52

2.2.2	La méthode Coût du capital	53
2.2.3	L'approche par les marges	53
2.3	Approche stochastique	54
2.4	Les méthodes retenues	56
3	Implémentation des méthodes retenues	57
3.1	Approche par les marges	57
3.1.1	Le niveau agrégation	57
3.1.2	Les facteurs de risque	58
3.1.3	Construction du scenario central pour le risque de mortalité	59
3.1.4	Construction du scénario central pour le risque de rachat	70
3.1.5	Le scénario central du risque de frais	72
3.1.6	Implémentation des chocs	72
3.2	Approche coût du capital	79
3.2.1	La formule coût du capital	79
3.2.2	Implémentation pour le calcul du RA	80
3.3	Analyse des résultats	85
3.3.1	Analyse des scenarios centraux	85
3.3.2	Approche par les marges sans agrégation pour le risque de mortalité	86
3.3.3	Approche par les marges avec agrégation pour le risque de mortalité	91
3.3.4	Approche coût du capital	93
3.3.5	Analyse des écoulements	95
3.4	Roll Forward des composantes du passif	99
	Conclusion	104
	Bibliographie	105
	Annexes	108
	A Figures complémentaires	109
	B Le SCR sous la formule standard Solvabilité II	112
	Table des figures	115

Glossaire

BBA *Building Block Approach*

BEL *Best Estimate Liabilities*

CMI *Continuous Mortality Investigation*

CoC *Cost of Capital*

CSM *Contractual Service Marging*

DTA *Decreasing Term Assurance*

EIOPA *European Insurance and Occupational Pensions Authority*

FCF *Fulfilment Cash Flows*

GMM *General Measurement Model*

IASB *International Accounting Standards Board*

IASC *International Accounting Standards Committee*

IFRS *International Financial Reporting Standards*

ITA *Increasing Term Assurance*

LIC *Liability for Incurred Claims*

LoB *Line of Business*

LRC *Liability for Remaining Coverage*

LTA *Level Term Assurance*

MAPE *Mean Average Percent Error*

OCI *Other Comprehensive Income*

PAA *Premium Allocation Approach*

RA *Risk Adjustment*

SCR *Solvency Capital Requirement*

TVaR *Tail Value at Risk*

VA *Valeur actuelle*

VaR *Value at Risk*

VFA *Variable Fee Approach*

Introduction

Les entités d'assurance sont régies par de nombreuses normes ayant pour objectif de cadrer leur solvabilité ainsi que leur communication financière.

L'accélération de la mondialisation du secteur de la finance, observée lors des dernières décennies, contraint le normalisateur international, IASB (*International Accounting Standard Board*), à établir de nouveaux référentiels comptables permettant d'homogénéiser la communication financière des acteurs du marché. En effet, les différences de traitement comptable entre les juridictions nationales ont rendu difficile l'analyse et la comparaison des états financiers par les investisseurs.

La norme IFRS 17, publiée en 2017 par l'IASB, se focalise sur la comptabilisation des contrats d'assurance. Pour cause, la spécificité des produits d'assurance ainsi que leur cycle de production inversé nécessitant la mise en place de processus de comptabilisation particuliers.

Après plus de 20 ans de développement, la norme IFRS 17 présente une refonte complète de la comptabilisation du passif d'assurance. Cette nouvelle norme augmentera la transparence des performances et positions financières des entités d'assurance et vise à rendre leurs états financiers comparables avec les autres entités d'assurance, mais également avec des entités d'autres secteurs.

Ce mémoire s'intéresse alors à la norme IFRS 17 et plus particulièrement à une nouvelle composante du passif introduite par cette norme, l'ajustement pour risque (RA). Le RA correspond à la compensation requise par l'entité au titre de l'incertitude dans les estimations des flux futurs des contrats d'assurance. La norme définit cette grandeur en explicitant les principes ainsi que les prérequis qui lui sont associés. Sa mise en place soulève des nombreuses interrogations provoquées par le manque de précision quant à la méthode de calcul à utiliser.

L'objectif de ce mémoire est de valider le montant de RA obtenu par les équipes de PartnerRe en appliquant des méthodes différentes de celle retenue par l'entreprise. En effet, l'entité applique une méthode de calcul permettant d'obtenir un montant de RA au niveau de chaque ligne d'activité pour ensuite procéder à une allocation de celui-ci à chaque groupe de contrat. Ainsi, l'objectif est d'établir une méthode de calcul permettant d'estimer le RA au niveau de chaque groupe sans avoir recours à l'allocation de celui-ci. On utilisera un portefeuille de traités réassurant le risque de décès au Royaume-Uni afin de comparer les résultats.

Nous nous intéressons à la comparaison des grandeurs du passif introduites par la norme IFRS 17 et par la réglementation Solvabilité II, l'objectif de cette comparaison est alors de révéler des potentielles similitudes qui pourront être exploitées pour la mise en place d'une méthode de calcul de RA.

Cette comparaison permet de souligner des fortes ressemblances entre la marge pour risque (RM) définie par Solvabilité II et le RA. Ces similitudes indiquent une potentielle adaptation de la formule coût du capital utilisée pour la détermination de la RM au calcul du RA.

La première étape de ce mémoire consiste à déterminer les hypothèses actuarielles permettant d'obtenir la meilleure estimation dans le cadre de la norme IFRS 17 (BEL). Ensuite, on analysera la formule coût du capital afin de déterminer des approches pouvant aboutir à un montant de RA respectant les prérequis énoncés par la norme. Pour ce faire, deux approches différentes seront retenues. La première méthode exploite la formule coût du capital en adaptant les risques qu'elle considère, tandis que la deuxième exploite les définitions du capital de solvabilité requis *SCR*

intervenant dans cette formule pour établir une nouvelle méthode de calcul du RA.
Finalement, nous nous intéresserons aux impacts des différentes approches sur le bilan et le compte de résultat ainsi qu'aux potentiels leviers de pilotage qu'elles comportent.

Chapitre 1

Cadre de l'étude : réglementation et conceptualisation

1.1 Création de la norme IFRS 17

L'IASC (*International Accounting Standard Committee*) dirigé par l'*IASC Foundation* a été créé en 1973 en Angleterre, il devient le normalisateur comptable international de référence en 1982. Son rôle est d'établir des concepts visant à une meilleure représentation des états financiers des différentes entreprises.

En 2001, l'IASC devient l'IASB (*International Accounting Standard Board*) dirigé par l'*IASB Foundation*.

La norme IFRS 17 a été publiée par l'IASB en mai 2017, elle devait initialement entrer en vigueur le 1er janvier 2021, elle a été reportée de deux ans suite aux préoccupations soulevées par les assureurs au sujet de sa complexité et du temps nécessaire à sa mise en œuvre. Finalement, la norme IFRS 17 sera donc appliquée à partir du 1er janvier 2023, à condition qu'elle soit homologuée par le parlement ainsi que le conseil de l'UE et par l'EFRAG (*European Financial Reporting Advisory Group*).

Dans les prochaines parties, on s'intéressera aux étapes de création de la norme.

1.1.1 Passage de IFRS 4 à IFRS 17

Avant sa disparition, l'IASC commençait à s'intéresser à la comptabilisation des contrats d'assurance. En 2001, ils publient le *Draft Statement of Principles* (DSOP), dans ce document l'IASC soulève les particularités propres à un contrat d'assurance. En effet, selon l'IASC, le caractère aléatoire d'un contrat d'assurance nécessite une comptabilisation et un traitement spécifique.

L'IASB reprend le travail entrepris par l'IASC, cependant devant la complexité d'un tel projet, elle décide de scinder le projet en deux phases. Lors de la première phase, l'IASB instaure une norme provisoire (IFRS 4) afin de faciliter la préparation ainsi que l'appréhension de la norme finale (IFRS 17).

IFRS 4 Phase 1

En mars 2004, l'IASB introduit la norme IFRS 4 en tant que norme transitoire. L'objectif de cette norme est double : tout d'abord, introduire des améliorations au sujet de la comptabilisation des contrats d'assurance en attendant la mise en place de la norme IFRS 17 et ensuite imposer aux assureurs de fournir des informations permettant aux utilisateurs des états financiers une meilleure compréhension des montants qu'ils comportent.

Cette norme s'applique aux contrats suivants :

- les contrats d'assurance émis ;
- les traités de réassurance émis ou détenus ;
- les contrats comportant une composante d'investissement.

Sous la norme IFRS 4, les assureurs ont la possibilité d'utiliser les pratiques comptables déjà mises en place pour la comptabilisation du passif d'assurance. Cependant, les actifs doivent être comptabilisés sous la norme IAS 39 (remplacé en 2014 par la norme IFRS 9).

Bien que cette norme soit établie à titre transitoire, la différence de comptabilisation entre l'actif et le passif vient limiter la comparabilité entre les assureurs, alors même que cela fait partie des objectifs de l'IASB.

En effet, la norme IFRS 9 impose une valorisation à la juste valeur pour l'actif alors que le manque de règles de valorisation du passif permet aux assureurs de valoriser le passif au coût amorti. Une solution permettant de venir atténuer l'impact de cette différence est l'utilisation de ce qu'on l'on appelle la comptabilité reflet. Cette méthode n'est pas imposée par l'IASB mais elle permet tout de même d'améliorer la cohérence entre le passif et l'actif d'une entité d'assurance.

IFRS 4 phase 2

En 2010, l'IASB publie l'*Exposure Draft* afin d'introduire de nouvelles règles comptables au sujet des contrats d'assurance et de récolter les commentaires des entités qui seront soumises à ces règles.

Dans cette publication, on voit apparaître une nouvelle logique de valorisation par bloc. De plus, cette publication introduit également des nouveaux termes jusqu'ici inconnus par le monde de l'assurance comme la Marge de Service Contractuelle ou encore l'ajustement pour risque non-financier.

En 2017, l'IASB publie la norme IFRS 17 (anciennement IFRS 4 Phase 2), cette norme vient corriger les lacunes présentes dans la norme IFRS 4 Phase 1. Désormais, le passif d'assurance (tout comme l'actif) est valorisé à sa juste valeur.

Création de la norme IFRS 17

On arrive donc à la création de la norme IFRS 17, cette norme vient créer un nouveau standard de comptabilisation à l'échelle internationale et donc casser la dépendance des états financiers aux normes de comptabilisation locales.

L'objectif de la norme IFRS 17 est la création d'un nouveau référentiel comptable international permettant donc la comparabilité d'entreprises issus de pays différents tout en améliorant la cohérence avec les autres normes IFRS.

Ainsi, les entreprises cotées sur un marché publiant des comptes consolidés devront bientôt se soumettre à cette nouvelle norme afin d'introduire plus de transparence dans leurs comptes comptables.

1.2 La norme IFRS 17

La nouvelle norme comptable IFRS 17 semble avoir une date d'entrée en vigueur définitive, le 1er janvier 2023. Malgré les nombreux reports, les assureurs ainsi que les réassureurs ont, pour la plupart, encore beaucoup de travail à faire.

La mise en place d'une nouvelle norme comptable présente inévitablement des défis majeurs, les assureurs/réassureurs doivent déployer un effort considérable pour comprendre la norme, l'implémenter et finalement la tester. C'est un effort demandant une coordination parfaite entre les différentes fonctions existantes au sein d'un assureur/réassureur (financière, actuarielle, technologique, comptable...). Cependant, cet effort est aussi l'occasion de revoir de manière critique les différents processus existants, mais également d'en développer des nouveaux afin d'améliorer leur qualité et efficacité.

Cette première partie a pour objectif de fournir un aperçu des grandes lignes de la norme IFRS 17.

1.2.1 Les contrats concernés par la norme IFRS 17

De manière similaire à la norme IFRS 4, IFRS 17 s'intéresse aux types de contrat plutôt que de s'intéresser au type d'entité détenant le contrat. Ainsi, dès lors que le contrat s'inscrit dans le cadre de la norme IFRS 17, la norme s'applique à l'entité qui le détient.

Les contrats rentrant dans le champ d'application de la norme IFRS 17 sont ¹ :

- les contrats d'assurance et réassurance émis par l'entité ;
- les contrats de réassurance détenus ;
- les contrats d'investissement avec participation discrétionnaire émis, à condition que l'entité émette également des contrats d'assurance.

Afin de mieux comprendre cette définition, il est nécessaire de s'intéresser à la définition du contrat d'assurance selon la norme IFRS 17 ² :

« Contrat en vertu duquel une partie (l'émetteur) accepte un risque d'assurance important d'une autre partie (le preneur d'assurance) en convenant de l'indemniser si un événement futur incertain spécifié (l'événement assuré) lui porte préjudice »

Un risque d'assurance est tout simplement un risque autre qu'un risque financier, et c'est ce risque d'assurance qui doit être transféré entre l'assuré et l'émetteur du contrat afin d'être pris en compte par la norme IFRS 17.

On considère que le risque d'assurance est important lorsqu'il est supérieur ou égal au risque financier qui compose le contrat.

1. Paragraphe 3 de la norme IFRS 17

2. Annexe A de la norme IFRS 17

Cependant, il existe certaines exceptions à cette règle d'application de la norme. En effet, il est possible pour l'entité d'appliquer une norme autre que la norme IFRS 17 pour certains contrats malgré le fait qu'ils rentrent dans le périmètre décrit ci-dessus.

1.2.2 Le niveau d'agrégation

La norme IFRS 17 impose un niveau d'agrégation particulier en comparaison à celui imposé par les autres normes comptables.

L'agrégation des contrats se fait à la comptabilisation initiale selon trois critères à appliquer dans l'ordre suivant³ :

- le type de risque du contrat ;
- la rentabilité du contrat ;
- date d'émission/détention du contrat.

La première étape d'agrégation des contrats est le regroupement par risque. Elle consiste au regroupement des différents contrats ayant un risque similaire. Afin de simplifier cette étape, il est possible de s'appuyer sur la définition du LoB (Line of business) introduite dans les spécifications techniques par l'EIOPA. Cette première étape d'agrégation permet donc de construire des portefeuilles composés de contrats ayant des risques similaires.

À la suite de ce premier regroupement, on passe à un niveau de granularité supérieur en agrégeant les contrats faisant partie d'un même portefeuille selon leur rentabilité. La rentabilité est évaluée à la date de la première comptabilisation des contrats. Le calcul de la rentabilité repose sur la notion de marge de services contractuelle (CSM), cette notion sera présentée dans les prochaines sections du mémoire.

Les contrats sont alors classifiés en trois catégories, établies en fonction de la rentabilité :

- les contrats onéreux à la première comptabilisation ;
- les contrats ayant peu de probabilité de devenir onéreux ;
- les contrats qui ne rentrent dans aucune des segmentations ci-dessus.

En plus de ces deux niveaux d'agrégation, la norme IFRS 17 interdit le regroupement (sauf pour certains cas particuliers) de contrats émis avec plus d'un an de différence. Ainsi, les contrats après avoir subi les deux premiers niveaux d'agrégation sont segmentés en ce qu'on appelle des cohortes en fonction de la génération (année d'émission).

Le regroupement final est donné par des contrats émis la même année, ayant la même rentabilité et couvrant des risques similaires. Ce regroupement final sera dénommé unité de compte ou groupe de contrat.

Il est important de signaler que le niveau d'agrégation présenté ci-dessus correspond au niveau d'agrégation minimal exigé par la norme. En effet, l'entité a la possibilité de regrouper des contrats au sein d'un même groupe et donc obtenir une granularité plus fine. Ce processus est souvent utilisé lorsque l'entité considère que le groupe de contrats obtenu via l'agrégation minimale n'est pas un groupe homogène par rapport au risque.

3. Paragraphe 16 de la norme IFRS 17

1.2.3 Frontière des contrats

La frontière des contrats permet de définir les flux de trésorerie à prendre en compte pour les différents calculs pour chaque groupe défini selon la granularité présentée ci-dessus. La frontière des contrats est définie sur la période allant de la date de première comptabilisation à la date de fin de l'obligation de fournir des services.

La date de première comptabilisation correspond à la première date entre les dates suivantes⁴ :

- la date de début de couverture pour le groupe étudié ;
- la date à partir de laquelle le premier paiement de la part de l'assuré devient dû ;
- la date à partir de laquelle un groupe devient onéreux.

La fin de l'obligation de fournir des services a lieu lorsqu'une de ces assertions est vérifiée⁵ :

- l'entité a la possibilité de modifier la prime ou de modifier le montant de la prestation ;
- l'entité a la possibilité de modifier la prime ou prestation pour le groupe contenant le contrat et que les primes reçues avant la réévaluation ne tiennent pas compte du risque après réévaluation.

La définition de la frontière des contrats selon la norme IFRS 17 est légèrement différente de sa définition sous Solvabilité II, ce qui peut alors introduire des différences entre le BEL IFRS17 et le BEL Solvabilité II.

1.2.4 Le passif d'assurance sous la norme IFRS 17

Le passif d'assurance sous la norme IFRS 17 est composé de deux blocs :

- *Liability for Remaining Coverage (LRC)*, la partie des provisions correspondant aux risques futurs couverts par l'assureur ;
- *Liability for Incurred Claims (LIC)*, la partie des provisions correspondant aux sinistres qui sont déjà survenus.

4. Paragraphe 25 de la norme IFRS 17

5. Paragraphe 34 de la norme IFRS 17

Ainsi, le bilan IFRS 17 se présente de la manière suivante :

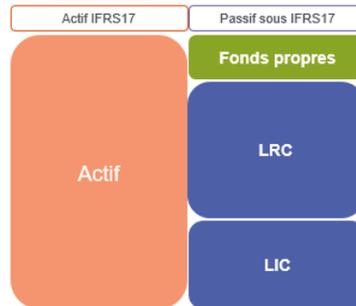


FIGURE 1.1 – Bilan sous la norme IFRS 17

Ces deux provisions (LRC et LIC) sont elles-mêmes composés d'autres blocs que nous présentons plus en détail :

- l'estimation des flux futurs attendus sur la durée de vie du contrat ajustés de la valeur temps de l'argent et des risques financiers, le **BEL** (*Best Estimate Liabilities*) ;
- un ajustement pour le risque non-financier **RA** (aussi appelé *Risk Adjustment*) ;
- la marge de service contractuelle **CSM** (*Contractual Service Margin*) représentant les bénéfices non acquis pour services futurs que l'entité comptabilisera au fur et à mesure qu'elle fournira des services dans le cadre du contrat d'assurance. Ainsi, par définition, cette grandeur sera nulle pour la LIC.

1.2.5 General Measurement Model

La norme IFRS 17 propose un modèle par défaut afin d'évaluer les composantes du passif pour chaque unité de compte. Ce modèle est nommé GMM (*General Measurement Model*) ou BBA (*Building Block Approach*).

Dans un premier temps, nous nous intéressons aux composantes propres à la norme IFRS 17 ainsi qu'à leur calcul à la date de première comptabilisation selon le modèle GMM, pour ensuite s'intéresser à ce que l'on appellera le *Roll Forward* (Analyse des mouvements) de ces grandeurs.

L'actualisation

L'ajustement permettant de refléter la valeur temps de l'argent et du risque financier des flux de trésorerie à prendre en compte dans le calcul du BEL est appliqué via une actualisation de ces flux.

La norme IFRS 17 ne prescrit aucune courbe des taux à utiliser, cependant elle décrit des principes à respecter lors de la détermination de cette courbe.

En effet, la norme présente un certain nombre de principes et prérequis que les taux d'actualisation doivent respecter⁶ :

- refléter la valeur temps de l'argent ainsi que la liquidité et les caractéristiques du contrat ;
- être cohérente avec les observations faites sur le marché tout en excluant l'effet de facteurs qui influent sur celles-ci, mais pas sur les flux inhérents au contrat.

Il existe deux approches permettant de dériver la courbe de taux tout en respectant les critères énoncés ci-dessus, une méthode *Bottom Up*, et une méthode *Top Down*. La méthode *Bottom Up* consiste à utiliser le taux sans risque et de l'ajuster par le biais d'une prime de liquidité afin d'obtenir le taux d'actualisation IFRS 17.

La méthode *Top Down*, dans une logique inverse à celle de la première méthode, utilise le taux de rendement attendu des placements comme point de départ auquel on déduit la prime associée au risque de crédit. Ensuite, afin de respecter les prérequis de la norme IFRS 17, les taux obtenus sont ajustés pour qu'ils ne tiennent pas compte des différents facteurs qui affectent les taux obtenus sans affecter les flux du groupe de contrat.

Le graphique ci-dessous illustre le fonctionnement des deux approches et permet de donner du sens au nom retenu pour ces méthodes.

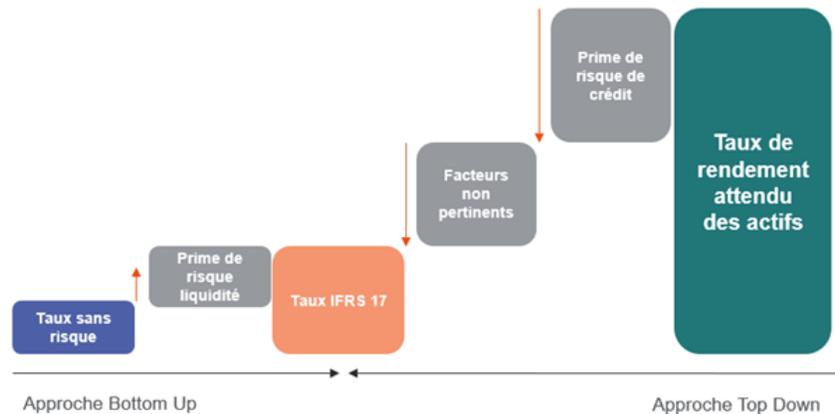


FIGURE 1.2 – Méthodes de calcul de la courbe des taux d'origine sous IFRS 17

Les résultats obtenus via ces deux méthodes ne sont pas forcément identiques, l'entité a la possibilité de choisir l'approche qu'elle conserve, parmi les deux approches proposées, en fonction des résultats obtenus.

Best Estimate Liabilities

Le BEL (*Best Estimate Liabilities*), comme son nom l'indique, correspond à la meilleure estimation des flux futurs ajustés de la valeur temps de l'argent et du risque financier. En pratique, le BEL est tout simplement la valeur actuelle des flux futurs projetés rentrant dans le cadre de

6. Paragraphe 36 de la norme IFRS 17

la frontière des contrats définie par la norme IFRS 17. La valeur temps de l'argent et les risques financiers sont pris en compte dans le calcul du BEL par le biais des taux d'actualisation.

L'ajustement pour risque non-financier

Les flux de trésorerie à l'origine du BEL sont ajustés, par le biais de la composante RA du passif, afin de tenir compte du risque non-financier. Le risque non-financier correspond au risque lié à la mauvaise estimation des flux futurs projetés, le risque financier étant déjà pris en compte lors de l'étape d'actualisation des flux futurs de trésorerie.

L'ajustement pour risque non-financier se calcule au niveau de chaque groupe de contrat et permet donc d'ajuster les flux de trésorerie futurs du groupe du risque non-financier. Il est tout de même possible de calculer cette grandeur à un niveau plus agrégé et ensuite procéder à une allocation.

La norme IFRS 17 définit le RA comme le montant que l'entité aurait demandé pour qu'elle soit indifférente entre⁷ :

- détenir le BEL ajusté du RA ;
- détenir un portefeuille à l'origine de flux de trésorerie fixes dont la valeur actuelle serait égale au BEL.

Ainsi, il serait possible de considérer que le RA vient annuler le risque non-financier contenu dans les flux à l'origine du BEL. Cependant, la définition indique que c'est le montant que l'entité exigerait pour être indifférente entre les deux assertions ci-dessus. La notion de RA est donc étroitement liée à l'aversion au risque de l'entité. En effet, plus une entité sera aversive au risque, plus le RA sera élevé afin de respecter le principe d'indifférence.

Cette grandeur est au cœur du mémoire, elle sera donc présentée de manière plus détaillée dans les prochaines chapitres.

La CSM

La CSM est calculée à la première comptabilisation au niveau de chaque groupe, elle correspond aux bénéfices pour services futurs non acquis sur la période de couverture du groupe de contrat par l'entité⁸. Cette grandeur est relâchée au fur et à mesure que les services sont rendus, le montant de relâchement sera reconnu dans le compte de résultat.

L'objectif de cette nouvelle grandeur, introduite par la norme IFRS 17, est de lisser le résultat de l'entité sur la période de couverture du risque.

Elle est calculée à la date de première comptabilisation de manière à annuler tout profit à cette date. Ainsi, son calcul s'avère être assez simple.

À la date de première comptabilisation, on a :

$$-BEL_0 - RA_0 - CSM_0 = 0$$

$$CSM_0 \geq 0$$

7. Paragraphe B87 de la norme IFRS 17

8. Paragraphe 38 de la norme IFRS 17

Ainsi on obtient :

$$CSM_0 = \max(-BEL_0 - RA_0, 0)$$

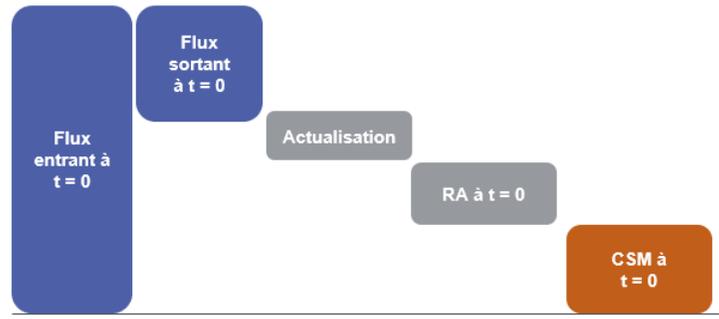


FIGURE 1.3 – Évaluation de la CSM à la date de première comptabilisation

La CSM représente donc un profit pour services futurs qui n'est pas reconnu immédiatement, par définition cette grandeur doit être positive. Lorsque le calcul présenté ci-dessus renvoie une valeur négative, on parle de composante de perte ou LC (*Loss Component*). À différence de la CSM, la LC est directement reconnue dans le compte du résultat.

Ainsi la LC est définie par :

$$\begin{aligned} -BEL_0 - RA_0 - LC_0 &= 0 \\ LC_0 &\leq 0 \end{aligned}$$

On obtient donc :

$$LC_0 = \min(-BEL_0 - RA_0, 0)$$

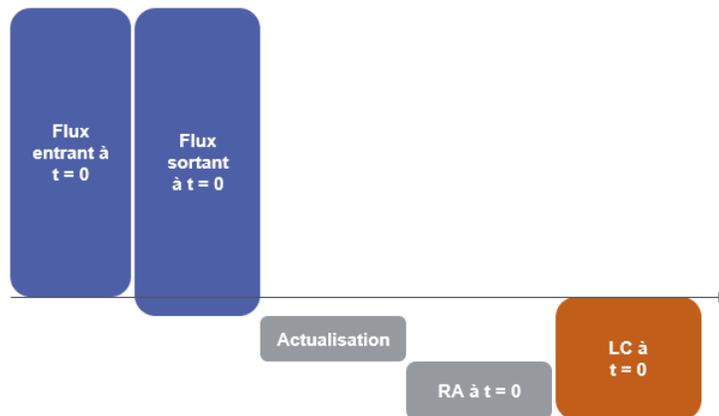


FIGURE 1.4 – Évaluation de la LC à la date de première comptabilisation

Ainsi, la CSM est un indicateur de profitabilité. C'est cette grandeur qui permet de définir les groupes IFRS17 en intervenant lors de l'étape d'agrégation des contrats en fonction de leur profitabilité.

En effet, les groupes ayant une CSM (c'est-à-dire $-BEL_0 - RA_0 \geq 0$) sont considérés comme profitables. Dans le cas contraire, les groupes sont onéreux.

Ensuite, au fur et à mesure que les services sont rendus, la CSM est reconnue sur le compte de résultat de l'entité. La norme IFRS 17, impose la mise en place d'une grandeur proportionnelle au service rendu afin d'allouer la CSM dans le résultat de l'entité. La norme introduit la notion de *Coverage Units* qui correspond à une estimation de la quantité de services fournis.

Naturellement, la CSM ne peut pas exister pour la LIC, car par définition elle ne tient compte que des services futurs.

Ainsi, le bilan utilisant les grandeurs introduites ci-dessus se présente de la manière suivante :

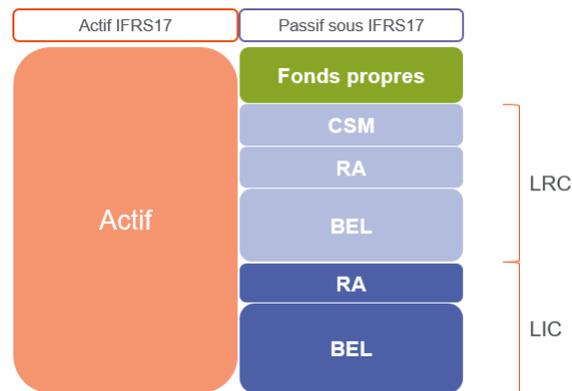


FIGURE 1.5 – Bilan détaillé sous la norme IFRS 17

Le Roll Forward

La norme impose une réconciliation des grandeurs du passif IFRS 17 entre deux dates⁹ :

- la date de première comptabilisation et la date de clôture si le groupe a été reconnu entre deux dates de clôture successives ;



FIGURE 1.6 – Date de première comptabilisation cas n°1

9. Paragraphe 100 et 101 de la norme IFRS 17

- entre deux dates de clôture successives si le groupe a été reconnu avant ces deux dates.



FIGURE 1.7 – Date de première comptabilisation cas n°2

Cette réconciliation est obtenue par le biais d'un *Roll Forward* des grandeurs, cela revient à suivre l'évolution de chaque composante du passif entre les deux dates présentées ci-dessus. Le résultat obtenu via ces évolutions doit être identique au résultat de ces mêmes grandeurs à la date de clôture sur le bilan.

Nous allons donc présenter les différents impacts responsables de l'évolution des grandeurs du passif IFRS 17.

Nous allons rajouter le suffixe "LIC" et "LRC" aux différentes grandeurs du passif afin de pouvoir tenir compte du type des provisions techniques.

Le RA_LIC ne sera pas étudié, cette grandeur étant considérée comme négligeable par le management de PartnerRe.

En ce qui concerne le BEL_LIC, on constate une régularisation très rapide des sinistres survenus (99 % des sinistres sont régularisés la première année). Ainsi, par souci de simplification, nous considérons le BEL_LIC nul pour le portefeuille étudié.

Les impacts responsables des évolutions des composantes du passif sont :

- nouveaux contrats : c'est l'impact des nouveaux contrats arrivant dans le groupe ;
- dénouement de l'actualisation : c'est l'effet de décalage de la courbe des taux afin de tenir compte du passage du temps entre les deux dates de comptabilisation. Il est important de noter que l'actualisation lors des *Roll Forward* est faite via la courbe des taux *Locked-In*, aussi appelée courbe des taux d'origine. C'est la courbe de taux déterminée à la date de première comptabilisation présentée précédemment ;
- reprise des flux : c'est l'impact dû au relâchement de la provision pour la période écoulée ;
- écart d'expérience : c'est l'impact de l'écart d'expérience observé sur la période courante.
 - l'écart d'expérience sur les flux associés aux services futurs ajuste la CSM ;
 - l'écart d'expérience sur les flux associés aux services courants ou passés est directement reconnu au résultat.
- changement dans les estimations des flux futurs : c'est l'impact dû au changement dans les hypothèses non-financières sur les estimations des flux futurs (hypothèses actuarielles) et du changement des caractéristiques du portefeuille ;
- changements des hypothèses financières : c'est l'impact observé entre les flux actualisés avec la courbe des taux d'origine et la courbe des taux courante. Cet impact est reconnu au résultat ou en OCI.

Les *Roll Forward* des composantes du passif retenues se présentent comme suit :

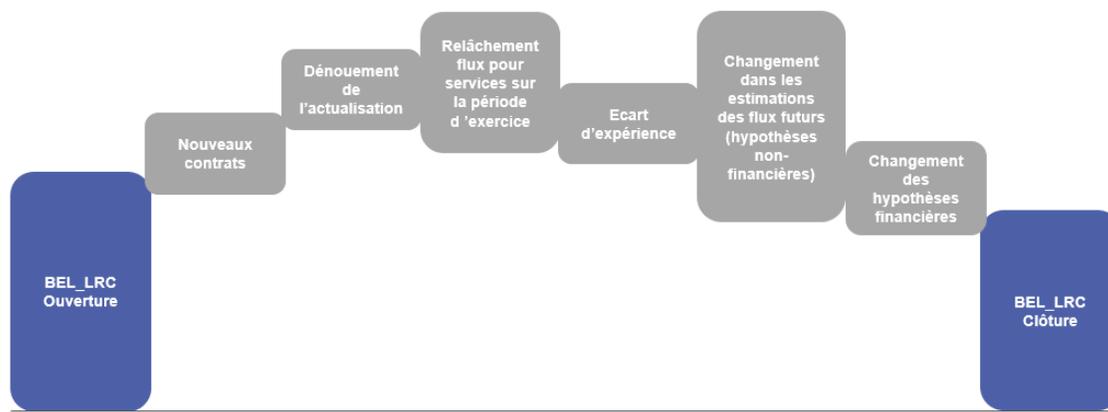


FIGURE 1.8 – Roll Forward du BEL_LRC

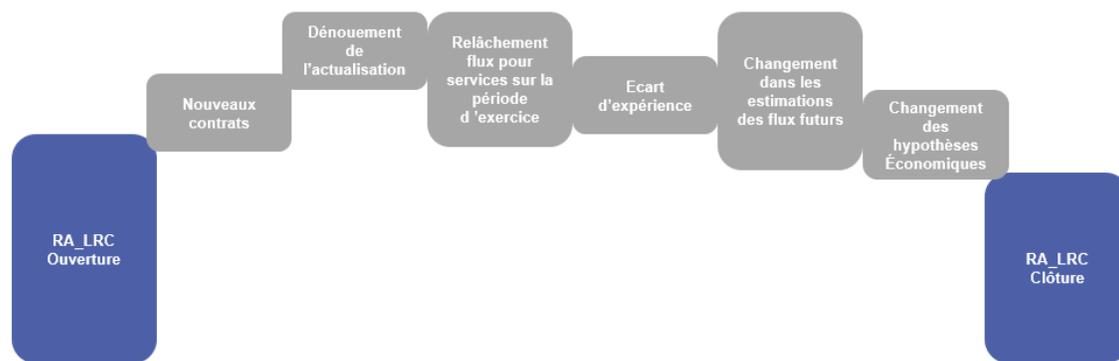


FIGURE 1.9 – Roll Forward du RA_LRC

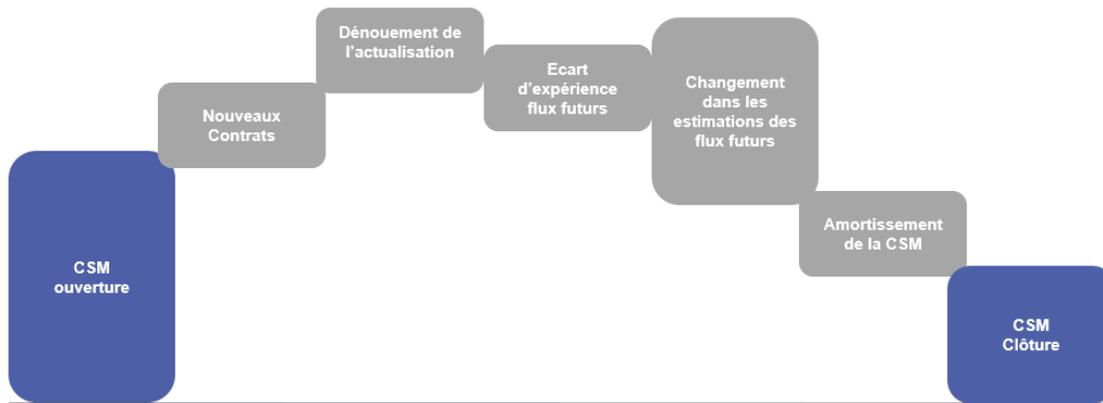


FIGURE 1.10 – Roll Forward de la CSM

La norme IFRS 17 impose également une étape de *Roll Forward* pour la composante de perte (LC), bien que celle-ci soit reconnue immédiatement au compte de résultat en tant que charge d'assurance. Cette étape est nécessaire afin de ne pas observer des surévaluations du revenu d'assurance et des charges d'assurance sur le compte de résultat d'un groupe onéreux.

Les impacts supplémentaires responsables de l'évolution de la LC sont :

- pertes et reprise de pertes pour services sur la période d'exercice : les impacts des changements dans les estimations peuvent venir augmenter la LC (pertes) ou réduire la LC (reprise de pertes) ;
- relâchement LC : le relâchement de la LC se fait selon un ratio appelé *Standard Allocation Ratio* et calculé sur le relâchement du BEL_LRC. Ainsi, l'amortissement de la LC vient réduire le relâchement du BEL_LRC afin de préserver la cohérence du compte de résultat.

Ainsi, le *Roll Forward* de la LC se présente comme suit :



FIGURE 1.11 – Roll Forward de la LC

En utilisant les *Roll Forward* obtenus ci-dessus, il est possible d'imputer chaque impact présenté ci-dessus à une des grandeurs du passif, au compte de résultat ou au OCI. En effet, les assureurs ont la possibilité de comptabiliser une partie de la charge financière d'assurance dans d'autres postes du résultat, nommés *Other Comprehensive Income*. L'intérêt de l'OCI est de ne pas tenir compte du changement de courbe de taux fait à chaque date d'évaluation dans le compte du résultat, mais de l'enregistrer en OCI. Ceci permet un lissage au cours du temps du résultat net d'assurance présenté dans le compte de résultat.

Le schéma ci-dessous permet de comprendre comment les évolutions des grandeurs du passif étudiées ci-dessus impactent le compte de résultat et OCI.

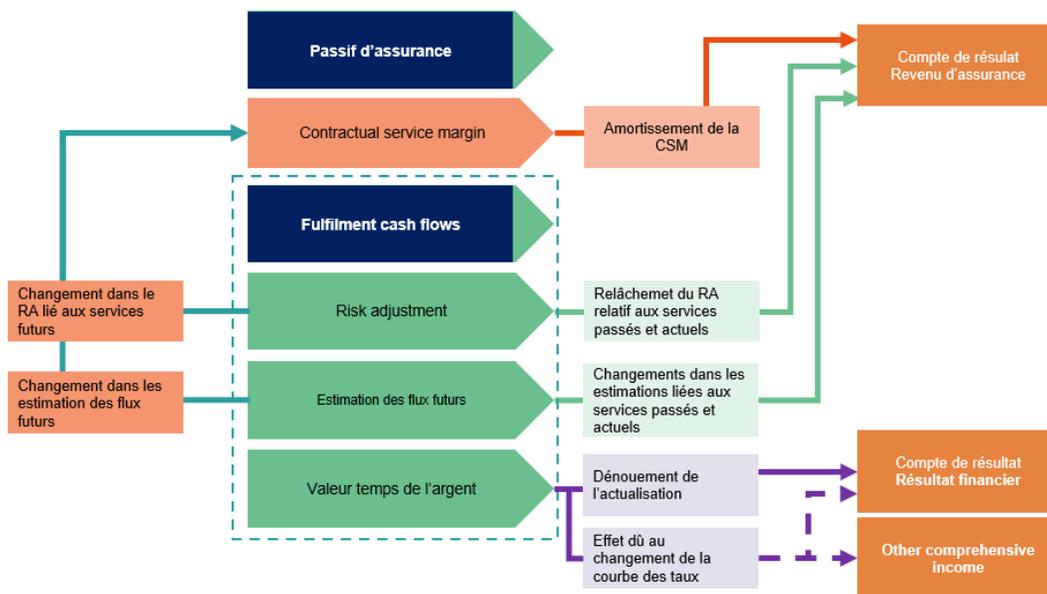


FIGURE 1.12 – Impacts Roll Forward

1.2.6 Premium Allocation Approach

Le modèle d'évaluation *Premium Allocation Approach* (répartition des primes), PAA, est une version simplifiée du modèle GMM présenté ci-dessus.

Une entité a la possibilité d'évaluer les grandeurs du passif IFRS 17 pour la provision LRC associés à un groupe de contrat via la méthode d'évaluation PAA. L'utilisation de ce modèle d'évaluation simplifié nécessite tout de même la satisfaction des critères suivants¹⁰ :

- l'entité s'attend à obtenir un résultat pour la LRC qui ne diffère pas de manière significative au résultat qui serait obtenu via le modèle GMM ;

10. Paragraphe 53 de la norme IFRS 17

- la période de couverture associée aux contrats composant le groupe est inférieure à un an.

Dans le cas où les conditions ci-dessus sont vérifiées, l'entité a toujours la possibilité d'appliquer le modèle GMM pour l'évaluation de la LRC du groupe de contrats considéré. C'est une simplification facultative pour l'entité.

Ce modèle d'évaluation repose sur une simplification de la composition de la LRC étudiée lors de la présentation du modèle GMM. En effet, il considère que la LRC du groupe, à la date de première comptabilisation, est égale aux primes reçues réduites des différents frais d'acquisition.

Ainsi, ce modèle ne nécessite pas le calcul du BEL_LRC, RA_LRC et CSM. Cependant, la composition de la LIC reste inchangée par rapport au modèle GMM.

L'objectif de ce modèle d'évaluation est de simplifier la mise en place de la norme auprès des assureurs non-vie et des assureurs vie ayant des produits court terme évalués via les techniques non-vie. En effet, le processus d'évaluation PAA est très semblable au processus de calcul des primes non acquises déjà appliqué chez la plupart des assureurs et réassureurs.

Nous ne rentrons pas dans les détails de ce modèle, en effet, celui-ci ne sera pas utilisé dans le cadre de ce mémoire étant donné les caractéristiques du produit qui sera étudié.

1.2.7 Variable Fee Approach

Ce dernier modèle d'évaluation est une variante du modèle général GMM, il est utilisé pour l'évaluation des engagements des groupes comportant des contrats avec participation directe.

La norme IFRS 17 définit les contrats d'assurance avec une participation directe aux bénéfices de la manière suivante¹¹ :

- l'assuré détient une part d'actifs sous-jacents au contrat clairement identifiés ;
- l'entité s'attend à payer une partie significative du rendement de l'actif sous-jacent à l'assuré ;
- le montant versé à l'assuré varie de manière significative en fonction de la juste valeur de l'actif sous-jacent.

Les contrats avec participation directe permettent donc à l'assuré d'investir sur des actifs. Le modèle GMM n'étant pas adapté à considérer ce type de produit, l'IASB a fait le choix d'introduire une variante de celui-ci afin de mieux évaluer ce type de contrat.

Dans ce modèle, on considère que la juste valeur des actifs revient à l'assuré diminuée des frais qui reviennent à l'assureur, d'où le nom *Variable Fee Approach*.

Dans ce modèle d'évaluation, la première comptabilisation est identique à la comptabilisation étudiée lors de la présentation du modèle GMM. C'est lors des comptabilisations suivantes que des différences apparaissent parmi les deux modèles. Cette différence observée lors des comptabilisations suivantes est due à la différence d'enregistrement des impacts liés aux changements d'hypothèses financières.

En effet, les changements dans les hypothèses financières ne viennent pas ajuster la CSM dans le modèle GMM et cet impact est directement enregistré en résultat. Contrairement au modèle GMM, la CSM sous le modèle VFA est ajustée de l'impact des changements des hypothèses financières et des changements liés à l'actif sous-jacent.

11. Paragraphe B101 de la norme IFRS 17

1.3 Présentation générale de la réassurance du risque décès

Cette section fournit une présentation des produits retenus pour l'étude ainsi que des notions actuarielles propres au portefeuille étudié et inclus finalement une description générale des techniques de réassurance.

Nous nous intéresserons aux produits du portefeuille **TCI** (*Term & Critical Illness*) de PartnerRe qui est l'équipe en charge de la gestion du provisionnement des garanties décès et maladies redoutées.

Le portefeuille retenu au sein du LoB TCI est un regroupement de traités couvrant des assurés domiciliés au Royaume-Uni, ainsi les caractéristiques des différents produits sont propres à la législation anglaise (cependant les produits restent semblables aux différents produits présents sur le marché français).

Ainsi, le portefeuille retenu est composé de polices ayant une couverture temporaire décès que nous allons détailler dans le paragraphe suivant afin de mieux comprendre les caractéristiques de cette garantie.

1.3.1 L'assurance temporaire décès

L'assurance temporaire décès, dénommée **LIFE**, permet le versement d'un montant déterminé par le contrat au bénéficiaire en cas de décès de l'assuré sur la durée de vie du contrat.

L'objectif de cette garantie pour l'assuré est donc la protection de ses proches en leur offrant moyen de faire face aux dépenses futures auxquelles ils pourraient être confrontés, cette garantie permet alors d'éviter au foyer de l'assuré de se retrouver dans une situation financière fragile suite au décès de celui-ci.

Cette garantie décès peut se décliner selon le type de somme assurée choisi par le détenteur de la police. La somme assurée (ou montant assuré) désigne le montant de capital qui sera versé à l'assuré en cas de sinistre sur la période de couverture.

Les propriétés de cette assurance décès

Lors de la souscription d'une garantie temporaire décès, l'assuré a la possibilité de choisir le type de somme assurée par la garantie. On distingue trois types de sommes assurées : *Level Term Assurance* (LTA), *Decreasing Term Assurance* (DTA) et *Increasing Term Assurance* (ITA).

Afin d'explicitier ces trois types de montants assurés, il est nécessaire d'introduire certaines notations permettant de formaliser les différentes caractéristiques de ces montants, ainsi nous notons :

- SA_t la somme assurée à l'instant $t \forall t \in [1, \dots, T]$ avec T la durée de vie de la police ;
- a (respectivement d) le taux annuel permettant la réévaluation du montant assuré à la hausse (respectivement à la baisse). On note a^m (respectivement d^m) les taux mensuels correspondants.

Les montants assurés se définissent alors de la façon suivante :

- **LTA** : la somme assurée est constante sur la durée de vie du contrat.

$$\forall t \in [1, \dots, T], \quad SA_t = SA_0$$

- **DTA** : le montant assuré est décroissant (selon le taux de décroissance mensuel d^m) sur la durée de vie du contrat.

$$\forall t \in [1, \dots, T], \quad SA_t = SA_0 \frac{1 - (1 + d^m)^{t-T}}{1 - (1 + d^m)^{-T}}$$

- **ITA** : la somme assurée est croissante (selon le taux de croissance mensuel a^m) sur la durée de vie du contrat.

$$\forall t \in [1, \dots, T] \quad SA_t = SA_0(1 + a^m)^t$$

La nécessité d'avoir des types montants assurés différents est de permettre à l'assuré de se couvrir contre des risques spécifiques. Par exemple, un montant assuré de type *DTA* permet de s'assurer contre la défaillance pour un emprunt avec amortissement lors du décès de l'assuré.

Les types de prime

Il existe deux types de primes associées à la garantie présentée : la prime de risque (*Risk*) et la prime de niveau (*Level*). Elles se définissent comme suit :

- **prime de risque** : c'est une prime qui varie lors de la durée de vie du contrat. Elle permet de tenir compte du niveau de risque sous-jacent à la garantie. Elle est calculée à partir de tables de risques pour primes et du montant assuré. Ainsi, plus le montant assuré augmente, plus la prime sera importante. De même, plus le risque de décès lié à l'assuré augmente, notamment avec l'âge, plus la prime sera élevée ;
- **prime de niveau** : la prime de niveau est constante sur la durée de vie du contrat. L'assureur établit la prime de manière à avoir un ratio Sinistres/Primes inférieur à 1 au début de la durée de vie du contrat, ce qui lui permet d'établir des provisions pour compenser la perte qui sera avérée lors de la fin de la durée de vie du contrat.

Lors de la souscription, l'assuré a également la possibilité de souscrire à différentes options supplémentaires. Ces options ont un impact direct sur la prime et sur le niveau de risque sous-jacent à la police. On retrouve par exemple : garantie sur deux têtes, possibilité de convertir le montant assuré de ITA à LTA, etc.

La clause de rachat

L'option de rachat d'une assurance temporaire décès désigne la possibilité pour l'assureur ou l'assuré de décider de mettre fin à la couverture. En effet, l'assurance temporaire décès doit être vue uniquement comme un moyen de prévoyance, l'assuré n'accumule pas d'épargne par le biais de cet outil assurantiel. Ainsi, si une des deux parties engagées par les conditions du contrat (assureur ou assuré) décide de mettre fin à la couverture, l'assureur devra uniquement indemniser l'assuré pour le trop perçu de prime. Généralement, le rachat peut être total ou partiel, dans le cadre de l'assurance temporaire décès et des garanties existantes sur le portefeuille étudié, le seul type de rachat possible est le rachat total.

1.3.2 La réassurance de l'assurance décès

La réassurance peut être vue comme une opération via laquelle, moyennant une rétribution de ses engagements, le réassureur (dit cessionnaire) participe de manière totale ou partielle à

l'indemnisation des sinistres auxquels l'assureur (dit cédant) fait face. Ainsi, la réassurance est un outil permettant à l'assureur de transférer une partie du risque auquel il est soumis au réassureur.

Les fonctions de la réassurance sont multiples, en voici les principales :

- elle apporte une protection à l'assureur face au risque auquel il est soumis ;
- elle permet à l'assureur d'augmenter ses capacités maximales de souscription (que cela soit en montant maximal d'assurance ou en nombre de risques assurés) en participant directement sur les contraintes de solvabilité auxquels l'assureur est soumis ;
- elle permet également de lisser les résultats dans le temps des compagnies d'assurance.

Les contrats de réassurance

Il existe trois types de contrat liant un assureur et un réassureur, nous allons voir en détail en quoi consistent ces contrats.

Le type de contrat de réassurance le plus ancien est celui de la *réassurance facultative*, ce mode de réassurance est caractérisé par le fait que l'assureur décide de réassurer des affaires police par police. Dans ce mode de réassurance, l'assureur ainsi que le réassureur sont dans la liberté de céder ou accepter un risque, d'où l'appellation de réassurance facultative.

Ce type de contrat est souvent utilisé pour des risques comportant une très grande somme d'assurance ou dans le cas de risques spéciaux qui ne rentrent pas dans le cadre d'autres contrats existants.

Le type de contrat le plus courant est celui de la *réassurance obligatoire (traité)*, le contrat entre l'assureur et le réassureur est plus communément appelé *traité de réassurance*. Ce type de contrat implique la cession obligatoire des risques entrant dans le cadre du traité au réassureur, le réassureur est dans l'obligation d'accepter ces risques.

C'est un contrat assez simple à mettre en place, en effet, les deux parties négocient un seul contrat pour couvrir un ensemble de risques. La gestion d'un traité permet d'avoir des frais généraux plus faibles par rapport à la réassurance facultative grâce à la gestion en groupe des différents risques entrant dans le périmètre du traité.

La *réassurance facultative-obligatoire (Fac-Ob)* est un contrat intermédiaire entre les deux types de contrats explicités précédemment, c'est un contrat en faveur de l'assureur. En effet, l'assureur a la faculté de céder des risques au réassureur, tant dis que le réassureur se trouve dans l'obligation de les accepter.

C'est un type de contrat qui est très avantageux pour la cédante, en effet, ce type de protection permet à l'assureur de souscrire rapidement et sans aucune consultation du réassureur des nouveaux risques, qui pourront être cédés au réassureur dans une certaine limite définie par le contrat.

Il existe d'autres techniques de transfert de risques utilisées en réassurance. C'est notamment le cas des instruments financiers permettant la couverture contre un risque assurantiel. Les *ILS (Insurance Linked Securities)* en sont un exemple. Les *ILS* sont des instruments de titrisation permettant de transférer des risques importants en exploitant le marché financier.

Lors de notre étude, nous nous intéresserons uniquement aux contrats de type traité. En effet, comme on le verra lors de la présentation du produit étudié, le portefeuille retenu est composé uniquement de traités.

Les différentes structures de réassurance

On distingue deux principales structures de réassurance :

On parle de **réassurance proportionnelle** dès lors que le réassureur couvre une proportion fixe du risque porté par l'assureur. En cas de sinistre, le réassureur indemnise l'assureur à hauteur de la proportion fixée, en contrepartie la cédante verse une proportion identique de la prime reçue.

On distingue deux types de réassurance proportionnelle.

- *la Quote-Part (Quota-Share)* : c'est la structure de réassurance la plus simple. Le réassureur prend en charge une proportion définie, par les dispositions du contrat, du portefeuille. En contrepartie, l'assureur verse cette même proportion de prime au réassureur ;
- *l'Excédent Plein (Surplus)* : Le réassureur prend en charge une proportion des sinistres dépassant un certain seuil appelé plein de rétention (ou de conservation). En contrepartie, le réassureur reçoit une prime égale à la même proportion du dépassement accepté.

Dans une convention de **réassurance non proportionnelle**, le réassureur n'intervient que pour des sinistres dépassant un seuil défini par le contrat.

On distingue trois types de réassurance non proportionnelle :

- *l'Excédent de sinistre par risque (XL/Risk)* : le réassureur intervient à partir d'un seuil par sinistre (priorité) jusqu'à une limite appelée portée pour chaque police sinistrée ;
- *l'Excédent de sinistre par événement (XS/Événement)* : au contraire de l'excédent de sinistre par risque, l'excédent par événement ne cherche pas à couvrir une police sinistrée. L'objectif de cette structure de réassurance est de couvrir un ensemble de polices sinistrées par la réalisation de l'événement assuré ;
- *l'Excédent de perte annuelle (Stop Loss)* : le réassureur intervient lorsque l'assureur est en perte au niveau du résultat, ainsi dans ce type de couverture l'assureur se couvre contre les mauvais résultats et non pas contre un sinistre donné.

Cette présentation des différentes structures de réassurance n'est pas exhaustive. En effet, en réassurance, il est très courant de rencontrer des combinaisons des différentes structures indiquées ci-dessus.

Dans le cas de la réassurance de l'assurance temporaire décès, il est courant de rencontrer des structures de réassurance proportionnelles. En effet, les traités retenus dans le cadre de notre étude sont réassurés en *Quota-Share* uniquement. Étant donné la structure ainsi que le contrat de réassurance portant sur le portefeuille (proportionnelle et *Quota-Share*), les résultats obtenus pourront alors être facilement adaptés à un portefeuille d'assurance.

1.4 Les données disponibles

Nous allons étudier un groupe de contrats, au sens de la norme IFRS 17, composé de six traités. Ces six traités couvrent le risque temporaire décès pour des assurés au Royaume-Uni. La structure de réassurance associée aux traités retenus est une structure en Quota-Share. Nous disposons de plusieurs données qui nous seront utiles pour notre étude. Les informations principales proviennent de trois bases de données distinctes.

La première base de données est le Bordereau (*Valuation Extract VE*), la deuxième est la base de données des sinistres (*Claims Database CDB*) et la base de donnée historique (*Experience Analysis Extract*).

Ces données ne nécessitent pas de retraitement particulier, en effet, elles sont reçues et traitées par une équipe dédiée de PartnerRe nommée *Life Administration Platform (LAP)*.

Afin de présenter la structure du portefeuille étudié ainsi que les observations qui nous permettront de modéliser les hypothèses actuarielles pour ces traités, nous détaillons dans les parties suivantes la composition des différentes bases de données.

1.4.1 Le bordereau

Le bordereau est géré par l'équipe LAP, cette équipe reçoit à une certaine cadence les données de la part de la cédante. Ces données sont retraitées en appliquant une cartographie propre aux modèles de PartnerRe. À la suite de ce retraitement, les données sont mises à la disposition des différentes équipes afin de procéder à des calculs de provisions, reporting, etc.

Nous nous plaçons à la date d'évaluation du 31 décembre 2019. Les bordereaux utilisés sont ceux disponibles à cette date.

Nous disposons d'un bordereau pour chaque traité, il contient les différentes caractéristiques associées à chaque police composant le traité. Cette base de données contient uniquement des polices toujours en vigueur à la date d'envoi du bordereau par la cédante. C'est cette base de données qui est régulièrement utilisée par les équipes de provisionnement afin de déterminer les différentes grandeurs du passif.

Les différentes caractéristiques des assurés décrites dans le bordereau sont :

- l'identifiant de(s) l'assuré(s) ;
- la date de naissance de(s) l'assuré(s) ;
- le sexe ;
- le statut fumeur des assurés de la police.

En plus des caractéristiques propres aux assurés, on retrouve également des données propres à la police :

- la date de début et de fin de la police ;
- le type de prime : niveau ou risque ;

- la prime : lorsqu'on est en présence d'un prime de niveau, on retrouve le montant de la prime. Dans le cas d'un prime de risque, on retrouve la référence de la table de risque pour prime à utiliser ;
- le type de montant assuré : DTA, LTA ou ITA ;
- le montant assuré ;
- la fréquence ainsi que les taux d'augmentation/diminution des montants assurés ;
- les différents chargements associés aux options portant sur la police ;
- la structure de réassurance retenue sur le traité.

Le tableau récapitulatif ci-dessous permet de mieux comprendre la composition du portefeuille.

	Traité 1	Traité 2	Traité 3	Traité 4	Traité 5	Traité 6
LTA	50 %	51 %	0 %	0 %	0 %	0 %
DTA	50 %	49 %	100 %	100 %	100 %	100 %
Age moyen	48	41	40	42	38	39
Duration moyenne	8	3	3	2	1	1

Ici le terme duration correspond à l'âge de la police exprimé en année, cette duration est obtenue en faisant la différence entre la date de début de la police et la date d'évaluation.

Nous verrons par la suite que la duration de police est une notion qui s'avère très importante lors du calcul des différentes grandeurs étudiées dans ce mémoire.

L'étude des effectifs permet de mieux visualiser la composition du groupe étudié.

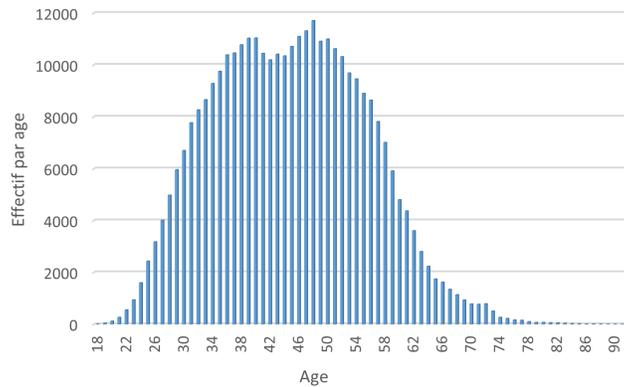


FIGURE 1.13 – Effectif par age

Il est possible de remarquer que la plupart de la population est concentrée entre les âges 30 et 60. Cela peut facilement être expliqué en faisant le lien avec le type de montant assuré présenté dans le tableau.

En effet, la majeure partie du portefeuille étudié comporte un montant assuré de type DTA. Ce type de montant assuré est le plus souvent utilisé pour se protéger contre le risque de décès lorsque l'assuré a souscrit un emprunt auprès d'une banque. Ainsi, on pourrait considérer que les individus ont tendance à souscrire un emprunt à partir de l'âge de 30 ans et qu'en moyenne, ils terminent de le rembourser vers l'âge de 60 ans, juste avant l'âge de départ à la retraite au Royaume-Uni qui est fixé à 60 ans pour les femmes et 65 ans pour les hommes.

1.4.2 La base de données historique

La base de données historique contient toutes les caractéristiques présentes dans le bordereau. En effet, elle contient toutes les polices ayant existé au sein du portefeuille, au contraire du bordereau qui contient uniquement les polices toujours en vie. On retrouve dans cette base de données les

caractéristiques des polices décédées, rachetées, arrivées à maturité ainsi que les polices toujours en vie.

De plus, cette base de données contient des variables supplémentaires non incluses dans le bordereau. Ces variables permettent d'assurer le suivi du statut des différentes polices.

Ces variables sont :

- date de sortie, pour les polices décédées ;
- date de rachat, pour les polices rachetées ;
- date de maturité, pour les polices arrivées à maturité ;
- statut de la police, décédée, rachetée, à maturité, en vigueur.

L'historique disponible pour le portefeuille étudié s'étend sur 10 années à partir de la date d'évaluation (fixée au 31 décembre 2019). Il est donc possible de s'intéresser à l'historique des polices ayant existé dans le portefeuille sur la fenêtre d'étude allant du 1er janvier 2010 au 31 décembre 2019.

En plus des variables présentées ci-dessus, nous avons également calculé l'exposition du portefeuille en tenant bien compte de la censure et de la troncature. Le calcul de cette nouvelle variable nous permet alors de mieux comprendre et analyser le rachat ainsi que la mortalité observée sur le portefeuille étudié.

L'exposition d'une police est calculée comme le nombre d'années entre la date de début d'observation et la date de fin d'observation. La date de fin d'observation correspond à :

- la date d'évaluation si la police est toujours en vigueur à cette date ;
- la date de décès si l'assuré est décédé avant la maturité de la police ;
- la date de maturité si l'assuré était toujours en vie à la date de maturité de la police.

La date de début correspond à :

- la date de début de la police si celle-ci est plus récente que le 1er janvier 2010 ;
- dans le cas contraire, la date de début d'observation qui est fixée au 1er janvier 2010.

Notons D la date de début et F la date de fin. Les scénarios possibles sont résumés sur le graphique suivant.



FIGURE 1.14 – Censure et troncature dans le calcul de l'exposition

Nous disposons ainsi des différentes expositions par police, tenant bien compte de la fenêtre d'observation retenue, nous procédons alors à une première analyse des rachats.

Les études faites au sein de PartnerRe ont montré que la corrélation entre le rachat observé et l'âge de l'assuré était plus faible que celle avec l'ancienneté de la police. Ces études, ont également souligné une très forte corrélation avec le type du montant assuré. En effet, la typologie des montants assurés ayant pour résultat de cibler différents types d'assurés, le lien établi avec les rachats observés fait sens. Prenons le cas d'un assuré associé à une police de type DTA et supposons que son objectif soit de se couvrir contre le risque de décès dans le cas d'un emprunt (situation très récurrente pour ce type de police). Il est clair que cet assuré aura tendance à résilier la garantie temporaire de décès dans le cas où il a la possibilité de rembourser son emprunt de manière anticipée. Cette raison, incitant l'assuré à racheter la police, ne peut pas correspondre à une police de type LTA.

Ainsi, en exploitant les résultats établis par de PartnerRe, nous nous intéresserons à l'exposition ainsi qu'au nombre de rachats observés sur la fenêtre d'étude (01/01/2010 - 31/12/2019) en fonction du type de montant assuré et de la durée des polices.

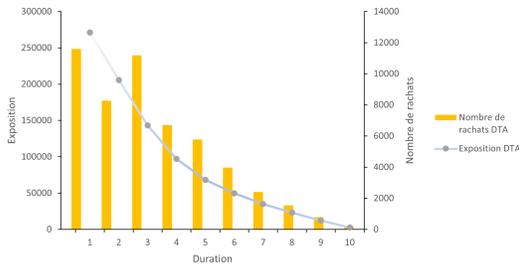


FIGURE 1.15 – Exposition et nombre de rachats DTA par durée

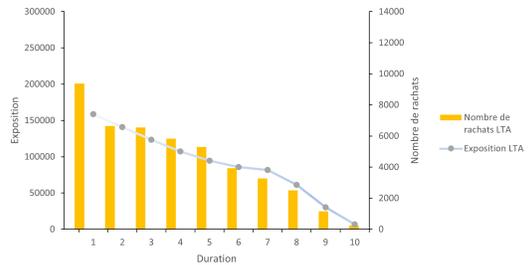


FIGURE 1.16 – Exposition et nombre de rachats LTA par durée

Nous remarquons que l'analyse par durée et par type de montant assuré est bien pertinente, le niveau de rachat étant différent en fonction de la durée étudiée et du montant assuré.

On remarque un pic du nombre de rachats à la durée 3 pour le type de montant DTA. Cela peut être dû au fait que les frais de courtage sont souvent payés sur les premières années et incitent le courtier à proposer une nouvelle couverture à l'assuré afin de se garantir une commission pour la nouvelle couverture. L'étude par montant assuré permet alors de capter ce type d'effet.

Ainsi, il pourrait être intéressant d'étudier les rachats par type et durée de la commission. Cette étape ne sera pas développée dans le cadre de ce mémoire malgré le fait qu'elle puisse mener à des résultats intéressants.

Finalement, on observe que le nombre de rachats ainsi que l'exposition se réduit en approchant de la durée 10. En effet, on ne dispose plus de données à partir de la durée 10 à cause du faible historique dont nous disposons (10 ans).

1.4.3 La base de données des sinistres

La base de données des sinistres contient les données liées à la déclaration des décès. Cette base de données est envoyée par la cédante et est retraitée par l'équipe *Life Ops*. La base de données des sinistres contient des informations qui seront nécessaires au bon fonctionnement du traité.

En effet, la réception de ce document permet l'indemnisation de l'assureur selon les termes du traité, de plus cette base de données est également utilisée par les équipes actuariat afin de réajuster les hypothèses biométriques (pour les équipes de provisionnement) ou de créer des nouvelles hypothèses actuarielles pour des nouveaux traités (pour les équipes de tarification).

Dans cette base de données, on retrouve des variables déjà présentés lors de l'étude du bordereau (identifiant de l'assuré, date de naissance, sexe, statut fumeur, etc) ainsi que des nouvelles variables :

- la date de survenance du sinistre ;
- le statut de l'indemnisation (accepté, en attente, refusé) ;
- la raison du décès ;
- le montant de l'indemnisation.

Les décès, ainsi que les expositions observées sur des durées supérieures ou égales à sept, seront agrégés sur la durée six. Les raisons à l'origine de cette agrégation résident dans les conditions de souscription du produit. En effet, lors de la souscription d'une assurance temporaire décès, les assureurs imposent la plupart du temps un questionnaire médical ainsi qu'un examen médical afin de réduire le risque d'antisélection.

Les études produites par le CMI, *Continuos Mortality Investigation*, ont montré que sur les cinq premières années suivant la souscription d'une assurance décès, on observe une mortalité plus faible par rapport à la mortalité observée à partir de la sixième durée. On appelle cette période : la période de sélection médicale.

Ainsi, pour une police ayant une ancienneté inférieure à la période de sélection médicale (cinq ans), la probabilité de décès devrait être inférieure à une police de mêmes caractéristiques, mais avec une ancienneté supérieure ou égale à six ans. Cela revient donc à considérer que l'examen médical garanti une mortalité faible pendant les cinq premières années.

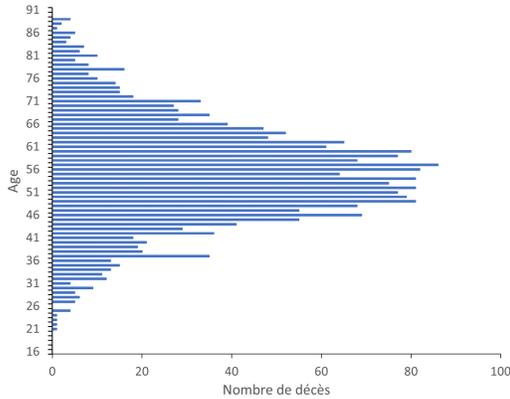


FIGURE 1.17 – Nombre de décès par âge

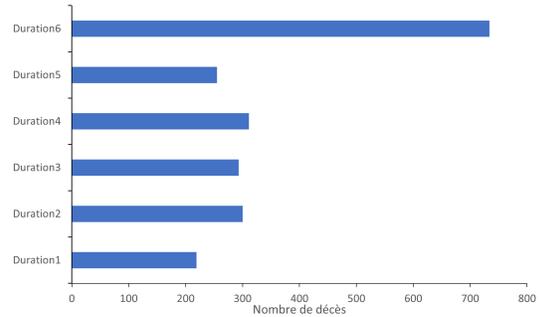


FIGURE 1.18 – Nombre de décès par durée

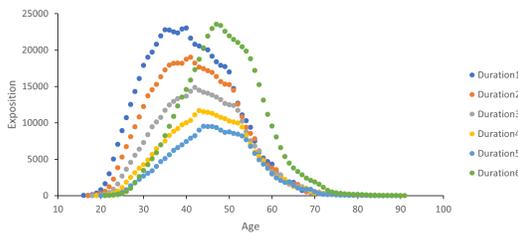


FIGURE 1.19 – Exposition par âge et par durée

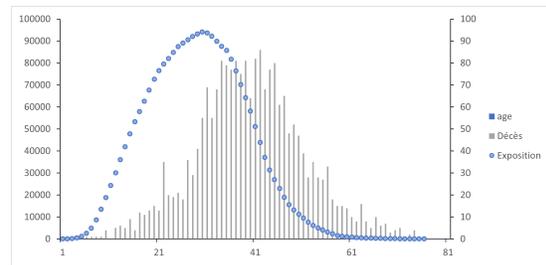


FIGURE 1.20 – Exposition et nombre de décès par âge

Nous disposons de beaucoup d'expositions sur la durée 6, cela est normal étant donné que l'on a plafonné la durée des polices à 6 pour la construction de ce graphique. La durée 1 a une exposition très élevée également par rapport aux autres expositions.

Il est clair que, en avançant dans le temps, on retrouvera de plus en plus des polices à la durée 6. Ainsi, l'exposition de la durée 6 devrait augmenter au détriment de l'exposition des autres durées.

De plus, on remarque une très forte mortalité à la durée 6 par rapport à la mortalité observée sur les autres durées. En effet, malgré une exposition similaire à l'exposition de la durée 1, la durée 6 comporte un nombre de décès deux fois supérieur au nombre de décès de la durée 1.

Cela peut être expliqué par deux facteurs, le premier facteur est que la durée 6 est composée de personnes ayant une ancienneté plus importante et donc généralement un âge plus important. La mortalité étant généralement croissante avec l'âge, cela pourrait expliquer en partie cette différence observée avec la première durée.

La deuxième raison réside dans la notion de sélection médicale expliquée ci-dessus. La durée 6,

à exposition égale, devrait comporter une mortalité supérieure par rapport aux autres durations. Ce qui est bien confirmé par ce graphique.

1.4.4 La table de mortalité de référence

En plus des trois bases de données présentées ci-dessus, nous disposons également d'une table de mortalité de référence. Cette table de référence, également appelée table de *Benchmark*, est une table de mortalité établie par l'équipe de tarification. L'objectif de cette table de mortalité est de permettre à l'équipe de tarification d'établir un tarif pour le regroupement de traités étudié.

Cette table est dérivée des tables réglementaires. Dans le cas du portefeuille étudié, cette table de référence est obtenue à partir de la table réglementaire *T08* produite par le CMI *Continuos Mortality Investigation* qui est un groupe de recherche auprès de *Institute and Faculty of Actuaries* sur les taux de mortalité et morbidité au Royaume-Uni.

De manière similaire à l'étude faite sur la base de données des sinistres, cette table de référence tient compte de la différence des taux de mortalité sur les six premières durations.

Cette table de mortalité fournit donc des taux de mortalité pour les âges allant de 12 ans à 115 ans pour les six premières duration.

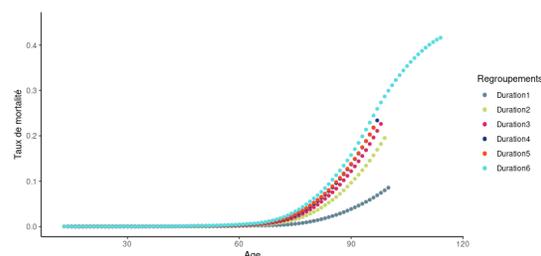


FIGURE 1.21 – Taux de mortalité de référence par duration

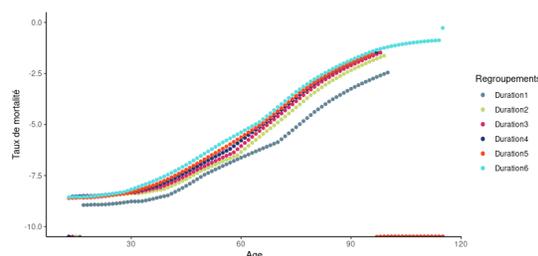


FIGURE 1.22 – Taux logarithmiques de référence par duration

Sur les graphiques ci-dessus, on remarque certaines irrégularités au niveau des taux de mortalité pour les durations allant de 1 à 5. En effet, le CMI n'a pas jugé nécessaire d'implémenter des taux de mortalité pour des polices ayant une duration comprise entre 1 et 5 et un âge élevé (les taux sont manquants à partir de l'âge 85). Ces deux critères étant quasi incompatibles, car l'assurance temporaire décès ne cible pas les individus avec ces profils.

Sur les graphiques ci-dessus, on retrouve l'impact, détaillé précédemment, de la sélection médicale. Les taux de mortalités correspondant à la duration 6 sont supérieurs aux taux de mortalité correspondant aux autres durations.

Dans la suite de ce mémoire, lorsqu'il sera jugé nécessaire de présenter des taux de mortalité, nous nous intéresserons uniquement aux taux de mortalité associés à la duration 6 afin de simplifier la lecture de ce document.

1.5 Le modèle de projection

L'objectif de cette section est d'introduire les différentes notations actuarielles qui seront utilisées ainsi que les fonctionnalités clé du modèle de projection.

1.5.1 Les concepts et notations actuarielles

Nous introduisons dans cette partie, les notations actuarielles propres au risque de décès. Pour cela, notons T la variable aléatoire correspondant à la durée de survie d'un individu à l'âge 0. Par construction, la variable aléatoire est définie dans \mathbb{R}^+ .

Nous notons F la fonction de répartition associée, telle que $\forall t \in \mathbb{R}^+, F(t) = \mathbb{P}(T \leq t)$.

Considérons un assuré d'âge x , la fonction de répartition conditionnelle à la survie de l'assuré à l'âge x est donnée par :

$$F_x(t) = \mathbb{P}(T \leq t + x | T > x) = {}_tq_x$$

et correspond à la probabilité de décès d'un individu d'âge x avant l'instant t .

On note alors ${}_tp_x$ la probabilité de survie d'un individu d'âge x après l'instant t donnée par ${}_tp_x = 1 - {}_tq_x$.

Considérons désormais un groupe de deux individus d'âge x et y , la probabilité de décès :

- d'une des deux têtes est donnée par : ${}_tq_{xy} = {}_tq_x + {}_tq_y - {}_tq_x \times {}_tq_y$
- des deux têtes est donnée par : ${}_tq_{\bar{xy}} = {}_tq_x \times {}_tq_y$

Nous considérons la notation usuelle : ${}_1q_x = q_x$.

1.5.2 Le modèle de projection

Le modèle de projection est l'outil qui nous permettra de projeter les flux financiers à l'origine du BEL. Il est donc essentiel de comprendre son fonctionnement ainsi que le type d'hypothèses dont ce modèle a besoin.

Pour l'assurance temporaire décès, le modèle de projection utilisé est *Risk Agility Financial Modeler* (RAFM). Ce modèle permet de projeter les différentes grandeurs associées à chaque police dans le temps.

Dans le cas de l'assurance temporaire décès, les grandeurs projetés sont :

- la somme assurée ;
- les primes ;
- les frais et coûts ;
- les sinistres ;
- le nombre de polices en vie.

Les données requises pour son bon fonctionnement peuvent être scindées en deux catégories. Le modèle nécessite, d'une part, des données du bordereau et d'autre part, les hypothèses actuarielles associées à ce bordereau.

Pour l'assurance temporaire décès, les hypothèses actuarielles sont composées de :

- pourcentage de frais ;
- tables de mortalité ;
- tables de rachat ;
- tables des primes de risque.

C'est donc avec ces données que le modèle parvient à projeter les flux futurs associés au bordereau étudié.

La date d'évaluation correspond à la date à laquelle le bordereau a été reçu, ainsi à cette date on considère que les polices existantes au sein du bordereau sont bien en vie et n'ont pas été rachetées. Il est possible de considérer la date d'évaluation comme l'instant $t = 0$ de nos calculs.

Avant de s'intéresser à la projection des différentes variables, il est important de comprendre quelles hypothèses sont utilisées à chaque étape.

Comme expliqué précédemment, nous disposons de taux de mortalité par âge et par durée (la durée correspondant à l'ancienneté de la police).

Le taux de décès utilisé pour une police par le modèle à la date d'évaluation est le taux correspondant à l'âge du détenteur de la police et à la durée de celle-ci, la durée pouvant atteindre au maximum 6.

Lors des étapes de projection, le modèle incrémente en priorité la durée de la police jusqu'à atteindre la durée 6. Une fois la durée 6 atteinte, le modèle incrémente l'âge de l'assuré chaque année de projection.

Pour ce qui est des taux de rachat, on se déplace dans la table de rachat en incrémentant l'ancienneté. Une fois la durée maximale pour le rachat atteinte (cette valeur est de 15), on continue d'utiliser le taux associé à la durée 15.

Afin de simplifier la présentation, nous nous intéressons dans la suite de cette partie à un bordereau composé d'une seule police pour un assuré d'âge x .

Le nombre de polices en vie

Le nombre de polices en vie correspond au nombre probabilisé des polices en vigueur à l'instant t . Nous notons cette variable $NB.VIE$, elle évolue de la manière suivante :

- À l'instant $t = 0$ (à la réception du bordereau) on a $NB.VIE_0 = 1$
- À chaque pas de temps de projection t , on considère que la police peut être rachetée ou décédée. Le modèle de projection effectue alors une projection de cette variable selon la formule de décrétement multiplicatif suivante :

$$NB.VIE_t = NB.VIE_{t-1} \times (1 - q_{x(t),a(t)} - r^{a(t)})$$

Avec :

- $q_{x(t),a(t)}$ le taux de mortalité associé à l'assuré d'âge $x(t)$ et à la durée $a(t)$;
- $r^{a(t)}$ le taux de rachat associé à la police à la durée $a(t)$.

La somme assurée

La somme assurée notée SAR_t est projetée selon les méthodes présentées dans la section précédente en fonction du type de montant sous risque.

Les sinistres

Pour l'assurance temporaire décès, la police est sinistrée lors du décès de l'assuré. Ainsi, le montant de sinistre probabilisé, noté $Claims_t$ à l'instant t est donné par :

$$Claims_t = SAR_t \times q_{x(t),a(t)}$$

Dans le cadre de cette étude et des grandeurs calculées, les sinistres seront signés positivement.

La prime

Dans le cas d'une prime de niveau, la prime, notée $Prem_t$ à l'instant t , est donnée par :

$$Prem_t = Prem_0 \times NB.VIE_t$$

Dans le cas d'une prime de risque, la prime à l'instant t est donnée par :

$$Prem_t = SAR_t \times P_{x(t),a(t)} \times NB.VIE_t$$

Avec $P_{x(t),a(t)}$ le taux de prime de risque correspondant à l'assuré d'âge $x(t)$ et de durée $a(t)$ à l'instant t .

Lors de l'étude les primes seront signées négativement.

Les frais et coûts

Les frais sont calculés en pourcentage de la prime, ce pourcentage est défini au niveau du portefeuille. Les coûts sont également calculés en pourcentage de la prime, le pourcentage étant défini au niveau de chaque police.

Les flux associés aux frais et coûts seront signés positivement.

Chapitre 2

Modélisation de l'ajustement pour risque

Dans cette section, nous nous intéressons aux différentes caractéristiques propres à l'ajustement pour risque sous la norme IFRS 17 ainsi qu'aux potentielles modélisations qui pourraient être mises en place.

2.1 Les prérequis de la norme

L'ajustement pour risque non-financier (RA), est une composante du passif ayant pour but de quantifier l'incertitude dans l'estimation des flux futurs pour le risque non-financier. L'ajustement pour risque s'additionne au *Best Estimate Liabilities* afin de couvrir le risque lié à sa mauvaise estimation et représente alors ce que la norme IFRS 17 définit par *Fulfillment Cash Flows* (FCF).

La norme IFRS 17 ne prescrit aucune méthode pour modéliser cette grandeur, cependant les paragraphes allant de B86 à B92 de la norme nous renseignent sur les principes et prérequis que cette grandeur doit absolument respecter.

1. les risques à faible fréquence et forte sévérité doivent avoir un RA plus important à celui des risques à forte fréquence et faible sévérité ;
2. plus la distribution de la courbe des risques est large, plus le RA est important ;
3. pour des risques équivalents, celui ayant la durée la plus grande aura un RA plus important ;
4. moins l'information sur l'estimation actuelle est précise plus le RA est important ;
5. l'ajustement des estimations via l'expérience permet de réduire ou d'augmenter le RA ;
6. la valeur du RA doit être donnée à un niveau de confiance donné.

Il est important de préciser que le terme durée utilisé ci-dessus ne correspond pas à l'ancienneté de la police, mais à la durée classique des flux.

Ainsi, il est nécessaire d'établir une méthode permettant de tenir compte de ces différents prérequis alors que la norme IFRS 17 ne donne aucune directive sur la méthode à choisir.

Il peut donc être intéressant d'étudier les autres normes et réglementations, notamment Solvabilité II déjà mise en place, afin de révéler des similitudes et donc établir une méthode de calcul du RA cohérente et peu coûteuse.

2.1.1 Le niveau d'agrégation

La norme IFRS 17 exige que le RA soit déterminé pour chaque groupe de contrats, cependant les états financiers requièrent un niveau d'agrégation moins fin. En effet, la connaissance du RA au niveau de granularité du groupe de contrat est nécessaire au calcul de la CSM de celui-ci.

Le paragraphe 24 de la norme IFRS 17 stipule qu'il est possible d'estimer les provisions techniques FCF ($BEL + RA$) à un niveau moins agrégé si l'entité est en capacité d'allouer ces valeurs au niveau de chaque groupe.

Nous différencions alors les méthodes de calcul du RA en fonction du niveau d'agrégation auxquelles elles sont calculées.

2.1.2 Les méthodes *Bottom Up*

Les méthodes *Bottom Up* sont les méthodes permettant de calculer le RA au niveau de chaque contrat ou de chaque groupe de contrat. Ces méthodes ont l'avantage de fournir une valeur de RA pour chaque groupe de contrat, comme requis par la norme, ainsi aucune allocation de celle-ci ne sera nécessaire. De plus, ces méthodes permettent de définir des techniques de calculs différentes en fonction des spécificités de chaque groupe IFRS 17 étudié.

Cependant, ces méthodes nécessitent la mise en place d'une méthode d'agrégation du RA. La norme IFRS 17 stipule que le montant de RA calculé devra tenir compte du degré de diversification de l'entité. En effet, les produits d'assurance présentant souvent une dépendance avec d'autres produits. Cette dépendance devra être considérée lors de l'agrégation des RA.

2.1.3 Les méthodes *Top Down*

Au contraire des méthodes *Bottom Up*, les méthodes *Top Down* permettent de calculer le RA à un niveau moins agrégé, au niveau du portefeuille ou au niveau de l'entité. Cette méthode permet de ne pas tenir compte de l'agrégation, l'effet de diversification sera pris en compte implicitement dans le calcul du RA.

Cependant, afin de répondre aux prérequis de la norme IFRS 17, il sera nécessaire d'allouer le RA à chaque groupe de contrat.

2.2 Lien avec Solvabilité II

Cette section a pour objectif d'analyser le passif sous la réglementation Solvabilité II afin de révéler des similitudes pouvant nous guider dans la modélisation du RA.

Les provisions techniques sous Solvabilité II

La directive Solvabilité II entre en application en 2016, et a pour objectif de cadrer la solvabilité des entreprises d'assurance au sein de l'Union européenne. Cette directive est constituée de règles permettant d'évaluer la solvabilité des entités d'assurance.

Cette directive s'articule autour de trois piliers :

- pilier 1 relatif aux exigences quantitatives ;
- pilier 2 relatif aux exigences qualitatives ;
- pilier 3 relatif aux exigences de reporting à destination du public et du superviseur.

Nous ne rentrons pas dans le détail des exigences de la directive Solvabilité II, cependant l'étude du pilier 1, notamment des paragraphes au sujet du passif d'assurance, permet de révéler un potentiel lien avec le RA.

Le pilier 1 impose une méthode de calcul des provisions techniques permettant à l'assureur de faire face à ses engagements futurs. La décomposition de cette provision est la suivante :

$$\text{Provision technique} = \text{Best Estimate Liabilities (Solvabilité II)} + \text{Marge de risque}$$

Nous ne nous attardons pas sur le calcul du *Best Estimate Liabilities* (BEL) sous Solvabilité II, son calcul étant très semblable à celui du BEL IFRS 17. Il est défini comme la valeur actuelle probable des flux de trésorerie futurs.

Dans le pilier 1 de la directive Solvabilité II, on retrouve la définition de la marge pour risque. La marge pour risque est calculée de manière à garantir que la valeur des provisions techniques soit équivalente au montant que les entreprises d'assurance et de réassurance demanderaient pour reprendre et honorer les engagements d'assurance et de réassurance.

Comme l'ajustement pour risque, la marge pour risque vient compléter les provisions techniques en s'additionnant au BEL.

2.2.1 La marge pour risque sous Solvabilité II

Sous Solvabilité II, la marge pour risque est calculée via la méthode coût du capital, la formule est donnée par :

$$RM = CoC \sum_{t \geq 0} \frac{SCR_t}{(1 + r_{t+1})^{(t+1)}}$$

Avec :

- RM la marge de risque ;
- CoC le taux coût du capital (fixé à 6% sous Solvabilité II) ;
- SCR_t le capital de solvabilité requis à l'instant t ;
- r_{t+1} le taux d'actualisation (taux sans risque) à l'instant t+1.

Malgré la différence conceptuelle entre la réglementation Solvabilité II et la norme IFRS 17, dont l'objectif n'est pas de cadrer la solvabilité des assureurs, mais de fournir un référentiel homogène et pertinent afin de mieux représenter l'activité d'assurance, on retrouve tout de même une définition très similaire au sujet de la RM et du RA.

Le tableau ci-dessous permet de souligner les points de divergence qui devront être étudiés.

Sujets	IFRS 17 RA	Solvabilité II RM
Risques pris en compte	Risques non-financiers à exception du risque opérationnel	Risques non couvrables
Méthode	Aucune méthode prescrite par la norme	Méthode coût du capital
Prise en compte de la réassurance	Le RA est calculé net de réassurance	La RM est calculée brute de réassurance
Granularité de calcul	Au niveau de chaque groupe	Par <i>Line of Business</i>
Niveau de confiance	Seuil à définir par l'entité	Seuil de confiance de 99,5 % implicite
Divulgateion du niveau de confiance	Oui	Non

2.2.2 La méthode Coût du capital

La première approche exploitant le cadre Solvabilité II pouvant être utilisée consiste à appliquer directement la formule coût du capital au calcul de l'ajustement pour risque non-financier sous IFRS 17.

Il est clair que cette méthode nécessite un retraitement supplémentaire par rapport au calcul fait sous la réglementation Solvabilité II. En effet, le tableau récapitulatif souligne quelques différences qui devront être adressées afin d'obtenir un montant de RA cohérent avec la définition fournie par la norme IFRS 17.

Cette méthode s'inscrit dans le cadre des méthodes *Bottom Up*. En effet, c'est à partir des hypothèses actuarielles (mortalité, rachat, etc) que les chocs relatifs au calcul des différents SCR sont calculés. Ainsi, cette méthode permet de déterminer un montant de RA au niveau de chaque traité (dans le cadre de la réassurance) et donc au niveau de chaque groupe.

Le détail de ce calcul sera présenté dans les sections suivantes de l'étude.

2.2.3 L'approche par les marges

L'approche par les marges est une deuxième déclinaison de la méthodologie coût du capital. En effet, elle exploite la même logique que celle utilisée sous Solvabilité II.

L'idée de cette méthode est assez simple, elle consiste à exploiter la méthodologie de calcul du SCR (présentée en Annexe) afin d'obtenir une déviation correspondant à l'incertitude dans les estimations et non pas à une exigence de capital nécessaire à absorber un choc.

Ce montant de déviation, qui vient remplacer le montant de SCR dans la formule coût du capital, doit refléter l'incertitude dans les estimations des différentes grandeurs à l'origine du BEL.

Ainsi, l'objectif est alors d'introduire des chocs sur les hypothèses non-financières (i.e actuarielles) afin d'obtenir un BEL comportant un choc calibré de manière à refléter l'incertitude dans les estimations tout en fournissant un niveau de confiance associé à l'incertitude calibrée.

Ainsi, les déviations sous-modulaires (de manière similaire aux SCR sous-modulaires) sont obtenues selon la relation suivante :

$$Deviation_{risque}(t) = BEL_{choc,risque}^{\alpha}(t) - BEL_{central}(t)$$

Où :

- α représente le niveau de confiance dans l'estimation des hypothèses actuarielles ;
- $BEL_{choc,risque}^{\alpha}$ représente la provision BEL comportant un choc pour le sous-module de risque étudié afin de tenir compte des incertitudes dans les estimations avec un niveau de confiance α ;
- $BEL_{central}$ représente la provision BEL sans aucun choc sur les hypothèses actuarielles.

Une fois les déviations par sous-module de risques obtenues, elles seront agrégées par le biais de la matrice de corrélation intra-modulaire sous Solvabilité II afin d'obtenir une déviation totale à un niveau de confiance α . La matrice de corrélation utilisée sera présentée en annexe. Finalement, les montants de déviation obtenus viendront remplacer les SCR au numérateur de la formule coût du capital pour fournir un montant de RA.

Cette méthode peut être qualifiée de méthode *Top Down* ou *Bottom Up* en fonction du processus de calibration retenu. Il est possible de calibrer des chocs à l'origine de déviations correspondant à l'incertitude (à un niveau de confiance donné) pour l'entité, et ensuite procéder à une allocation du RA aux différents groupes de contrat. Dans ce cas, cette méthode peut être considérée comme une méthode *Top Down*. C'est la méthodologie retenue par les équipes de PartnerRe, c'est donc cette approche que nous cherchons à valider.

Il est également possible de s'intéresser uniquement au groupe étudié en déterminant les lois des différentes hypothèses actuarielles à l'origine du BEL. Une fois ces lois déterminées, il sera nécessaire d'étudier l'incertitude liée à l'estimation des lois pour ensuite capter une déviation à un niveau de confiance donné. Dans ce cas, l'approche par les marges s'inscrit dans le cadre des méthodes *Bottom Up*. C'est cette méthode qui sera approfondie dans le cadre de cette étude.

2.3 Approche stochastique

L'approche stochastique, aussi appelée approche par quantiles, est une approche permettant d'obtenir une valeur de *Risk Adjustment* ainsi qu'un niveau de confiance associé par simulation. Cette méthode peut être qualifiée d'approche *Bottom Up* ou *Top Down* en fonction de la granularité de calcul retenue ainsi que des données disponibles. Nous détaillons, dans cette section, le fonctionnement de cette méthode et nous présentons quelques mesures de risques utilisées afin de déterminer le montant de RA.

La première étape consiste à projeter les flux futurs de trésorerie via des scénarios associés uniquement au risque non-financier. On considère donc que l'on se place dans un scénario dans lequel les risques financiers sont supposés fixes. Cette étape suppose que l'entité dispose déjà d'une distribution des flux de trésorerie, c'est souvent le cas pour les entités disposant déjà d'un modèle interne dans le cadre de la réglementation Solvabilité II.

Sous cette méthode, le RA est défini par (COUSIN et FAYE [2019]) :

$$RA = m\left(\sum_{s>0} F_s C F_s^{NF} | F_\infty^{NF}\right)$$

Avec :

- F_s le facteur d'actualisation à l'instant s ;
- $C F_s^{NF}$ la variable aléatoire correspondant aux flux de trésorerie dans un scénario de risque non-financier ;
- $t \mapsto m(t)$ une mesure de risque.

Nous présentons, dans la suite de cette section, quelques métriques de risque souvent associées à l'utilisation de cette méthode.

La Value at Risk

La *Value at Risk* VaR à un niveau de confiance α pour une variable aléatoire X est donnée par :

$$VaR_\alpha(X) = \inf(x \in \mathbb{R} | \alpha \leq \mathbb{P}(X \leq x))$$

Il est donc possible de définir une mesure fondée sur la VaR de la sorte :

$$m(X) = VaR_\alpha(X) - \mathbb{E}(X)$$

Ainsi le montant de RA est donnée par :

$$RA = VaR_\alpha\left(\sum_{s>0} F_s C F_s^{NF} | F_\infty^{NF}\right) - BEL_0$$

La VaR est utilisée dans la formule standard du calcul du SCR sous Solvabilité II, elle est également souvent utilisée dans les modèles économiques internes. Ainsi, sa mise en place peut s'avérer simple lorsque des modèles et études internes sont déjà établis.

La VaR est l'une des nombreuses approches de type quantiles pouvant être envisagées.

La Tail Value at Risk

La *Tail Value at Risk* (TVaR) est une autre mesure souvent utilisée au sein des entreprises disposant de modèle économiques. À différence de la VaR, cette mesure est une mesure cohérente et donc respecte systématiquement la propriété de sous-additivité.

La TVaR est définie par :

$$TVaR_\alpha = \mathbb{E}(X | X \geq VaR_\alpha(X))$$

De plus, l'utilisation de la TVaR permet de mieux tenir compte des queues de distribution. Cependant, elle nécessite un nombre de données plus important afin d'obtenir des résultats cohérents.

Nous ne disposons pas des données nécessaires à la mise en place d'une approche stochastique. PartnerRe ne dispose pas de modèle économique interne nous permettant d'obtenir des informations sur les distributions des flux de trésorerie pour le groupe étudié. Ainsi, malgré sa potentielle solidité, nous ne retenons pas cette méthode pour le calcul de l'ajustement pour risque non-financier.

2.4 Les méthodes retenues

Afin de valider les résultats obtenus par les équipes de PartnerRe, nous faisons le choix de nous intéresser aux méthodes *Bottom Up*. En effet, la méthode retenue par PartnerRe permet de calculer un montant de RA à un niveau de granularité moins fin que le niveau de granularité requis pour ensuite procéder à une allocation par groupe IFRS 17. Il est donc intéressant de comparer ces montants avec les montants de RA calculés selon une logique inverse.

Nous avons alors trouvé judicieux de nous intéresser uniquement aux méthodes *Bottom Up* pour valider les résultats obtenus selon une logique *Top Down*. En effet, cela permet de valider également le processus d'allocation.

Les méthodes retenues pour la validation des résultats sont :

- l'approche par coût du capital ;
- l'approche par les marges selon une logique Bottom Up.

Toutes les méthodes retenues font donc intervenir le taux coût du capital. La réglementation Solvabilité II impose l'utilisation d'un taux de coût du capital fixé à 6 %. Cependant, la norme IFRS 17 ne prescrit aucune méthode de calcul pour le RA et donc, elle n'impose aucun taux à utiliser si la méthode coût du capital est retenue.

Il est intéressant d'étudier les différents montants de RA avec un taux de coût du capital différent de celui fourni par l'EIOPA. Ainsi, en plus d'utiliser le taux sous la réglementation Solvabilité II nous allons également utiliser le taux de coût du capital défini par l'entité.

En effet, l'équipe de tarification a souvent recours à cette métrique lors de la définition d'un tarif. Ce taux est défini par l'équipe s'occupant de la gestion de l'actif nommée *Corporate Actuarial*. Le taux défini par cette équipe est de 5 %, cela est cohérent avec les discussions en cours avec les acteurs de marché et l'EIOPA ayant pour objectif de baisser le taux de coût du capital dans un contexte de taux bas de 6 % à 5 % ou même 4 %.

Chapitre 3

Implémentation des méthodes retenues

Nous choisissons dans cette étude de nous intéresser aux méthodes *Bottom Up* et donc d'implémenter deux approches : l'approche par les marges ainsi que l'approche par coût du capital. Dans ce chapitre, nous présentons les différentes étapes nécessaires à l'obtention des montants de RA selon les approches.

3.1 Approche par les marges

La première approche étudiée est l'approche par les marges. Comme expliqué lors de la présentation de la méthode, nous allons définir les scénarios centraux ainsi que les scénarios avec choc qui nous permettront ensuite d'établir une déviation et donc d'obtenir un montant d'ajustement pour risque non-financier.

Le RA à un niveau de confiance α , avec les mêmes notations, sera donné par :

$$RA^\alpha = CoC \sum_{t \geq 0} \frac{Deviation_\alpha(t)}{(1 + r_{t+1})^{t+1}}$$

Avec :

- $Deviation_\alpha(t)$ la déviation pour un niveau de confiance α à un instant t ;
- CoC le taux de coût du capital ;
- r_{t+1} le taux sans risque à échéance $t + 1$ années.

3.1.1 Le niveau agrégation

Notre étude se porte sur un groupe de contrats composé de six traités, dont les caractéristiques ont été présentées dans les sections précédentes de ce mémoire. Ces traités ne respectent pas la contrainte générationnelle imposée par la norme lors de l'agrégation des contrats et ne devraient pas être regroupés dans un même groupe de contrats. Cependant, le manque de données historiques

observé pour les groupes de contrats respectant la contrainte générationnelle pourrait avoir des conséquences importantes sur les montants de RA calculés. De plus, une fois l'étude complétée, il serait possible de restreindre le cadre de l'étude à un groupe de contrat au sens de la norme IFRS 17.

3.1.2 Les facteurs de risque

Comme présenté précédemment dans cette étude, l'approche par les marges repose sur la notion de déviation par rapport à un scénario central. Il est donc important de s'intéresser aux grandeurs pouvant être à l'origine de cette déviation afin de les modéliser lorsque cela est possible.

Nous allons tout d'abord nous intéresser uniquement au risque de mortalité, en effet les risques retenus partagent les mêmes facteurs de risques.

Il existe quatre facteurs de risque ayant une influence sur le risque de mortalité. Ces facteurs sont :

1. risque de niveau : le risque lié à la mauvaise estimation des paramètres permettant d'évaluer le risque ;
2. risque de tendance : le risque lié à la mauvaise estimation de la tendance d'évolution du risque ;
3. risque de volatilité : le risque lié à une fluctuation du nombre et des montants de sinistres par rapport à ce qui avait été prévu par l'assureur ;
4. risque de catastrophe : le risque lié à la survenue d'un événement engendrant des pertes importantes pour l'assureur.

Le facteur de risque lié à la volatilité du nombre et des montants de sinistres ne sera pas modélisé, en effet le risque de volatilité est très souvent négligé en assurance, car il est très faible par rapport à l'impact des autres facteurs de risques. De plus, il est possible de considérer que le risque de volatilité est inclus dans le risque de niveau. Cela revient à considérer que les fluctuations (du nombre et des montants de sinistres) sont intégrées dans la mauvaise estimation des paramètres.

Le risque de tendance, aussi connu sous le nom de *Mortality Improvement* dans le cadre du risque de mortalité, est un risque lié à la mauvaise estimation de la tendance de l'hypothèse *Best Estimate Liabilities* sur la durée de l'horizon de projection.

Les tables permettant d'estimer la tendance pour ce portefeuille sont données par le CMI (*Continuous Mortality Investigation*) qui est un groupe du travail du IFoA (*Institute and Faculty of Actuaries*) fournissant des tables de tendance pour le risque de mortalité. Ces tables permettent de tenir compte de la tendance de mortalité au Royaume-Uni.

Il nous est impossible de recueillir assez de données sur la tendance de la mortalité du portefeuille, c'est donc le CMI qui recueille ces informations auprès des réassureurs et assureurs couvrant un risque au Royaume-Uni et c'est à partir de ces données que les tables sont construites.

Ainsi, nous faisons face à un premier problème lié au manque de données, ce qui ne nous permet pas de retenir ce facteur de risque.

Le risque de catastrophe ne sera également pas retenu. En effet, de manière similaire au risque de tendance, l'estimation d'un choc lié à ce risque nécessite une grande quantité de données dont nous ne disposons pas.

Ainsi, le seul facteur de risque retenu sera le facteur de niveau. Par souci de cohérence, on traitera uniquement ce facteur de risque dans le cas du risque de rachat également. Pour ce qui est du risque de frais, on verra que l'approche retenue est incompatible avec une modélisation par facteur de risque.

3.1.3 Construction du scénario central pour le risque de mortalité

Comme expliqué dans le chapitre précédent, l'approche par les marges requiert le calcul de déviations du scénario central à partir de scénarios choqués.

En pratique, pour le risque de mortalité, cela consiste en :

1. déterminer une table de mortalité associée au scénario central, représentant de manière convenable la mortalité du portefeuille. C'est l'hypothèse "*Best Estimate*" du risque de mortalité ;
2. déterminer une table de mortalité comportant un choc afin d'établir la déviation associée. L'objectif de cette table est de contenir un choc par rapport au scénario central afin d'être à l'origine d'une déviation une fois que ces tables seront utilisées pour calculer le BEL IFRS 17. Ce choc doit être calibré de manière à représenter l'incertitude à un niveau de confiance α .

Nous allons d'abord nous intéresser au premier point, la création de la table de mortalité associée au scénario central.

Pour rappel, voici les données dont nous disposons :

1. l'historique sur les 10 dernières années pour les traités étudiés (base de données des rachats et des sinistres) ;
2. une table de mortalité de référence ;
3. le bordereau associé au groupe de contrats étudié.

Nous allons donc exploiter ces données afin de déterminer la table de mortalité associée au scénario central.

Il existe différentes méthodes permettant de construire une table de mortalité tenant compte de l'expérience dont on dispose. Cependant, il est essentiel de tenir compte de la simplicité de la méthode de construction de ces tables en prévision de leurs révisions futures. En effet, le processus de création ou d'ajustement des tables de mortalité est une étape clé dans le provisionnement d'un contrat d'assurance. C'est une étape qui peut survenir plusieurs fois sur la durée de vie du contrat, dès lors que l'on observe un écart très important entre les valeurs estimées (les *Expected*) et les valeurs réelles (les *Actuals*).

Lorsque les hypothèses clés du provisionnement d'un contrat d'assurance sont revisitées, comme les tables de mortalité dans le cadre de l'assurance temporaire décès, il est nécessaire d'obtenir l'accord du management afin d'implémenter ces changements.

Ainsi, il est primordial d'avoir des processus simples et solides afin de faciliter cette étape de validation par le management. C'est pourquoi, tout au long de l'implémentation, nous chercherons à établir un processus simple, solide et facile d'explication.

Estimateur de Hoem

Les approches retenues sont des méthodes établies à partir du calcul des taux bruts de mortalité. L'estimateur retenu pour cela est l'estimateur d'Hoem. Cet estimateur a été choisi en raison de sa simplicité de calcul ainsi que sa robustesse.

On note :

- $q_{x,t}$ le taux de décès pour un assuré d'âge x et à la durée t ;
- $n_{x,t}$ le nombre d'individus en vie à l'âge x pour la durée t ;
- on note $[\alpha_i, \beta_i]$ l'intervalle d'observation de l'assuré i à l'âge x et à la durée t . On a donc $[\alpha_i, \beta_i] \subset [x, x + 1]$.

La mise en place d'un tel estimateur nécessite la vérification de certaines hypothèses :

- les décès sont considérés indépendants ;
- la probabilité de décès sur l'intervalle $[\alpha_i, \beta_i]$ pour un individu d'âge x et à la durée t , est donnée par $(\beta_i - \alpha_i)q_{x,t}$;
- D_x suit une loi binomiale $\mathcal{B}(n_{x,t}, \beta_i - \alpha_i q_{x,t})$.

Ainsi, l'estimateur d'Hoem est défini par :

$$\hat{q}_{x,t} = \frac{D_{x,t}}{\sum_{i=1}^{n_{x,t}} (\beta_i - \alpha_i)}$$

L'intervalle d'observation des assurés étant déjà pris en compte dans le calcul de l'exposition, le taux de Hoem devient :

$$\hat{q}_{x,t} = \frac{D_{x,t}}{E_{x,t}}$$

Comme nous avons pu le souligner dans la présentation des données disponibles, nous ne disposons pas d'exposition pour chaque âge et chaque durée. Cela pose évidemment un problème dans le calcul de l'estimateur d'Hoem qui n'est alors pas défini pour tous les termes de la table de référence. C'est notamment le cas pour les grands âges. En effet, le nombre d'individus présents dans l'historique pour les très grands âges est assez faible.

Il est important d'appliquer un processus permettant de résoudre ce problème lié au manque de données aux grands âges. Bien que le bordereau ne présente pas d'individus ayant un âge correspondant aux taux manquants, ces taux seront tout de même nécessaires lors de la projection des flux. En effet, lors du calcul du BEL, les âges sont incrémentés à chaque année de projection (une fois la sixième durée atteinte). Afin de pouvoir tout de même calculer des taux bruts de mortalité, nous avons fait le choix de restreindre les âges étudiés à l'intervalle d'âges allant de 21 ans à 74 ans.

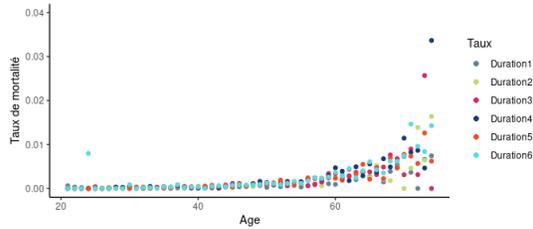


FIGURE 3.1 – *Taux bruts de Hoem par duration*

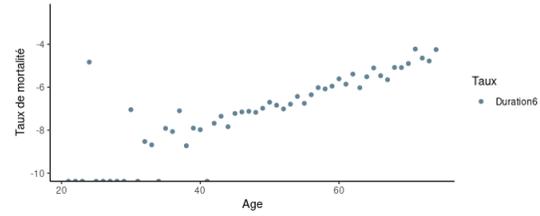


FIGURE 3.2 – *Taux bruts logarithmique de Hoem pour la duration 6*

Les taux bruts d’Hoem présentent des irrégularités dues à l’échantillonnage des données et ne peuvent pas constituer des hypothèses de mortalité en l’état. En effet, on retrouve plusieurs taux nuls sur la fenêtre d’âge entre [20,40]. Ceci est dû à la faible exposition sur ces âges, ce qui explique l’absence de décès, donc un taux de mortalité brut nul.

Ainsi, nous devons alors procéder à un lissage des taux bruts afin d’obtenir une courbe régulière correspondant au mieux à la mortalité réelle du portefeuille.

Le modèle de Brass

Comme explicité précédemment, les taux bruts d’Hoem présentent de fortes irrégularités dues à l’échantillonnage des données. Afin de pallier ce problème, nous appliquons un modèle de lissage à ces taux bruts. Il existe de nombreux modèles pouvant être utilisés, on distingue deux grandes familles : les modèles paramétriques et les modèles relationnels.

Les modèles paramétriques permettent de réajuster les taux bruts calculés précédemment à l’aide d’une loi dont les paramètres ne sont pas fixés. On fait uniquement une hypothèse sur la forme de la courbe des taux de mortalité.

Les modèles relationnels, à la différence des modèles paramétriques, permettent d’ajuster les taux bruts calculés précédemment en identifiant un lien (une formule mathématique) entre ces taux bruts et les taux provenant d’une table de référence n’ayant pas d’irrégularités.

Étant donné les données disponibles, les modèles retenus sont les modèles relationnels. En effet, nous disposons d’une table de référence propre au portefeuille et n’ayant pas d’irrégularités, l’objectif est donc d’exploiter cette table pour le repositionnement des taux bruts.

De plus, les modèles relationnels permettent d’obtenir des résultats plus concluants par rapport aux modèles paramétriques lorsque la quantité de données à disposition est faible.

Le premier modèle retenu est le modèle de Brass [1971], choisi pour sa robustesse et son avantage d’être facile d’implémentation et de compréhension.

Le modèle de Brass lie les taux bruts de référence et le taux bruts estimé d’Hoem via la fonction Logit. Ce lien est donné par :

$$\text{Logit}(\hat{q}_{x,t}) = \alpha + \beta * \text{Logit}(q_{x,t}^{ref}) + \epsilon_{x,t}$$

avec :

- Logit la fonction telle que $\forall x \in [0, 1] \text{Logit}(x) = \log\left(\frac{x}{1-x}\right)$;
- α et β les deux paramètres à estimer ;
- $\epsilon_{x,t}$ terme d'erreur aléatoire.

Le modèle de Brass suppose donc que le taux de décès observé et le taux de décès de référence sont liés linéairement. Le paramètre α vient modifier les taux aux différents âges de manière identique alors que le terme β modifie le taux ajusté en fonction de l'âge.

Les paramètres α et β sont estimés en minimisant la distance entre les taux de référence et les taux observés pondérés par l'exposition associée.

$$\min_{\alpha, \beta} \sum |E_{x,t} * (q_{x,t} - q_{x,t}^{ref})|$$

Une fois les paramètres $\hat{\alpha}$ et $\hat{\beta}$ estimés, les taux de décès lissés sont donnés par :

$$\tilde{q}_{x,t} = \frac{\exp(\hat{\alpha} + \hat{\beta} * \text{Logit}(q_{x,t}^{ref}))}{1 + \exp(\hat{\alpha} + \hat{\beta} * \text{Logit}(q_{x,t}^{ref}))}$$

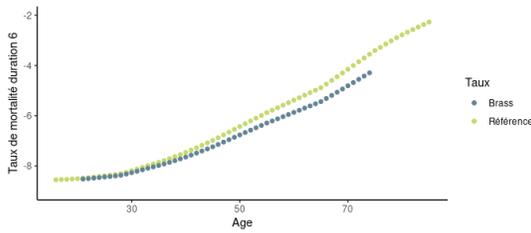


FIGURE 3.3 – *Comparaison des taux logarithmiques de Brass et de référence sur la dernière durée*

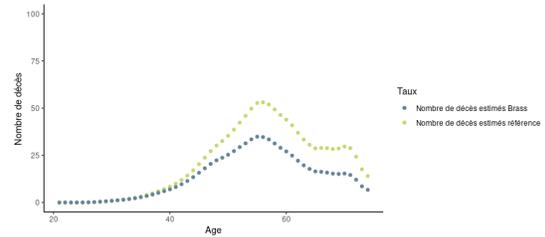


FIGURE 3.4 – *Comparaison du nombre de décès estimés sur la dernière durée par les taux de référence et les taux de Brass*

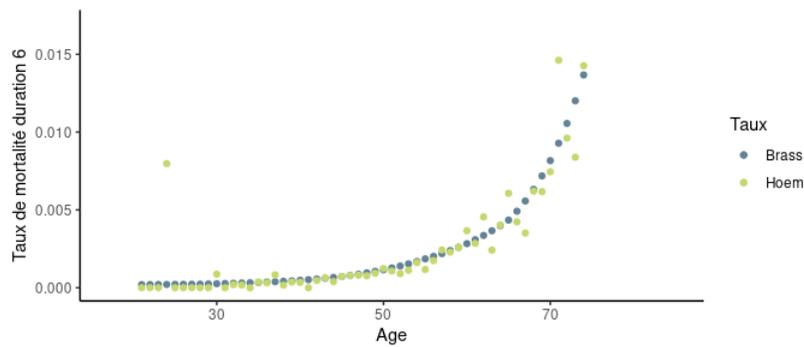


FIGURE 3.5 – *Comparaison des taux bruts d'Hoem et les taux de Brass sur la dernière durée*

Les graphiques ci-dessus permettent de comparer les résultats obtenus via le lissage de Brass avec les taux de référence pour le portefeuille étudié.

Il est possible de remarquer que les taux de Brass sont légèrement inférieurs aux taux de référence dont nous disposons, ce qui implique un nombre de décès estimé inférieur au nombre de décès décrit par la table de référence. Cela revient donc à considérer que l'on observe une sous-mortalité par rapport à la mortalité définie par la table de référence.

Les taux lissés avec le modèle de Brass semblent être cohérents, on remarque que les taux lissés obtenus suivent bien la tendance des taux bruts d'Hoem. On étudiera la qualité du lissage lors de l'étape de validation de nos nouvelles hypothèses de mortalité.

La méthode SMR

La méthode SMR (*Standardised Mortality Ratio*) est également une méthode de repositionnement d'une table de mortalité existante en fonction de la mortalité observée sur le portefeuille associé à la table de mortalité.

C'est une méthode non paramétrique très simple qui consiste à appliquer un facteur de majoration (ou réduction) à la table de mortalité afin de l'ajuster en fonction de la mortalité observée.

Le coefficient SMR est calculé de la sorte :

$$SMR = \frac{\sum_{x,t} D_{x,t}}{\sum_{x,t} E_{x,t} q_{x,t}}$$

Où :

- $D_{x,t}$: le nombre de décès observé à l'âge x et à la durée t ;
- $E_{x,t}$: l'exposition à l'âge x et à la durée t ;
- $q_{x,t}$: le taux de décès de référence à l'âge x et à la durée t .

Ainsi, les taux de décès ajustés en tenant compte de la mortalité observée sont construits de la sorte :

$$\hat{q}_{x,t} = SMR * q_{x,t}$$

La censure et la troncature ont été prises en compte dans le calcul de l'exposition.

Cette méthode, en plus d'être simple, fournit un indicateur très explicite du niveau de mortalité observé par rapport au niveau de mortalité décrit par la table de référence. En effet, si la valeur du coefficient SMR est supérieure à 1, cela indique que l'on observe une surmortalité par rapport à la table de mortalité de référence. Dans le cas contraire, on observe une sous-mortalité.

Le SMR obtenu sur le portefeuille est de 112,6 %, on observe donc une surmortalité dans l'historique du portefeuille par rapport à la table de référence. Les résultats fournis par ce modèle sont en contradiction avec les résultats obtenus à partir du modèle de lissage de Brass.

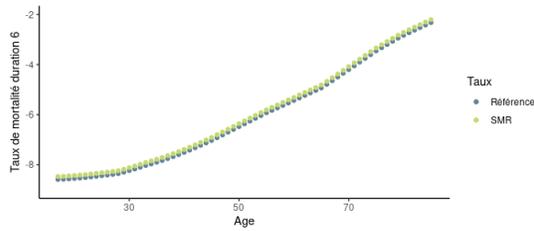


FIGURE 3.6 – *Taux logarithmique SMR vs Taux logarithmique de référence sur la dernière durée*

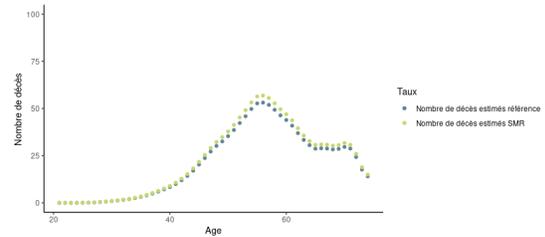


FIGURE 3.7 – *Comparaison du nombre de décès estimés sur la dernière durée par les taux de référence et les taux SMR*

La figure 3.6 présente la comparaison des taux de référence et des taux repositionnés selon la méthode SMR pour la durée 6. À différence des résultats obtenus par le biais du modèle de Brass, les taux obtenus ont exactement la même tendance que les taux de référence. En effet, la méthode SMR a pour effet de translater la courbe des taux de décès de référence en fonction de la surmortalité ou sous-mortalité observée.

La table de référence n'étant pas définie pour toutes les durées à partir d'un certain âge (85 ans), nous retenons les taux de mortalité repositionnés entre les âges 12 ans et 85 ans.

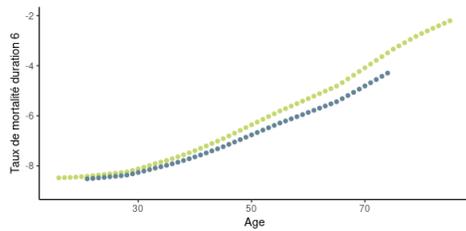


FIGURE 3.8 – *Taux logarithmique SMR vs Taux logarithmique de Brass sur la dernière durée*

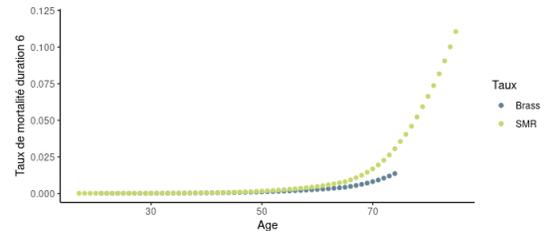


FIGURE 3.9 – *Taux SMR vs Taux de Brass sur la dernière durée*

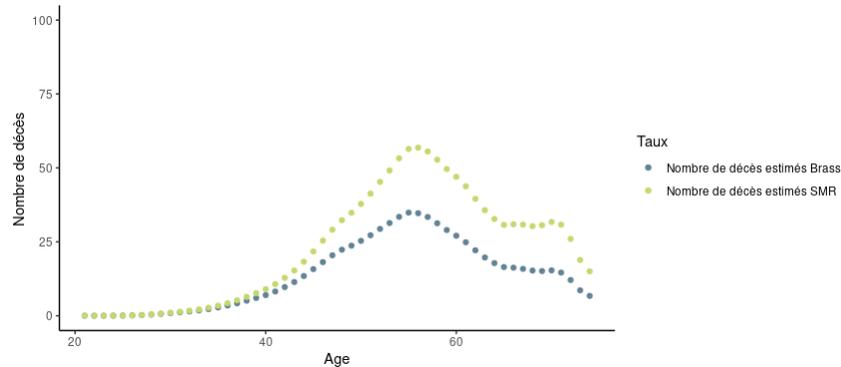


FIGURE 3.10 – *Comparaison du nombre de décès estimés sur la dernière duration par les taux de Brass et les taux SMR*

Malgré le manque d'exposition nous empêchant de comparer les taux de décès entre la méthode SMR et les méthodes de Brass sur tous les âges, il est tout de même possible d'observer une forte différence des taux de mortalité estimés pour ces deux approches sur l'intervalle d'âge commun aux deux méthodes ([21 ;84]).

Les figures 3.8 à 3.10 présentent une comparaison des résultats obtenus pour les deux modèles. Il est clair que les taux de décès de Brass sont inférieurs aux taux de décès obtenus avec la méthode SMR. Ainsi, les nombres de décès estimés selon ces deux approches présentent une différence significative.

Il sera ainsi judicieux de s'intéresser à la qualité d'estimation des deux méthodes retenues afin de pouvoir décider quelle méthode permet d'obtenir les résultats les plus concluants.

Fermeture des tables de mortalité

Comme expliqué précédemment, nous ne disposons pas de taux de décès ajustés pour les grands âges. Pour le modèle de Brass, les taux sont définis pour les âges allant de 21 à 74 ans, tandis que pour le modèle SMR, les taux de décès sont définis pour les âges allant de 12 à 85 ans.

Le fait de ne pas disposer de taux de décès pour les âges allant de 12 à 21 ne pose pas de problème majeur, en effet ces individus sont très peu nombreux dans le portefeuille. De plus, le modèle de projection utilise les taux de décès correspondant aux âges suivants lorsque les taux à l'âge de la police ne sont pas définis.

Par exemple, pour un individu âgé de 17 ans, le modèle utilisera les taux de décès de l'âge 21 ans (premiers taux de décès disponible). Les taux de décès correspondant à l'âge 21 seront utilisés jusqu'à atteindre un âge supérieur à 21 lors de l'incrémentation de l'âge faite par le modèle.

Pour les grands âges, nous appliquons une fermeture de table afin de fournir des taux de décès requis par le modèle pour effectuer les projections des flux financiers nécessaires au calcul du BEL du portefeuille.

Nous utiliserons la méthode retenue par PLANCHET et TOMAS [2013], utilisant le modèle de Denuit & Goderniaux [2005].

Cette méthode consiste à optimiser un modèle log-quadratique associé à deux contraintes aux limites de la table de mortalité.

Le lien log-quadratique étant défini par :

$$\log(q_{x,t}) = a_t + b_t x + c_t x^2 + \epsilon_{x,t}$$

- ϵ_x désigne le terme d'erreur aléatoire tel que $\epsilon_x \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2)$.

Le modèle comporte deux contraintes aux extrêmes :

- $q_{x,t} = 1$ pour tout t ;
- $\frac{\partial q_{x,t}}{\partial x}(115) = 0$ pour tout t .

Les deux contraintes imposent une concavité des taux de mortalité aux grands âges ainsi que l'existence d'une tangente au point $x=115$.

Cela permet d'obtenir la relation suivante entre nos différents paramètres :

$$\log(q_{x,t}) = a_t + b_t x + c_t x^2 = c_t (115 - x)^2$$

Considérer que les taux de décès à l'âge 115 sont égaux à 1 ne constitue pas une approximation majeure. En effet, seulement 16 personnes au monde ont survécu après cet âge.

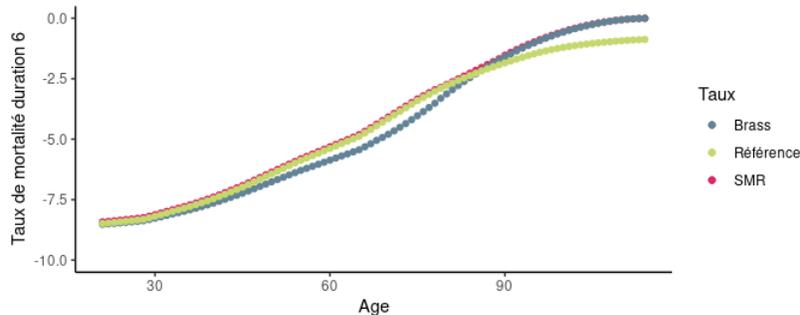


FIGURE 3.11 – *Comparaison des taux logarithmiques avec fermeture sur la dernière durée (SMR et Brass)*

On observe que la fermeture de table a pour effet de réduire l'écart entre les taux de décès obtenus avec le modèle de Brass et le repositionnement SMR. En effet, à partir de l'âge 85, correspondant à l'âge de début de fermeture de la table issue de la méthode SMR, les taux de décès entre les deux méthodes sont pratiquement confondus. Les résultats pour les autres durées seront présentés en annexe dans la partie correspondante à celle-ci.

Désormais, nous disposons du scénario central pour le risque de mortalité associé au groupe de traités étudiés selon les deux méthodes retenues (SMR et Brass). Nous continuons dans la suite, l'étude de ces deux méthodes afin d'analyser le potentiel impact des modélisations des taux de décès sur le montant de RA.

Mesure de la qualité d'ajustement des taux de mortalité

Les résultats issus des deux méthodes retenues (SMR et Brass) sont significativement différents. Il est donc important de s'interroger sur la qualité de l'ajustement obtenue par ces deux approches de repositionnement.

Ainsi, nous proposons différentes approches permettant de quantifier la qualité des différents ajustements apportés à la table de référence. Il est important de noter que les différents tests existants pour mesurer la qualité des taux de mortalité ajustés reposent souvent sur des hypothèses fortes qui ne sont pas systématiquement vérifiées. Il est alors intéressant de mettre en place différents tests afin de combiner les résultats obtenus et donc pouvoir statuer sur leur qualité.

Nous appliquons deux types de contrôle sur les ajustements obtenus (CHARPENTIER [2014]). Le premier type de contrôle consiste à appliquer des tests de validation dits de 1er niveau. L'objectif de ces tests est de mesurer la qualité de l'ajustement vis-à-vis de l'historique dont nous disposons. Ces tests permettent donc de mesurer la proximité des estimations obtenues via les deux approches retenues et les différentes observations disponibles.

Nous appliquons ces tests aux taux de mortalité sans fermeture afin de ne pas tenir compte de la réduction des écarts produite par cette méthode. De plus, nous étudions les taux de décès associés à des âges compris entre 21 et 74 ans, intervalle d'âge où les taux de Brass et taux SMR sans fermeture sont définis. L'objectif de cette étape est de comparer les estimations sur la même échelle, en effet en tenant compte de plus d'observations pour le repositionnement SMR, on obtiendra potentiellement des indicateurs d'erreur plus importants.

Les tests de validation de 2e niveau permettent de valider la régularité des taux obtenus.

Tests de 1er niveau

Ces tests, nous permettent de quantifier la déviation des modèles utilisés avec les observations, ils se fondent sur les indicateurs suivants :

- Le premier indicateur retenu est le χ^2 . Cet indicateur ne permet pas de statuer sur la qualité d'un modèle, mais il permet de comparer deux modèles. Nous allons donc calculer cet indicateur pour nos deux estimateurs de mortalité.

$$\chi^2 = \frac{\sum_{x,t} (D_{x,t} - E_{x,t} \times \hat{q}_{x,t})^2}{\sum_{x,t} E_{x,t} \times \hat{q}_{x,t} \times (1 - \hat{q}_{x,t})}$$

Le modèle à l'origine de la distance de χ^2 la plus faible sera considéré meilleur.

- Le deuxième indicateur retenu est le **MAPE**, cet indicateur calcule la moyenne des valeurs absolue des écarts aux données observées. Le coefficient MAPE est donné par :

$$\text{MAPE} = \frac{\sum_{x,t} |D_{x,t}/E_{x,t} - \hat{q}_{x,t}|}{\sum_{x,t} D_{x,t}} \times 100$$

Il est clair, au vu de la définition de l'indicateur, que le modèle qui sera considéré meilleur est le modèle ayant le coefficient MAPE le plus faible.

- Nous allons également considérer un indicateur souvent utilisé pour mesurer l'adéquation entre les modèles et les observations : le R^2 . Cet indicateur permet de fournir une information sur la variance expliquée par le modèle.

$$R^2 = 1 - \frac{\sum_{x,t} (D_{x,t}/E_{x,t} - \hat{q}_{x,t})^2}{\sum_{x,t} (D_{x,t}/E_{x,t} - (\sum_{x,t} (D_{x,t}/E_{x,t})/n_{obs})^2)}$$

Le meilleur modèle selon le critère du R^2 est le modèle permettant d'expliquer le plus de variance.

- Le test SMR de *Liddel* est un test permettant de déterminer si le SMR est statistiquement différent de 1, le SMR étant construit de manière identique au coefficient SMR utilisé pour le repositionnement à différence qu'il sera calculé à partir des taux ajustés obtenus et non pas à partir des taux de référence. Le SMR est donné par :

$$SMR = \frac{\sum_{x,t} D_{x,t}}{\sum_{x,t} E_{x,t} \times \hat{q}_{x,t}}$$

En fonction de la valeur du SMR, on utilisera des statistiques différentes :

- Si le $SMR > 1$ $\xi_{SMR} = 3 \times \sqrt{D} \times (1 - \frac{1}{9 \times D}) - \sqrt[3]{\frac{D}{E}}$

- Si le $SMR < 1$ $\xi_{SMR} = 3 \times \sqrt{D'} \times (-1 + \frac{1}{9 \times D'}) + \sqrt[3]{\frac{D'}{E}}$

Avec $D = \sum_{x,t} D_{x,t}$ et $D' = \sum_{x,t} D_{x,t} + 1$ et $E = \sum_{x,t} E_{x,t} \times \hat{q}_{x,t}$.

Notons H_0 l'hypothèse : "Le SMR n'est pas significativement différent de 1" Sous H_0 on a :

$$|\xi_{SMR}| \rightsquigarrow \mathcal{N}(0, 1)$$

Et on rejette H_0 si $\xi_{SMR} > \mathcal{N}_{1-\alpha}(0, 1)$ On retiendra la *p-value* la plus faible calculée par :

$$p - value = F_{\mathcal{N}(0,1)}(\xi_{SMR})$$

Les résultats des tests sont exposés ci-dessous.

Test	SMR	Brass
χ^2	556	490
<i>MAPE</i>	8	6,1
R^2	0,63	0,57
<i>SMR</i>	1	1,09
ξ_{SMR}	0,2	3,99
<i>p-value</i>	0,57	1
H_0	Accepté	Rejeté

Tests de 2ème niveau

L'objectif de ces tests est de vérifier la régularité de l'ajustement adopté.

Test des signes

Le test retenu permet d'étudier la fréquence des changements de signe des différences des taux ajustés avec les taux de décès observés. Notons H_0 l'hypothèse "La médiane entre les signes positifs et les signes négatifs est nulle". Notons n_+ (respectivement n_-) le nombre de signes positifs. (respectivement de signes négatifs).

Notons $n = n_+ + n_-$. La statistique est construite de la sorte :

$$\xi_{\text{Signe}} = \frac{|n_+ - n_-| - 1}{\sqrt{n}}$$

Si H_0 est vrai :

$$\xi_{\text{Signe}} \rightsquigarrow \mathcal{N}(0, 1)$$

Et on rejette H_0 si $\xi_{\text{Signe}} > \mathcal{N}_{1-\frac{\alpha}{2}}(0, 1)$

La p - *value* est donnée par :

$$p\text{-value} = \mathbb{P}[\mathcal{N}_{1-\alpha}(0, 1) > |\xi_{\text{Signe}}|] = 2 \times (1 - F_{\mathcal{N}(0,1)}(\xi_{\text{Signe}}))$$

On cherche à obtenir la p - *value* la plus proche de 1 possible.

Les résultats pour le test sont présentés dans le tableau suivant.

Test	SMR	Brass
n_+	136	161
n_-	188	163
ξ_{Signe}	2,8333	0,0556
p - <i>value</i>	0,0046	0,9557
H_0	Rejeté	Accepté

Les tests de premier niveau sont en faveur de la méthode SMR, en effet le coefficient SMR obtenu pour les taux de Brass est supérieur à 1. En analysant la construction de ce coefficient, il est possible d'en déduire que le repositionnement de Brass sera à l'origine d'une sous-estimation des décès par rapport à la mortalité réelle. C'est un problème assez récurrent avec la méthodologie de Brass. En effet, l'utilisation de la fonction Logit implique une sous-estimation des taux ajustés sur l'intervalle $[0,0.5]$ et une sur-estimation sur l'intervalle $[0.5,1]$ (PLANCHET ET TOMAS [2013]). La fonction Logit étant concave sur l'intervalle $]0,0.5[$, l'inégalité de Jensen nous fournit la relation suivante :

$$\mathbb{E}(\text{Logit}(\hat{q}_{x,t})) \leq \text{Logit}(q_{x,t})$$

En raison de cette relation, les taux de décès entre $]0,0.5]$ seront sous-estimés alors que les taux de décès entre $]0.5,1[$ seront sur-estimés.

Le problème de sur-estimation n'est pas significatif, en effet les taux pour les âges étudiés (allant de $[21 :74]$) sont inférieurs à 0.5.

Ainsi, l'estimateur de Brass semble respecter les différents critères de régularité et les erreurs d'estimation sont plus faibles que celles de l'estimateur SMR. Cependant, le test de *Liddell* souligne une sous-estimation non négligeable pour l'estimateur de Brass. Ainsi, le meilleur modèle semble être le repositionnement SMR. En effet, malgré une meilleure régularité ainsi que des erreurs

plus faibles de l'estimateur de Brass, un problème de sous-estimation peut avoir des conséquences néfastes dans le processus de provisionnement. Cependant, dans le cadre de ce mémoire, nous allons tout de même continuer l'étude avec ces deux estimateurs afin de capter un potentiel impact de la modélisation des taux de décès sur le montant de RA.

3.1.4 Construction du scénario central pour le risque de rachat

De même que pour le risque de mortalité, il est nécessaire de déterminer la loi centrale des rachats représentant au mieux le phénomène de rachat au sein du portefeuille. Nous disposons, de la même manière que pour le risque de mortalité, de l'historique des rachats survenus dans le portefeuille.

Le modèle de projection utilise des taux de rachats exprimés en fonction de la durée de la police projetée et en fonction du type de couverture associé à la police.

Ainsi, il sera nécessaire d'estimer des taux de rachat à cette granularité requise par le modèle. Il a été possible d'analyser la pertinence de cette granularité lors de l'analyse des rachats faite dans la section de présentation des données.

L'estimateur d'Hoem pour le rachat

Le scénario central associé au risque de rachat, tout comme pour le risque de mortalité, doit tenir compte du niveau des rachats observés.

On s'intéressera uniquement aux polices DTA et LTA, car le portefeuille étudié ne présente pas de police ITA.

La granularité de calcul des taux de rachats étant faible (par rapport au risque de mortalité) cela nous permet d'avoir une exposition importante pour les différents taux de rachats, ce qui vient augmenter la solidité des estimations.

Pour obtenir ces taux de rachat, nous avons fait le choix d'utiliser l'estimateur de Hoem.

En effet, il est possible de s'inspirer de l'estimateur de Hoem pour les taux bruts de décès afin d'estimer les taux bruts de rachat. Cet estimateur conduit à des estimations des taux de rachat en nombre.

L'étude des taux de rachat en nombre a été retenue pour deux raisons principales :

- l'utilisation de l'estimateur de Hoem pour le taux de rachat en nombre nous permettra de calculer de manière très simple le scénario comportant un choc associé au calcul du RA pour le risque de rachat. Cette étape sera étudiée lors de la création des taux de rachat avec choc ;
- les études faites au sein de PartnerRe ont montré que les taux de rachats en montant comportent une volatilité plus importante par rapport aux taux de rachats en nombre. Ceci risque d'affecter fortement nos résultats de RA, en effet une forte volatilité implique une forte incertitude dans les estimations.

L'étude d'un estimateur des taux de rachats en montant reste tout de même intéressante et mérite d'être approfondie. En effet, une étude en montant pourrait fournir des résultats plus précis sur l'impact des rachats sur le portefeuille. Cependant, les méthodes d'estimation classiques ayant été déjà analysées, cette étude risque de s'avérer longue et complexe et pourrait être le sujet d'un mémoire à part entière.

De même que pour le risque de mortalité, l'exposition a été calculée de manière à tenir compte de la censure et de la troncature.

Ainsi le taux de rachat est donné par :

$$r_t^{Dta} = \frac{R_t^{Dta}}{E_t^{Dta}}$$

Avec :

- R_t^{DTA} : le nombre de rachats observés pour la durée t et pour les polices DTA ;
- E_t^{DTA} : l'exposition pour les polices DTA et à la durée t .

Les taux de rachats sont construits de la même manière pour le type LTA .

Nous devons tenir compte des limites du modèle de projection lors de l'estimation des taux de rachats. Le modèle permet de renseigner des taux de rachats différents pour les durations allant de 1 à 15. Ceci ne posera pas de problème lors de l'estimation de nos taux de rachat, en effet dans l'historique étudié nous disposons de données uniquement pour des polices ayant une durée comprise entre 1 et 10. Par conséquent, il nous sera impossible d'étudier les taux de rachat pour des durations supérieures à 10.

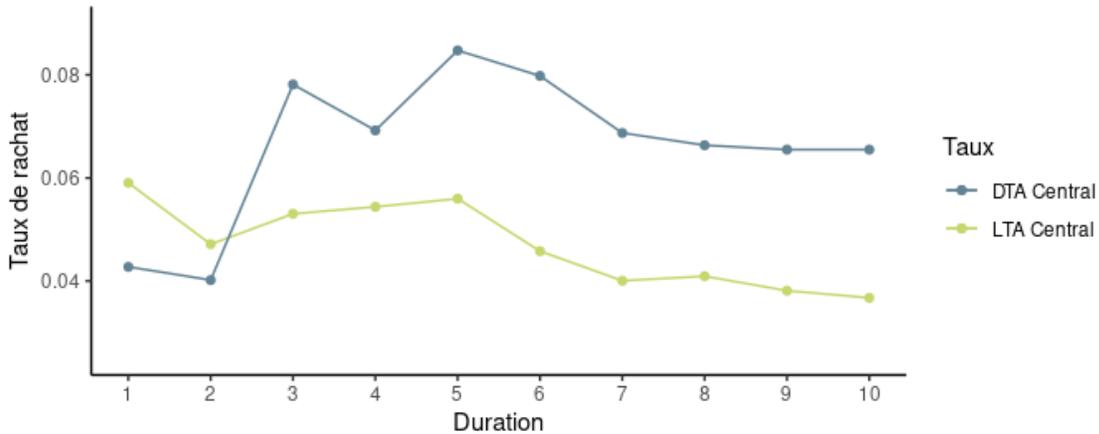


FIGURE 3.12 – Comparaison des taux de rachat estimés par durée et montant assuré

Les principales variations observées se trouvent sur les premières durées, à partir de la durée 7 on remarque que les taux de rachats se stabilisent et ne varient pas de manière significative.

Ainsi, nous avons fait le choix de considérer le taux de rachat obtenu pour la durée 10 comme le taux de rachat pour les durées suivantes. Cette approximation induira sûrement des erreurs d'estimation, cependant l'utilisation de méthodes d'écoulement risquerait d'accroître ces erreurs.

3.1.5 Le scénario central du risque de frais

Le risque de frais ne nécessite pas de modélisation supplémentaire pour la détermination du scénario central. En effet, pour le produit étudié, les frais sont calculés comme un pourcentage fixe des primes.

Ainsi, le scénario central associé au risque de frais sera donné par la combinaison du scénario central de mortalité et du scénario central de rachat. En effet, comme expliqué lors de la présentation du modèle de projection, ce sont ces deux grandeurs qui influent sur les valeurs des primes projetées et donc des frais projetés.

3.1.6 Implémentation des chocs

Nous venons ainsi de définir le scénario central qui nous permet de calculer le BEL associé au portefeuille. Afin de calculer un montant de RA via l'approche par les marges, il est nécessaire d'implémenter des chocs aux scénarios centraux définis précédemment afin de capter une déviation par rapport au BEL central.

Cette déviation obtenue doit être fournie à un niveau de confiance défini afin de représenter l'aversion au risque de l'entité. Le choix de ce niveau de confiance relève du haut management de l'entité, qui fixe un seuil de confiance en fonction de l'aversion au risque. En effet, le niveau de confiance fourni par l'entité vise à représenter la stratégie de l'entité dans la gestion de ses risques et de ses investissements.

Ainsi, tout au long de ce mémoire, nous avons choisi de calculer le montant de RA à trois niveaux de confiance différents. Les niveaux de confiance retenus sont : 70 %, 95 % et 99,5 %.

Chocs pour le risque de mortalité

Dans cette section, nous mettons en place une méthode permettant d'obtenir des déviations pour chaque risque retenu aux niveaux de confiance choisis.

La méthode retenue est la méthode par intervalles de confiance. Cette méthode permet de définir un intervalle de confiance autour de chaque taux de mortalité, ce qui nous permettra de définir des taux de mortalité comportant un choc et donc de calculer une déviation associée à ce taux de mortalité.

L'intervalle de confiance des taux mortalité ajustés est donné par :

$$IC_{\alpha} = [\hat{q}_{x,t} - \phi^{-1}\left(\frac{\alpha}{2}\right)\sqrt{\frac{\hat{q}_{x,t}(1 - \hat{q}_{x,t})}{E_{x,t}}}, \hat{q}_{x,t} + \phi^{-1}\left(\frac{\alpha}{2}\right)\sqrt{\frac{\hat{q}_{x,t}(1 - \hat{q}_{x,t})}{E_{x,t}}}]$$

avec :

- $\hat{q}_{x,t}$ le taux de mortalité ajusté correspondant au scénario central pour un assuré d'âge x et à la durée t ;
- $E_{x,t}$ l'exposition tenant compte de la censure et de la troncature à l'âge x et à la durée t ;
- α le niveau de confiance retenu ;
- ϕ^{-1} la fonction quantile de la loi normale centrée réduite.

Il est clair que pour le produit étudié, le scénario le plus défavorable sera obtenu en augmentant les taux de mortalité. Nous retenons alors la borne supérieure de l'intervalle de confiance comme taux de mortalité pour le scénario avec choc, ceci permettant de considérer le choc le plus adverse pour le risque de mortalité avec un niveau de confiance α . Nous calculons ainsi une nouvelle table de mortalité en utilisant la borne supérieure de l'intervalle de confiance.

Nous calculons cet intervalle de confiance pour les tables obtenues avec les taux de Brass et les taux SMR. Il est important de noter que le calcul de l'intervalle de confiance doit intervenir avant l'étape de fermeture de table afin d'éviter d'obtenir des taux de décès supérieurs à 1.

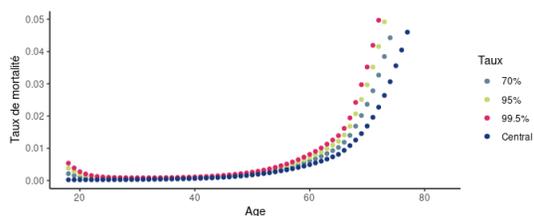


FIGURE 3.13 – Taux SMR pour la durée 6

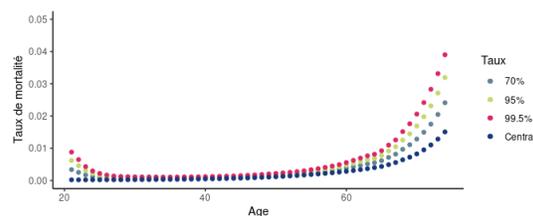


FIGURE 3.14 – Taux Brass pour la durée 6

Les taux avec choc obtenus sont souvent très grands par rapport aux taux d'origine. En moyenne, le taux avec un choc de niveau de confiance de 70 % (le niveau de confiance le plus faible étudié) est deux fois plus important que le taux d'origine. Ainsi, en moyenne, les nombres de sinistres calculés avec cette table devraient être doubles par rapport aux sinistres estimés via le scénario central. Ainsi, la déviation obtenue pour le risque de mortalité devrait être disproportionnée par rapport au montant de provision BEL. De plus, une forte déviation pour le risque de mortalité implique un montant de RA également important.

Nous allons tout de même conserver ces résultats afin de calculer un montant de RA avec ces tables. Cependant, il sera absolument nécessaire d'ajuster les tables avec chocs afin d'obtenir une déviation cohérente avec le montant de BEL.

Un nouveau niveau d'agrégation

Le problème à l'origine des taux avec chocs étudiés lors du paragraphe précédent est le manque d'exposition au niveau de granularité des hypothèses de mortalité (par âge et par durée). En effet, la faible exposition engendre un intervalle de confiance très important et implique donc un choc disproportionné pour le calcul de l'ajustement pour risque.

L'idée retenue est donc de calculer un choc à un niveau de granularité moins fin pour les taux de mortalité du scénario central.

Pour ce faire, nous avons agrégé l'exposition suivant ces deux critères :

- agrégation par durations ;
- agrégation par tranches d'âge (tranches de cinq ans).

Ceci permet la création de ce que l'on pourrait appeler groupes d'expositions, et c'est l'exposition totale du groupe qui sera utilisée pour le calcul de l'intervalle de confiance pour chaque taux de mortalité. Ceci devrait grandement réduire l'étendue de l'intervalle de confiance, et donc le niveau du choc de mortalité pour chaque taux de la table choquée.

Ceci permet donc d'obtenir des chocs croissants avec le niveau de confiance retenu, tout en ayant un niveau de choc qui ne devrait pas être à l'origine d'un montant de RA aberrant par rapport au volume de la provision BEL.

Il est clair que les paramètres de l'agrégation auraient pu être choisis différemment. Le niveau d'agrégation retenu sera validé par le calcul du RA en comparant les résultats obtenus avec ceux de la deuxième approche étudiée (coût du capital).

Cette approximation a été retenue afin de faire face à un problème assez récurrent dans le monde de la réassurance, le manque de données.

Il est certainement possible de considérer que cette approximation n'est pas cohérente avec la méthodologie de calcul des scénarios centraux, notamment lors de la construction des taux bruts d'Hoem où l'on n'a pas agrégé les expositions sur la dernière durée et par tranche d'âge. Cependant, l'objectif de cette approche est de capturer une déviation entre le scénario central et le scénario avec choc. Ainsi, cette approximation affectera uniquement les montants de RA étudiés.

D'autres techniques pourraient être envisagées pour la construction des intervalles de confiance et donc de nos taux avec choc. Nous retrouvons notamment les techniques de bootstrap permettant d'obtenir un niveau de confiance selon une approche simulatoire. Cependant, cette technique est également sensible au manque de données et risque de ne pas fournir de résultats fiables lors de la construction de chocs.

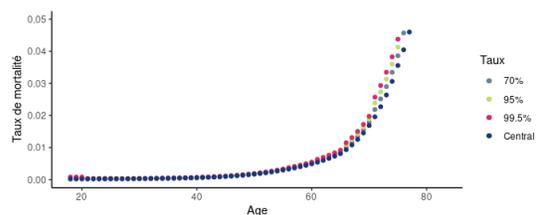


FIGURE 3.15 – *Taux SMR avec choc agrégé pour la durée 6*

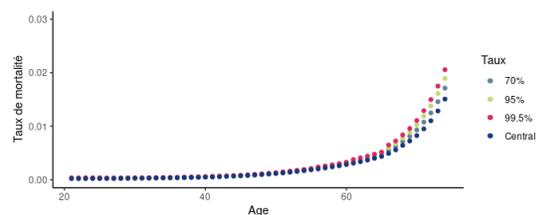


FIGURE 3.16 – *Taux Brass avec choc agrégé pour la durée 6*

Les figures 3.15 et 3.16 présentent les taux avec chocs obtenus pour la dernière durée. Les taux avec chocs sont bien réguliers et respectent bien la croissance du taux de décès avec l'âge et avec les niveaux de confiance étudiés. Les graphiques présentant les résultats obtenus pour les durées allant de 1 à 5 seront présentés en annexe dans la partie correspondante à celle-ci.

Chocs pour le risque de rachat

La méthode retenue pour la création des tables de rachat avec choc est identique à celle utilisée pour le risque de mortalité. En effet, l'estimateur des taux de rachat en nombre permet d'obtenir, en appliquant le théorème central limite, le même intervalle de confiance asymptotique.

De plus, la forte exposition due à la faible granularité de calcul exigée par le modèle de projection (les taux de rachat ont été calculés par type de montant assuré et par durée) nous permettra de ne pas avoir recours à une agrégation supplémentaire afin d'obtenir des intervalles de confiance cohérents.

Ainsi, les intervalles de confiance pour nos taux de rachat sont donnés par :

$$IC_{\alpha,DTA}^t = [r_t^{DTA} - \phi^{-1}\left(\frac{\alpha}{2}\right)\sqrt{\frac{r_t^{DTA}(1-r_t^{DTA})}{E_t^{DTA}}}, r_t^{DTA} + \phi^{-1}\left(\frac{\alpha}{2}\right)\sqrt{\frac{r_t^{DTA}(1-r_t^{DTA})}{E_t^{DTA}}}]$$

Les intervalles de confiance pour les montants assurés de type LTA sont construits de la même manière.

Ainsi, les taux avec chocs pour les différents montants assurés sont présentés sur les figures ci-dessous.

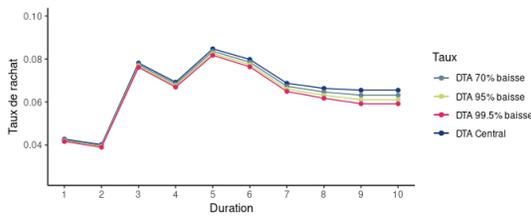


FIGURE 3.17 – Taux DTA avec chocs à la baisse

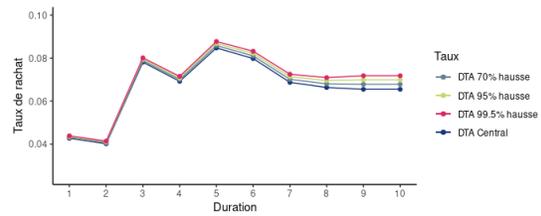


FIGURE 3.18 – Taux DTA avec chocs à la hausse

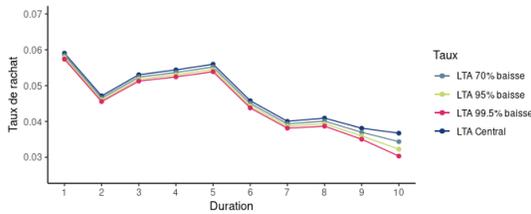


FIGURE 3.19 – Taux LTA avec chocs à la baisse

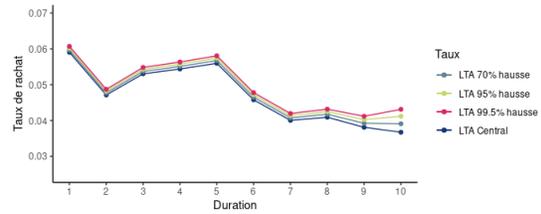


FIGURE 3.20 – Taux LTA avec chocs à la hausse

Les chocs obtenus sont bien croissants avec le niveau de confiance retenu lorsqu'il s'agit d'un choc à la hausse, et décroissants dans le cas contraire.

De plus, les chocs obtenus comportent une déviation raisonnable par rapport aux taux du scénario central. Ainsi, aucune étape d'agrégation ne sera requise pour le risque de rachat.

Cependant, à différence des chocs pour le risque de mortalité, le choc le plus adverse n'est pas forcément celui obtenu en choisissant la borne supérieure de l'intervalle de confiance comme taux de mortalité avec choc.

Ainsi, il sera nécessaire de procéder à une analyse supplémentaire afin de déterminer la borne de l'intervalle à retenir dans la construction du choc pour chaque durée et chaque montant assuré.

Afin de déterminer le type de choc à retenir, il faudra analyser les flux futurs. Pour obtenir une analyse cohérente avec la granularité des hypothèses de rachat, il est nécessaire d'étudier les flux futurs par durée et par montant assuré. L'objectif ici est donc de retenir le choc le plus adverse tout en respectant la granularité des hypothèses.

La première étape consiste à produire les flux futurs projetés. Nous allons alors projeter les données du portefeuille à l'aide des hypothèses centrales construites précédemment.

Nous avons déterminé deux scénarios centraux pour le risque de mortalité, il faudra ainsi tenir compte de cette différence lors de l'étude des chocs de rachat. En effet, les projections obtenues via les deux scénarios centraux (mortalité SMR et mortalité Brass) pourraient affecter les résultats observés sur le flux projetés, et donc sur la création des scénarios avec choc pour le risque de rachat.

Ainsi, nous allons procéder en deux étapes :

- une projection des données à la date d'évaluation avec le scénario central de rachat et le scénario central de mortalité SMR ;
- une deuxième projection à l'aide du scénario central de rachat et le scénario central de Brass.

Une fois les flux projetés obtenus, nous allons les agréger par montant assuré et par durée. Il est important de noter que nous allons agréger tous les flux à toutes les étapes de projection. Ensuite, nous nous intéressons aux BEL obtenus à la date d'évaluation par durée et par montant assuré que l'on notera $BEL_d^{Type}(0)$.

Cette grandeur correspondra donc au BEL à la date d'évaluation pour la durée d et pour un type de montant assuré (DTA ou LTA).

Une fois ces flux obtenus, une simple étude de leurs signes permet de choisir le taux de choc qui sera le plus adverse.

En effet, si ce montant est négatif (BEL favorable) le choc le plus adverse correspond donc à une hausse de rachat. Dans le cas contraire, (BEL défavorable) le choc le plus adverse correspondra à une baisse des rachats.

Cette étape consiste donc à retenir le scénario le plus adverse pour le choc de rachat dans le calcul du RA. C'est une approche que l'on pourrait qualifier de prudente. Une autre option aurait pu être d'étudier uniquement le signe de BEL (sans agréger en fonction de la durée et du montant assuré) et de sélectionner le même type de choc pour toutes les durées et montants assurés. Cette approche serait moins prudente et pourrait être à l'origine de déviations négatives pour les périodes suivantes à la date d'évaluation.

Les résultats obtenus sont présentés sur les graphiques ci-dessous.

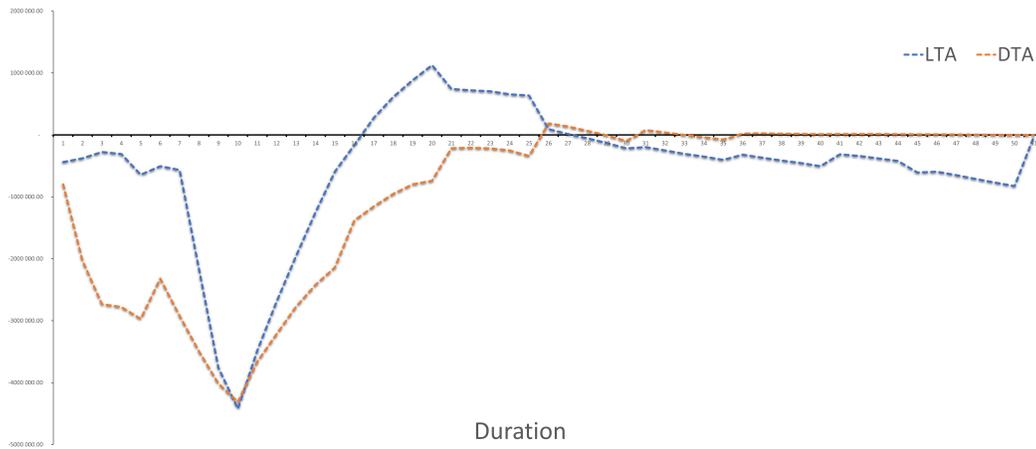


FIGURE 3.21 – *BEL* par duration et par montant assuré dans le scenario de Brass

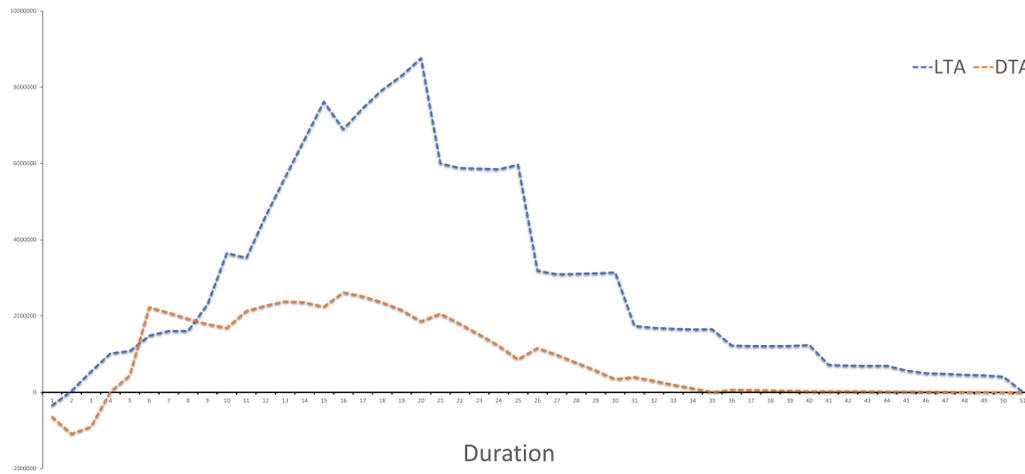


FIGURE 3.22 – *BEL* par duration et par montant assuré dans le scenario SMR

Lors de l'étude de ces graphiques, il est nécessaire de s'intéresser uniquement aux signes des BEL par duration et par montant assuré, les variations n'ayant pas beaucoup de sens.

Il est clair que la méthodologie retenue pour la création du scenario central de mortalité joue un

rôle important dans l'étape de sélection du choc de rachat.

En effet, les taux de mortalité construits via le repositionnement de Brass sont à l'origine d'un BEL favorable pour la plupart des durations, alors que pour le scénario central SMR, les BEL sont pour la plupart défavorables.

Cette différence peut être directement observée sur les taux de mortalité obtenus via ces deux méthodes. Comme on a pu le voir précédemment, les taux obtenus avec le repositionnement de Brass sont plus faibles que les taux de mortalité obtenus via le repositionnement SMR ce qui explique cette différence de signe dans les BEL (par durée et montant assuré) obtenus via ces deux méthodes.

De plus, les résultats ne sont pas identiques entre les différents montants assurés. Ce phénomène est particulièrement visible en étudiant la figure 3.22 pour le scénario central de mortalité construit à partir de la méthode SMR.

En effet, pour le montant de type DTA le scénario le plus adverse à retenir sur les durations allant de 2 à 4 est un scénario à la hausse alors que pour les polices ayant un type de montant LTA le scénario le plus adverse pour ces mêmes durations correspond à un rachat à la baisse.

Cette étude permet donc de retenir le bon choc à utiliser pour chaque durée et pour chaque type de montant assuré afin d'obtenir les déviations les plus adverses pour le choc de rachat.

Il a été souligné lors de la présentation du modèle de projection que les taux de rachat ne peuvent être renseignés que sur un maximum de 15 périodes. Cependant, dans le cas des BEL obtenus via le scénario central de Brass, on remarque des variations considérables au-delà de la 15^{ème} durée. Ces variations ne pourront pas être considérées, car pour le faire il faudrait avoir la possibilité de renseigner des taux de rachats au-delà de la 15^{ème} durée.

Afin de limiter l'impact de cette contrainte imposée par le modèle, nous avons sommé les BEL obtenus au-delà de la durée 15 pour ensuite étudier le signe de cette somme. Ceci permet donc de retenir le choc sur la durée 15 ayant l'impact le plus adverse pour les durations suivantes. En effet, c'est le taux de rachat avec choc de la durée 15 qui sera utilisé pour les durations suivantes.

Choc pour le risque de frais

Le dernier risque à étudier est le risque de frais. À différence des deux risques précédents, le risque de frais est un risque pouvant être piloté par les équipes de gestion de risque. En effet, en réassurance et assurance, il est courant d'estimer un volume de frais à atteindre par l'entité. Ensuite, ce volume de frais est alloué aux différents LoB par le biais d'une calibration de taux de frais.

Il est utile de rappeler que pour les traités étudiés les frais sont calculés en pourcentage des primes, ainsi le management définit un pourcentage par traité afin d'atteindre le volume de frais requis.

Ainsi, estimer un choc pour le risque de frais pour le groupe de traités étudié ne semble pas avoir beaucoup de sens. En effet, cela reviendrait à calibrer un choc associé à l'estimation d'un pourcentage défini par le management. Pour le risque de frais, il faudrait donc définir un choc sur le volume de frais à un niveau beaucoup plus élevé que celui du groupe IFRS 17 étudié.

Cela n'est malheureusement pas possible, car il faudrait pour cela avoir accès à toutes les données de l'entité. Ainsi, l'idée retenue est d'appliquer un pourcentage fixe de choc aux frais afin d'obtenir tout de même un montant de RA associé à ce risque.

Le pourcentage de choc fixe retenu correspond au choc de frais calibré par la méthode coût du capital par les équipes de PartnerRe. Utiliser le même pourcentage de choc pour les frais revient à ne pas comparer le montant de RA associé à ces frais entre les méthodes que l'on a retenues et la méthode choisie par PartnerRe. Le choc retenu correspond à une augmentation des frais de 4 %

3.2 Approche coût du capital

L'objectif de cette section est de présenter l'approche par coût du capital dans le cadre de la modélisation de l'ajustement pour risque. L'idée de cette approche est d'exploiter pleinement le cadre Solvabilité II déjà établi chez les réassureurs/assureurs afin d'obtenir un montant d'ajustement pour risque non-financier.

Malgré une différence conceptuelle entre la norme IFRS 17 et la réglementation Solvabilité II, on retrouve des fortes ressemblances entre le RA et la RM.

La réglementation Solvabilité II impose une méthode de calcul précise pour la marge pour risque, la méthode retenue par le régulateur est la méthode coût du capital. Cette méthode permet d'exploiter les calculs de solvabilité exécutés par l'entité, en faisant notamment intervenir le SCR dans le calcul, afin d'établir la provision RM.

Bien que le calcul puisse paraître simple, le montant de RM n'est pas obtenu via un calcul immédiat. Cependant, la réglementation Solvabilité II étant en place depuis plusieurs années, le régulateur a eu l'opportunité de recueillir les problématiques rencontrées par les assureurs ainsi que les réassureurs ce qui lui a permis d'établir des approximations permettant de simplifier le calcul lorsque celui-ci s'avère impossible.

3.2.1 La formule coût du capital

La formule de calcul de la marge pour risque selon la méthode coût du capital est donnée par :

$$RM = CoC \sum_{t \geq 0} \frac{SCR_t}{(1 + r_{t+1})^{(t+1)}}$$

Avec :

- SCR_t le capital de solvabilité requis par l'entité à un instant t ;
- CoC le taux coût du capital ;
- r_{t+1} le taux sans risque à échéance $t + 1$ années.

La difficulté dans le calcul de la marge pour risque réside dans le calcul des SCR projetés. Ainsi, le régulateur a mis en place des méthodes simplificatrices permettant d'obtenir un montant de RM sans avoir recours au calcul théorique des SCR projetés.

Ces simplifications ne pourront pas être retenues lorsqu'une projection de la totalité des SCR futurs est nécessaire afin de tenir compte de la nature et de la complexité des engagements de l'assureur ou réassureur. Dans le cas contraire, les méthodes simplificatrices pourront être utilisées en respectant un ordre d'implémentation suivant la difficulté et la précision de ces méthodes.

La marge pour risque est généralement calculée selon la segmentation par *LoB* définie par Solvabilité II afin de tenir compte des effets de diversification, une fois ces montants obtenus, ils sont ensuite agrégés pour obtenir le montant de RM pour l'entité.

De manière analogue à la norme IFRS 17, il est possible de calculer la marge pour risque au niveau de l'entité pour ensuite procéder à une allocation par *LoB*.

L'objectif est donc d'appliquer le raisonnement présenté ci-dessus au calcul de l'ajustement pour risque non-financier associé au groupe IFRS 17 étudié. L'étude des similitudes entre Solvabilité II et la norme IFRS 17 présentée dans les sections précédentes de cette étude a révélé quelques différences entre le RA et la RM, une première différence réside dans les risques qu'elles considèrent. La première étape consiste donc à retenir uniquement les risques entrant dans le cadre de la norme IFRS 17.

Ainsi, les risques retenus dans le calcul de l'ajustement pour risque non-financier pour le groupe étudié seront :

- le risque de mortalité ;
- le risque de rachat ;
- le risque de frais.

Ainsi, nous calculerons les différents *SCR* par risque pour le groupe étudié. Ces risques, font partie des sous-modules du module de risque vie. Les notions de sous-modules et modules ainsi que les chocs nécessaires aux calcul des *SCR* seront présentés en annexe.

3.2.2 Implémentation pour le calcul du RA

La première étape consiste à déterminer les *SCR* à la date d'évaluation pour les différents sous-modules de risque retenus. Cette étape consiste à appliquer des chocs sur les hypothèses de mortalité, rachat et frais.

Les hypothèses centrales (avant choc) utilisées pour le calcul des *SCR* correspondent aux hypothèses centrales déterminées lors de l'approche par les marges. Nous disposons de deux scénarios centraux pour le risque de mortalité, la table de mortalité SMR et la table de mortalité de Brass. Ainsi, dans cette section, nous calculerons des montants d'ajustement pour risque non-financier via la méthode coût du capital pour nos deux scénarios centraux.

Ces montants seront obtenus à l'aide du modèle de projection. En effet, il permet également d'appliquer un choc aux différentes hypothèses afin d'obtenir une déviation correspondant au *SCR* par sous-module.

Afin d'obtenir des montants de *SCR* par sous-module, nous avons appliqué un choc à chaque hypothèse centrale en gardant les autres inchangées. Cette étape sera importante lors de l'implémentation des simplifications permettant d'obtenir des montants de *SCR* prospectifs.

Il est utile de rappeler que l'on considérera que cette méthode de calcul fournit un montant de RA à un niveau de confiance de 99,5 %.

En effet, ce niveau de confiance est obtenu en utilisant le niveau de confiance appliqué par la réglementation Solvabilité II dans le calcul de la VaR nécessaire au calcul des *SCR*. Ceci comporte clairement une approximation, il existe des méthodes permettant de déterminer un niveau de confiance différent pour la méthode coût du capital.

Cependant, l'objectif de cette méthode étant uniquement de valider les résultats obtenus par l'approche par les marges, nous n'approfondirons pas la mise en place d'un niveau de confiance différent de celui fourni par le SCR. En effet, cette méthode sera considérée comme une approche secondaire nous permettant de valider les ordres de grandeurs des montants de RA fournis par l'approche par les marges ainsi que les approximations retenues.

Une fois les *SCR* à la date d'évaluation obtenus, nous allons étudier les simplifications existantes utilisées pour le calcul de la marge pour risque.

L'EIOPA conseille plusieurs méthodes simplificatrices selon une hiérarchie en fonction du niveau de difficulté que nous allons présenter ci-dessous :

- calcul théorique des SCR ;
- approximation par sous module de risque ;
- écoulement proportionnel ;
- approche par duration ;
- approche proportionnelle au BEL.

Le calcul théorique n'étant pas toujours possible, nous étudierons uniquement les méthodes simplificatrices selon l'ordre prescrit par l'EIOPA.

Approximation par sous-module de risque

Pour cette méthode, nous allons définir des indicateurs par risque nous permettant de projeter les *SCR* calculés à la date d'évaluation.

La projection des *SCR* est donnée par :

$$SCR_{Sous-module}(t) = \frac{Indicateur_{sous-module}(t)}{Indicateur_{sous-module}(0)}$$

Ces indicateurs seront différents pour chaque sous-module de risque, d'où le nom de la méthode simplificatrice.

Sous-module de mortalité

La première étape consiste donc à déterminer les indicateurs qui nous permettront de projeter les *SCR*.

L'indicateur pour le risque de mortalité est donné par :

$$Indicateur_{Mortalite}(t) = SAR_t \times q_t \times \sum_{k \geq 0}^{D_t} \left(\frac{1 - q_t}{1 + r(t, k)} \right)^{k - \frac{1}{2}}$$

Avec :

- SAR_t : Le capital sous risque à l'instant t pour le groupe étudié
- q_t : Le taux de mortalité moyen à l'instant t pour le groupe étudié
- D_t : La duration modifiée des sinistres à l'instant t pour le groupe étudié
- $r(t, k)$: le taux zéro-coupon à l'instant t est une maturité k

Les variables SAR_t et q_t sont directement calculées à partir des résultats de projection. En effet, comme expliqué lors de la présentation du modèle de projection, la variable SAR_t est obtenue directement à partir du modèle de projection et la variable q_t est obtenue en calculant le ratio $\frac{Claims_t}{SAR_t}$.

La duration modifiée des sinistres D_t est définie à partir de la duration de Macaulay notée d_t :

$$d_t = \frac{\sum_{k \geq t} \frac{t \times Claims_k}{(1+r(t,k))^k}}{\sum_{k \geq t} \frac{Claims_k}{(1+r(t,k))^k}}$$

Finalement, la duration modifiée est donnée par :

$$D_t = \frac{d_t}{1 + R}$$

Où R représente le taux de rendement actuariel construit tel que :

$$\sum_{k \geq t} \frac{Claims_k}{(1+r(t,k))^k} = \sum_{k \geq t} \frac{Claims_k}{(1+R)^k}$$

Finalement, les $SCR_{mortalite}(t)$ sont donnés par :

$$SCR_{mortalite}(t) = SCR_{mortalite}(0) \times \frac{Indicateur_{Mortalite}(t)}{Indicateur_{Mortalite}(0)}$$

Le sous-module de rachat

Pour le risque de rachat, les trois chocs prescrits par le régulateur sont :

- choc pour rachat à la hausse ;
- choc pour rachat à la baisse ;
- choc pour rachat de masse.

Le SCR_{rachat} étant défini par :

$$SCR_{rachat} = \max(SCR_{rachat}^{Hausse}, SCR_{rachat}^{Baisse}, SCR_{rachat}^{Masse})$$

En fonction du choc retenu (hausse, baisse, masse), on utilisera un indicateur spécifique. Les indicateurs sont donnés par :

$$Indicateur_{Rachat}^{Hausse}(t) = \frac{BEL_{Hausse}(t)}{BEL_{Hausse}(t) + BEL_{Masse}(t) + BEL_{Baisse}(t)} \times r_{Hausse}(t) \times n_{Hausse}(t) \times BEL_{Hausse}(t)$$

Avec :

- $BEL_{Hausse}(t)$: le BEL à l'instant t avec un choc de rachat à la hausse ;
- r_{Hausse} : le taux moyen de rachat à la hausse ;
- n_{Hausse} : la durée moyenne des contrats rachetés.

$$Indicateur_{Rachat}^{Baisse}(t) = \frac{BEL_{Baisse}(t)}{BEL_{Hausse}(t) + BEL_{Masse}(t) + BEL_{Baisse}(t)} \times r_{Baisse}(t) \times n_{Baisse}(t) \times BEL_{Baisse}(t)$$

$$Indicateur_{Rachat}^{Masse}(t) = \frac{BEL_{Masse}}{BEL_{Hausse} + BEL_{Masse} + BEL_{Baisse}} \times R_{Masse}(t)$$

avec $R_{Masse}(t)$: le volume de rachat à l'instant t pour le groupe étudié.

Une fois le *SCR* le plus adverse retenu, nous n'allons pas tenir compte des BEL correspondant aux autres chocs. Cela permet de simplifier les formules ci-dessus.

En appliquant cette simplification, on obtient :

$$Indicateur_{Rachat}^{Hausse}(t) = r_{Hausse}(t) \times n_{Hausse}(t) \times BEL_{Hausse}(t)$$

$$Indicateur_{Rachat}^{Baisse}(t) = r_{Baisse}(t) \times n_{Baisse}(t) \times BEL_{Baisse}(t)$$

$$Indicateur_{Rachat}^{Masse}(t) = R_{Masse}(t)$$

Le risque de frais

L'indicateur de frais est donné par :

$$Indicateur_{frais}(t) = Frais(t) \times f(i_t)$$

Avec :

- $Frais(t)$: le montant de frais à l'instant t ;
- $f(i_t)$: Une fonction de l'inflation.

L'inflation étant supposée constante pour le produit étudié, nous n'allons pas tenir compte du terme en fonction de l'inflation. L'indicateur simplifié est donné par :

$$Indicateur_{frais}(t) = Frais(t)$$

Agrégation des SCR par sous-module

Une fois les SCR par sous-module obtenus, nous allons les agréger afin d'obtenir un montant de SCR pour le groupe étudié. L'agrégation est opérée à l'aide de la matrice de corrélation intra-modulaire fournie par l'EIOPA. Cette matrice de corrélation sera présentée en annexe.

L'étape d'agrégation est beaucoup plus simple par rapport à la réglementation Solvabilité II. En effet, nous traitons un nombre réduit de risques non-financiers ce qui permet de réduire grandement le nombre d'étapes d'agrégation.

Ainsi, l'étape d'agrégation se termine au niveau du module de souscription vie en tenant compte uniquement du risque de mortalité, de rachat et de frais.

Le SCR final est obtenu par le calcul suivant :

$$SCR(t) = \sqrt{\sum_{i,j} SCR_{risque_i}(t) \times SCR_{risque_j}(t) \times Corr(risque_i, risque_j)}$$

Approximation par écoulement proportionnel

Dans cette approche, on considère que le ratio $\frac{SCR}{BEL}$ est constant au cours du temps. Ainsi, les SCR projetés pour le groupe étudié sont obtenus de manière très simple.

$$SCR(t) = \frac{BEL(t)}{BEL(0)} \times SCR(0)$$

Il faut noter que cette approche peut être appliquée directement au SCR agrégé. Cependant, nous appliquerons cette approche aux différents SCR par risque afin de pouvoir analyser les facteurs d'écoulement obtenus avec la méthode précédente.

Approche par duration

L'objectif de cette méthode n'est pas de fournir une approximation des SCR projetés. En effet, cette méthode permet de calculer en une seule étape une approximation de la valeur actuelles des SCR projetés.

Le calcul de l'ajustement pour risque non-financier via l'approche par duration est défini par :

$$RA = CoC \times D_0^{Engagements} \times SCR(0)$$

Avec $D_0^{Engagements}$ la duration modifiée des engagements pour le groupe étudié à l'instant 0.

Approche proportionnelle au BEL

C'est l'approche la plus basique, on considère le RA comme une proportion du BEL à la date d'évaluation. Ainsi, l'ajustement pour risque non-financier est donné par :

$$RA = \alpha \times BEL(0)$$

Avec α un pourcentage à déterminer.

Cette méthode comporte une approximation très forte, en effet elle repose uniquement sur la valeur du BEL à la date d'évaluation. Elle ne permet pas de prendre en compte les différentes variations du BEL.

Pour l'assurance temporaire décès avec une prime nivelée, le BEL est très souvent favorable à la date d'ouverture d'un contrat et devient de plus en plus défavorable avec l'augmentation de l'âge des assurés. Ainsi, dans ce cas cette méthode ne permettrait pas de prendre en compte ce phénomène.

Pour pallier ce problème, il pourrait être possible d'intégrer les valeurs du BEL à des dates successives à la date d'évaluation dans le processus de calibration du pourcentage α . Cependant, ceci ne semble pas être cohérent avec l'approche proportionnelle au BEL qui a pour but d'être la plus simple possible.

Finalement, on retiendra toutes les méthodes sauf l'approche proportionnelle au bel afin de comparer nos résultats avec l'approche par les marges.

3.3 Analyse des résultats

L'objectif de cette section est d'analyser les résultats d'ajustement pour risque non-financier obtenus via les différentes approches étudiées.

3.3.1 Analyse des scénarios centraux

Tout d'abord, nous nous intéresserons aux résultats obtenus via les deux scénarios centraux établis, le scénario de Brass et le scénario SMR.

Les graphiques ci-dessous présentent les BEL obtenus via les projections faites à partir des deux scénarios centraux définis.

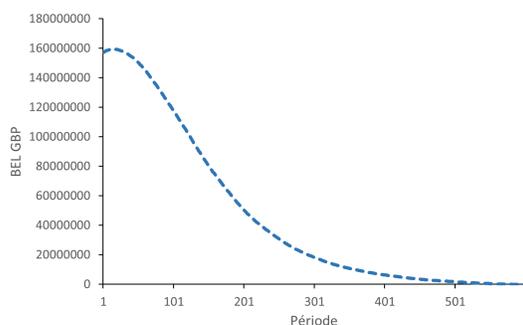


FIGURE 3.23 – BEL central SMR avec pas de temps mensuel

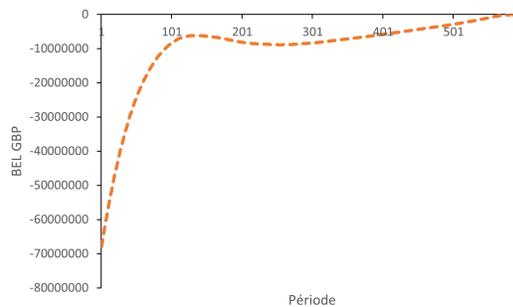


FIGURE 3.24 – BEL central Brass avec pas de temps mensuels

Il est important de noter que dans cette section le terme période correspond à un pas de temps mensuel.

La première constatation pouvant être faite est que les deux BEL obtenus ont un signe opposé sur toute la durée de vie du groupe étudié.

Le BEL obtenu selon le scénario central SMR est fortement défavorable (signe positif). Contrairement au BEL SMR, le BEL associé au scénario de Brass est favorable (signe négatif) sur toute la période de projection.

Ceci est dû à la différence observée entre les taux de mortalité de Brass et les taux de mortalité SMR dans la construction du scénario central. En effet, une hausse des taux de mortalité a un impact direct sur les montants de sinistres estimés considérés dans le calcul du BEL. Cependant, l'impact de cette hausse a un effet moindre sur les primes estimées.

Les figures ci-dessous soulignent cette différence.

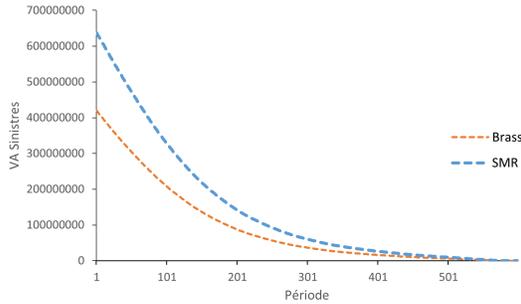


FIGURE 3.25 – *Comparaison des valeurs actuelles des sinistres pour les scénarios centraux*

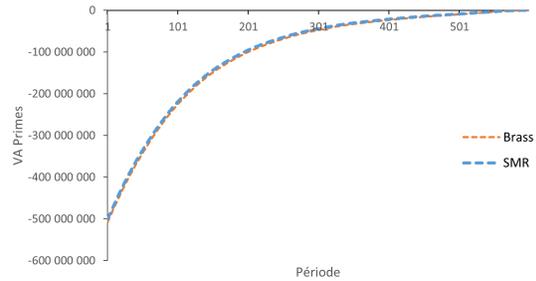


FIGURE 3.26 – *Comparaison des valeurs actuelles des primes pour les scénarios centraux*

C'est la variation de la sinistralité, donc la variation des taux de mortalité entre les deux scénarios, qui est à l'origine de la différence observée pour les BEL étudiés.

De plus, on remarque que la courbe BEL associée au scénario central de Brass se rapproche très rapidement de l'axe des abscisses autour de la période 100 alors que dans le cas du BEL SMR, la courbe converge vers l'axe des abscisses de manière beaucoup plus régulière et lente.

Une fois les montants de BEL obtenus, il est possible de s'intéresser aux résultats de RA calculés selon les méthodes retenues.

3.3.2 Approche par les marges sans agrégation pour le risque de mortalité

Tout d'abord, nous nous intéresserons aux RA obtenus selon les scénarios avec chocs et sans agrégation pour le risque de mortalité. Ces scénarios correspondent aux hypothèses obtenues sans l'utilisation de l'approximation présentée lors de la construction des chocs de mortalité.

Mortalité

La première étape consiste à analyser les déviations de mortalité afin d'observer l'impact de la modélisation des taux choqués.

En effet, lors de la construction de ces taux, il a été possible de remarquer que les taux choqués construits étaient disproportionnés par rapport aux taux correspondant au scénario central.

Les déviations obtenues selon ces tables de mortalité choquées par rapport au scénario central sont présentées ci-dessous :

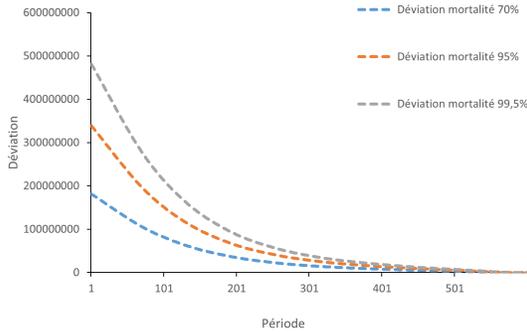


FIGURE 3.27 – *Déviations des mortalités dans le scénario de Brass*

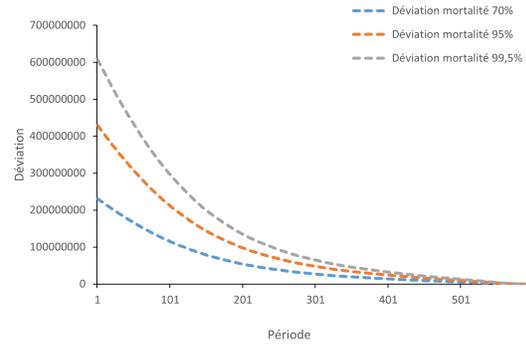


FIGURE 3.28 – *Déviations des mortalités dans le scénario SMR*

Ces déviations correspondent à l'écart observé entre les BEL avec chocs et les BEL centraux pour nos deux scénarios.

Nous constatons premièrement que les montants de déviations, pour les scénarios SMR et Brass, sont croissants avec le niveau de confiance retenu. De plus, la déviation est importante en début de période et se réduit au cours du temps avec la baisse des engagements.

Nous comparons ensuite les BEL choqués et les BEL centraux pour les deux scénarios afin de mieux comprendre l'étendue des déviations de mortalité observées.

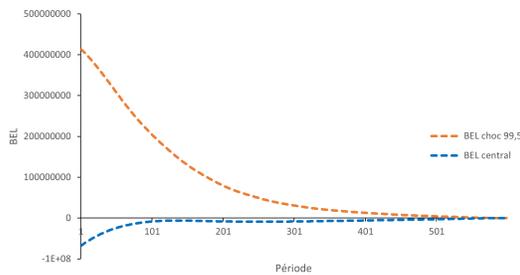


FIGURE 3.29 – *BEL central vs BEL avec choc 99,5 % pour le risque de mortalité dans le scénario de Brass*

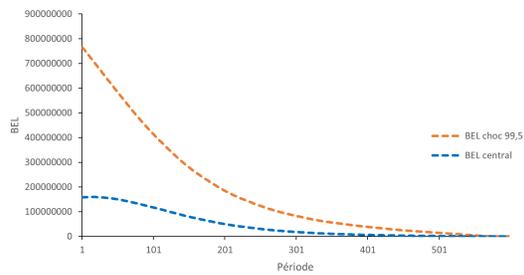


FIGURE 3.30 – *BEL central vs BEL avec choc 99,5 % pour le risque de mortalité dans le scénario SMR*

L'écart observé en début de période est d'environ 450 millions pour les deux scénarios retenus, soit un écart beaucoup plus important que le montant de BEL.

L'origine de ces déviations est la faible quantité de données dont nous disposons. Nous observons uniquement 2000 sinistres sur un historique de 10 ans, le nombre de sinistres observés étant un bon

indicateur de l'exposition du portefeuille, pour le groupe de traités étudiés. Cette quantité étant trop faible pour établir des intervalles de confiance à l'origine de chocs convenables.

Ces résultats étaient prévisibles et pour cause le manque d'exposition dont nous disposons à l'origine de taux de décès très importants lors de la construction des chocs. En effet, une hausse de la mortalité affecte inévitablement la sinistralité du portefeuille, rendant les BEL fortement défavorables, et donc à l'origine de déviations trop importantes en comparaison du BEL central.

Rachat

Les figures 3.31 et 3.32 présentent les déviations de rachat pour le scénario de Brass et le scénario SMR.

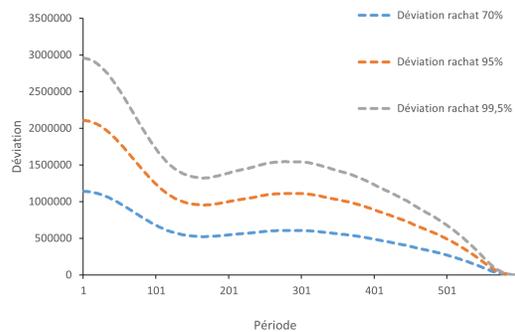


FIGURE 3.31 – *Déviations des rachats dans le scénario de Brass*

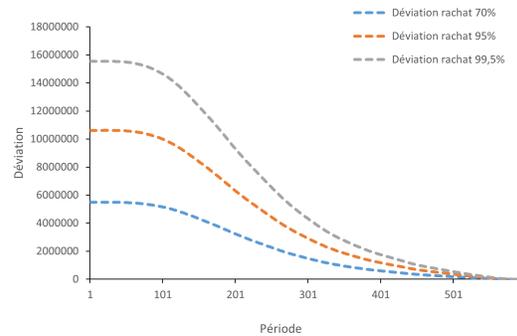


FIGURE 3.32 – *Déviations des rachats dans le scénario SMR*

Il est possible d'observer pour le scénario de Brass une irrégularité entre les périodes 100 et 200. La durée moyenne du portefeuille à la date d'évaluation est d'environ 8,5 ans. Ainsi, à la période 100 (période mensuelle) la durée moyenne est égale à environ 17 ans.

Ainsi, en se référant à la partie correspondante à la sélection des rachats pour le scénario de Brass. Les périodes allant de 100 à 200 correspondent aux périodes pour lesquelles la sélection d'un choc adverse n'était pas permise par le modèle. Ainsi, c'est l'approximation imposée par le modèle de projection qui est à l'origine de cette irrégularité.

Finalement, l'étude faite lors de la sélection des rachats permet tout de même d'obtenir des résultats cohérents. En effet, on observe uniquement des déviations positives (pour le scénario de Brass et le scénario SMR), cela signifie que la sélection des rachats est globalement bien réussie.

Frais

Les déviations de frais sont presque identiques entre le scénario de Brass et le scénario SMR. En effet, comme on a pu le voir plutôt, les primes projetées sont presque identiques pour les deux scénarios étudiés.

Ainsi, étant donné que les déviations de frais sont obtenues en appliquant un choc sur les primes, on retrouve des valeurs très proches pour les deux scenarios.

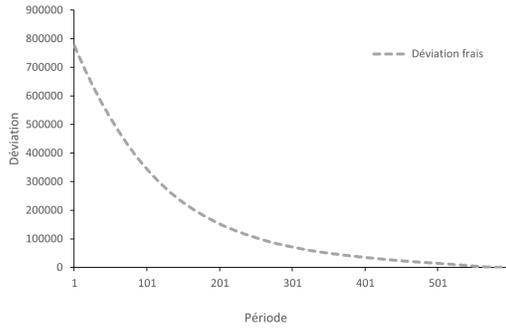


FIGURE 3.33 – Déviations des frais dans le scenario de Brass

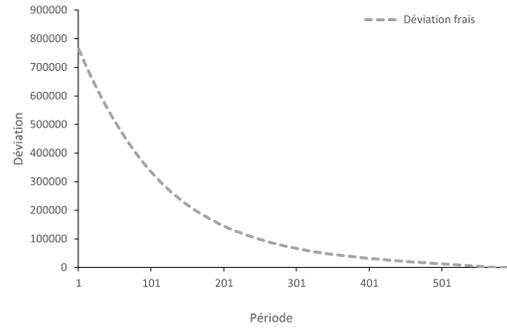


FIGURE 3.34 – Déviations des frais dans le scenario SMR

Agrégation

Une fois ces déviations obtenues, nous les avons agrégées selon la matrice de corrélation intramodulaire utilisée sous Solvabilité II afin d'obtenir les déviations totales qui seront ensuite actualisées afin d'obtenir le montant de RA.

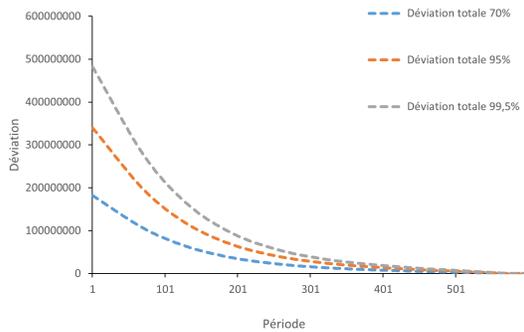


FIGURE 3.35 – Déviations agrégées dans le scenario de Brass

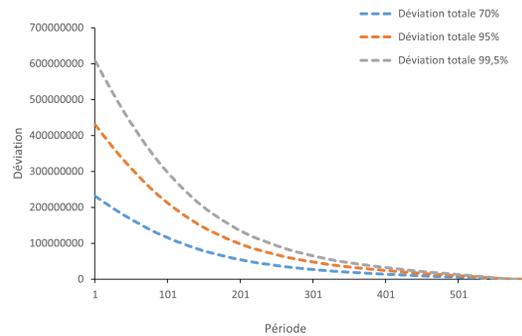


FIGURE 3.36 – Déviations agrégées dans le scenario SMR

Les figures 3.35 et 3.36 montrent que l'étape d'agrégation ne vient pas modifier la croissance des déviations selon le niveau de confiance choisi pour nos deux scenarios. Les déviations pour les deux scenarios suivent la même tendance et ont une vitesse d'écoulement très similaire.

Les graphiques ci-dessous présentent l'effet de la diversification observé lors de l'agrégation de ces risques :

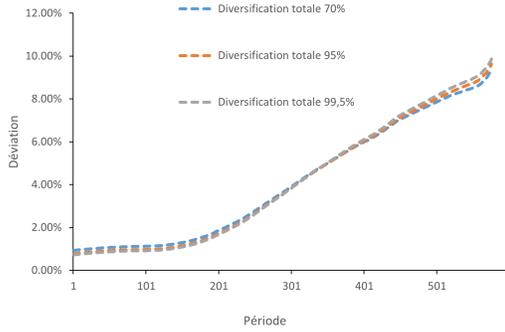


FIGURE 3.37 – Effet de la diversification dans l'agrégation des déviations pour le scénario Brass

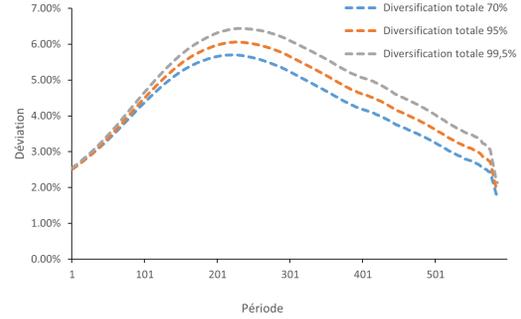


FIGURE 3.38 – Effet de la diversification dans l'agrégation des déviations pour le scénario SMR

Les pourcentages présentés ci-dessus correspondent aux pourcentages de réduction du montant total obtenus via la formule d'agrégation utilisée.

Ainsi, les différents résultats, nous permettent d'obtenir les montants de RA pour les deux taux de coût de capital ainsi que pour les trois niveaux de confiance étudiés.

Un indicateur intéressant dans la comparaison des ajustements pour risque non-financier est le ratio $\frac{RA}{V_{Acntrale}^{sinistre}}$, en effet, il permet de comparer les montants de RA calculés selon des méthodes différentes sur la même échelle.

Nous présentons les résultats obtenus dans le tableau ci-dessous :

RA	CoC = 5 %	CoC = 6 %	Ratio CoC = 5 %	Ratio CoC = 6 %
$RA_{70\%}^{Brass}$	89 886 734 £	107 864 080 £	21,4 %	25,7 %
$RA_{95\%}^{Brass}$	166 126 377 £	199 351 652 £	39.6 %	47.6%
$RA_{99,5\%}^{Brass}$	233 609 279 £	280 331 135 £	55.7 %	66.9 %
$RA_{70\%}^{SMR}$	126 412 110 £	151 694 533 £	19.9 %	23.9 %
$RA_{95\%}^{SMR}$	231 591 035 £	277 909 242 £	36.4 %	43.7 %
$RA_{99,5\%}^{SMR}$	320 566 993 £	384 680 392 £	50.4 %	60.5 %

D'un point de vue théorique, ces montants ne semblent pas poser de problème. Cependant, sur le marché de l'assurance et de la réassurance, il est rare d'obtenir des montants de RA aussi importants

en comparaison avec le montant de sinistres. Nous allons pouvoir comparer ces résultats avec les résultats obtenus via la méthode coût du capital et vérifier si l'on retrouve des valeurs du même ordre de grandeur.

Ainsi, les résultats obtenus ne semblent pas être cohérents avec le montant des engagements et la sinistralité du portefeuille dans le scénario central. Les taux de mortalité avec chocs engendrent des déviations très importantes, ce qui produit des montants de RA énormes. Ces résultats confirment la nécessité d'une deuxième modélisation des chocs de mortalité, il reste à vérifier si cette deuxième méthode sera à l'origine de montants de RA plus pertinents que ceux présentés ci-dessus.

3.3.3 Approche par les marges avec agrégation pour le risque de mortalité

Dans cette section, nous nous intéressons aux résultats obtenus pour le RA via les tables de mortalité avec chocs agrégés, cela correspond aux chocs construits en appliquant l'approximation retenue. On analysera uniquement les déviations issues des chocs de mortalité. En effet, les déviations obtenues pour le risque de rachat et risque de frais, étant indépendantes des déviations de mortalité, sont identiques à celles observées dans la section précédente.

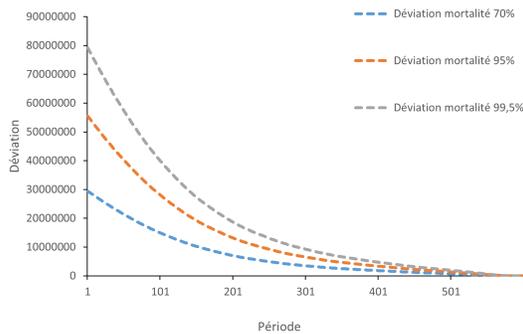


FIGURE 3.39 – *Déviations du risque de mortalité dans le scénario agrégé de Brass*

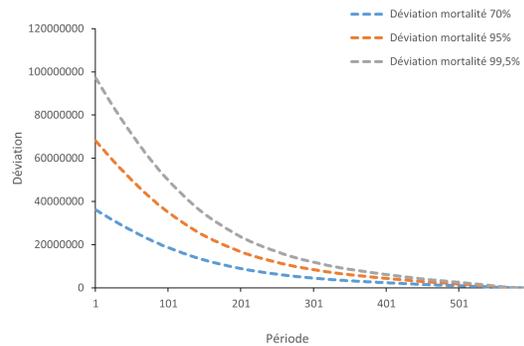


FIGURE 3.40 – *Déviations du risque de mortalité dans le scénario agrégé SMR*

Sur les figures 3.39 et 3.40, il est possible de noter que les déviations obtenues suivent la même allure que les déviations calculées dans le cadre des scénarios non-agrégés. Cependant, les montants de déviation sont nettement inférieurs aux déviations obtenues précédemment pour le risque de mortalité.

En moyenne, la déviation a été divisée par 6 pour les scénarios de Brass et SMR. Ceci est dû à l'étape d'agrégation lors du calcul du choc qui a permis d'augmenter l'exposition en réduisant l'étendue de l'intervalle de confiance, et donc les taux avec chocs.

Nous nous intéressons alors aux déviations totales obtenues pour ces scénarios avec des hypothèses de mortalité agrégés afin d'étudier les montants de RA par la suite.

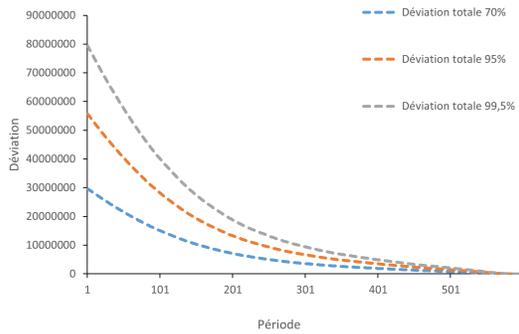


FIGURE 3.41 – *Déviations totales dans le scénario agrégé de Brass*

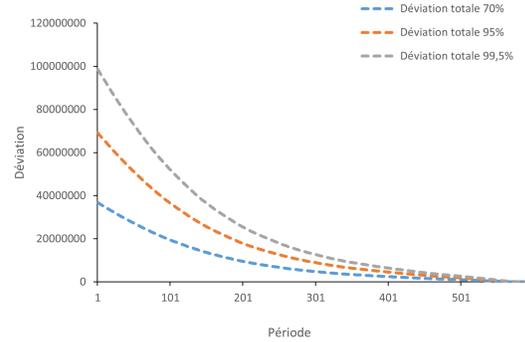


FIGURE 3.42 – *Déviations totales dans le scénario agrégé SMR*

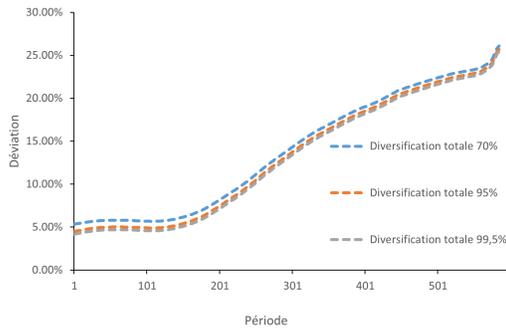


FIGURE 3.43 – *Effet de la diversification dans l'agrégation des déviations pour le scénario agrégé SMR*

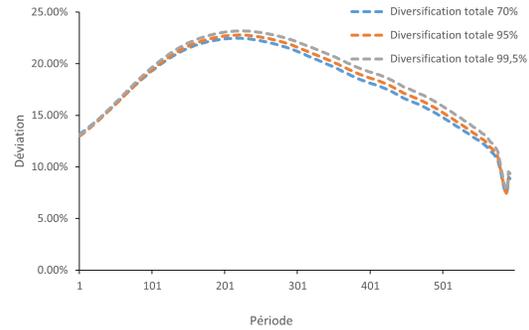


FIGURE 3.44 – *Effet de la diversification dans l'agrégation des déviations pour le scénario agrégé SMR*

Les déviations totales suivent la même tendance que celle observée lors des résultats obtenus pour les chocs non agrégés. On remarque que la déviation totale correspond presque à la déviation de mortalité. En effet, la somme des déviations est réduite grâce à la diversification apportée par la formule d'agrégation intra-modulaire fournie par la réglementation Solvabilité II.

De plus, il est possible de remarquer que l'effet de la diversification est plus important pour le scénario SMR. Cela est causé par le montant de déviation de rachat observé. En effet, ce montant de déviation étant plus important pour le scénario SMR par rapport au scénario de Brass, cela induit à un niveau de diversification supérieur.

De plus, l'effet de la diversification est plus important par rapport à l'effet de la diversification observé lors de l'agrégation avec des hypothèses de mortalité non agrégée. En effet, le montant de déviation de mortalité étant plus faible pour le scénario agrégé, le pourcentage de réduction par rapport à la déviation totale est plus important.

Une fois ces montants de déviations analysés, il est temps de s'intéresser aux montants de RA pour les niveaux de confiance étudiés ainsi que pour les deux taux de CoC retenus.

RA	CoC = 5 %	CoC = 6 %	Ratio CoC = 5 %	Ratio CoC = 6 %
$RA_{70\%}^{Brass}$	16 495 722 £	19 794 866 £	3,9 %	4,7 %
$RA_{95\%}^{Brass}$	30 860 558 £	37 032 670 £	7,4 %	8,8 %
$RA_{99,5\%}^{Brass}$	43 864 102 £	52 636 923 £	10,5 %	12,6 %
$RA_{70\%}^{SMR}$	21 189 438 £	25 427 326 £	3,3 %	4,0 %
$RA_{95\%}^{SMR}$	39 733 082 £	47 679 699 £	6,3 %	7,5 %
$RA_{99,5\%}^{SMR}$	56 152 064 £	67 382 477 £	8,8 %	10,6 %

Il est possible de remarquer que les montants de RA sont nettement inférieurs aux montants obtenus sans l'utilisation de l'approximation lors du calcul des chocs de mortalité. Les montants de RA ainsi que les ratios étudiés ont été divisés par 5 par le biais de l'étape d'agrégation lors de la construction des chocs de mortalité. Lors de l'étude de l'approche par coût du capital, nous verrons si les ordres de grandeur des montants de RA sont pertinents avec les montants obtenus ci-dessus et ainsi valider le choix ainsi que le niveau d'approximation retenu pour le choc de mortalité.

En moyenne, la méthodologie retenue par PartnerRe aboutit à un ratio $\frac{RA}{\sqrt{A_{sinistres}}}$ de 3,5 %, ce ratio correspondant à un niveau de confiance proche de 70 % et un taux de coût du capital de 5 %. Les ratios obtenus selon l'approche par les marges pour un niveau de confiance de 70 % permettent de valider l'ordre de grandeur obtenu par PartnerRe. En effet, le scénario de Brass fourni un ratio de 3,9 % et le scénario SMR un ratio de 3,3 %.

Les résultats obtenus selon l'approche par les marges semblent alors valider les résultats obtenus par PartnerRe. Néanmoins, afin de statuer définitivement sur cette validation, nous devons d'abord nous assurer que l'approche coût du capital aboutisse à des résultats de RA similaires à ceux obtenus par la première approche. En effet, il est nécessaire d'utiliser une méthode de calcul du RA indépendante de la construction de choc par intervalles de confiance exploitant les mêmes données (bordereau et scénario central) afin de valider nos résultats de RA et donc confirmer le niveau d'agrégation retenu. Une fois le niveau d'agrégation confirmé il sera possible de valider l'ordre de grandeur de RA obtenu par PartnerRe.

3.3.4 Approche coût du capital

Dans cette section, nous appliquons la méthodologie coût du capital présentée dans les sections précédentes. L'approche coût du capital sera associée aux simplifications retenues, nécessaires à

l'estimation des *SCR* prospectifs.

La première étape consiste à calculer les montants de *SCR* pour les différents risques. Ces *SCR* ont été calculés à l'aide du modèle de projection en appliquant les chocs, présentés en annexe, fournis par Solvabilité II.

Ainsi, nous avons implémenté les deux scénarios centraux établis afin d'obtenir des montants de *SCR* pour chaque risque de chaque scénario (SMR et Brass).

Pour le risque de rachat, nous avons calculé les *SCR* selon les trois types de chocs requis par Solvabilité II (rachat à la hausse, baisse et rachat de masse) et nous avons retenu le plus adverse.

Le tableau ci-dessous récapitule les valeurs des *SCR* obtenus :

Scenario	SMR	Brass
$SCR_{mortalite}(0)$	93 663 215 £	62 575 095 £
$SCR_{rachat}^{Hausse}(0)$	1 510 615 £	8 135 170 £
$SCR_{rachat}^{Baisse}(0)$	67 601 273 £	-2 116 163 £
$SCR_{rachat}^{Masse}(0)$	4 133 760 £	18 094 401 £
$SCR_{rachat}^{Frais}(0)$	4 177 920 £	4 287 285 £
$SCR_{agrégé}$	117 636 203 £	66 881 575 £

Il est possible de remarquer que le *SCR* le plus adverse pour le scénario SMR est celui associé à la baisse du rachat. Cela correspond bien à l'étude menée lors de la sélection de rachat. En effet, en présence d'un BEL fortement défavorable, le scénario le plus adverse correspond bien à une baisse des rachats.

Pour le scénario de Brass, le *SCR* retenu est le *SCR* correspondant à un rachat de masse. Cela est bien cohérent avec l'étude des rachats faite lors de l'implémentation des chocs. En effet, les BEL par duration et par montant assuré du scénario central comportaient de nombreux changements de signe. Ces changements de signes sont à l'origine d'un montant de *SCR* pour les chocs à la hausse et à la baisse assez faibles, ce qui explique que le *SCR* le plus adverse corresponde au *SCR* de masse.

Finalement, nous allons nous intéresser aux résultats obtenus pour ces méthodes.

RA	CoC = 5 %	CoC = 6 %	Ratio CoC = 5 %	Ratio CoC = 6 %
$Duration_{Brass}$	27 185 691 £	32 622 830 £	6,5 %	7,8 %
$Proportionnel_{Brass}$	22 400 351 £	26 800 421 £	5,3 %	6,4 %
$Sous - module_{Brass}$	21 122 639 £	25 347 167 £	5,0 %	6,0 %
$Duration_{SMR}$	79 526 571 £	95 431 885 £	12,5 %	15,0 %
$Proportionnel_{SMR}$	80 428 372 £	96 514 046 £	12,7 %	15,2 %
$Sous - module_{SMR}$	71 996 437 £	86 395 725 £	11,3 %	13,6 %

La principale constatation pouvant être faite, est que les montants de RA obtenus sont du même ordre de grandeur que les montants obtenus pour l'approche par les marges utilisant des scénarios avec chocs agrégés pour le risque de mortalité à un niveau de confiance de 99,5 %. Cela permet donc de valider le niveau d'agrégation retenu lors de la construction du choc pour le risque de mortalité et nous permet donc de valider l'ordre de grandeur obtenu par les équipes de PartnerRe.

Cependant, les montants de RA montrent certaines irrégularités. En effet, les montants obtenus par la méthode coût du capital sont supérieurs à l'approche par les marges pour le scénario SMR. Alors que pour le scénario de Brass, on observe une variation dans le sens inverse entre les deux approches de calcul.

Nous étudierons plus en détail les simplifications à l'origine de ces montants de RA, afin de détecter les caractéristiques responsables de cette irrégularité.

3.3.5 Analyse des écoulements

Avec les mêmes notations que celles utilisées lors de la présentation des simplifications, nous allons analyser ces deux grandeurs :

- $\frac{BEL(t)}{BEL(0)}$ pour l'écoulement proportionnel ;
- $\frac{Indicateur(t)}{Indicateur(0)}$ pour les sous-modules de risque.

Nous nous intéressons d'abord aux écoulements obtenus pour la simplification proportionnelle et l'écoulement obtenu par la simplification via les sous-modules de risque.

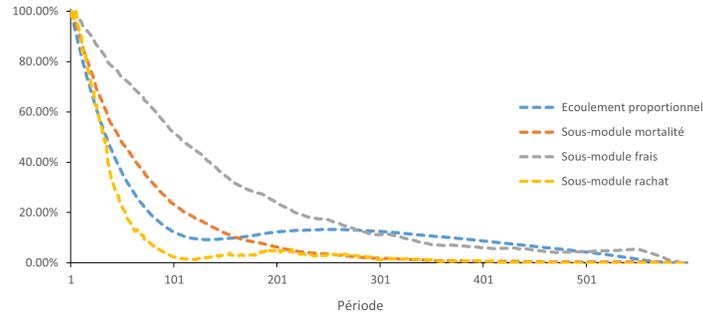


FIGURE 3.45 – Comparaison des écoulements pour le scénario de Brass

Pour le scénario de Brass, nous remarquons que les écoulements suivent la même tendance, mis à part l'écoulement associé au risque de frais, qui converge de manière beaucoup plus lente par rapport à l'écoulement proportionnel. Cependant, les écoulements obtenus pour la simplification par sous-modules de risques convergent plus rapidement vers l'axe des abscisses par rapport à l'écoulement proportionnel.

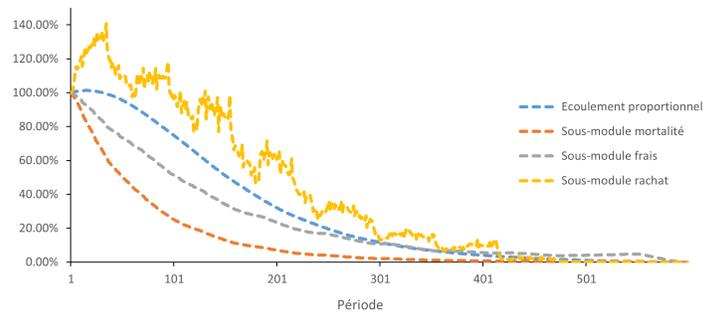


FIGURE 3.46 – Comparaison des écoulements pour le scénario SMR

Pour le scénario SMR, l'écoulement du risque de rachat n'est pas régulier par rapport aux autres écoulements obtenus. La différence réside dans le calcul de l'indicateur du risque de rachat pour le scénario SMR comparé à celui de Brass. En effet, le calcul du risque de rachat pour le scénario de SMR fait intervenir le taux de rachat moyen observé sur le portefeuille présenté sur la figure 3.47.

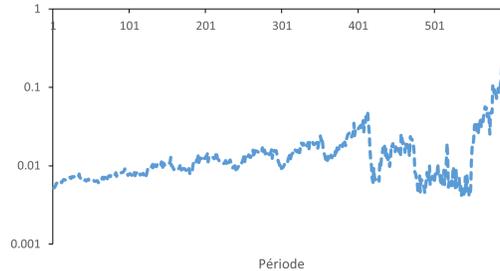


FIGURE 3.47 – Taux moyen de rachat logarithmique pour le scenario SMR

Nous remarquons de très fortes variations qui sont à l'origine des irrégularités observées dans l'écoulement du risque de rachat. Cependant, ces irrégularités ne devraient pas poser de problèmes majeurs dans le calcul du RA. En effet, bien que l'écoulement ne soit pas régulier, il finit tout de même par converger vers 0 avec une vitesse assez semblable à celle observée pour l'écoulement proportionnel.

De plus, l'irrégularité observée sur les montants de RA ne peut pas être due à l'écoulement irrégulier du risque de rachat, car on retrouve cette même irrégularité des montants de RA pour l'écoulement proportionnel.

Afin de détecter l'origine de cette irrégularité, il peut être utile de comparer le scenario de Brass et le scenario SMR. La première différence, outre les montants obtenus, réside dans la vitesse de convergence des BEL pour les scenarios centraux, observée dans la première section de la présentation des résultats.

Nous retrouvons ce même phénomène en étudiant les écoulements utilisés dans le cadre de la méthode coût du capital. En effet, pour le scenario de Brass, on observe une forte convergence du BEL vers l'axe des abscisses à partir de la période 100 (figure 3.24). On retrouve cette même vitesse de convergence pour les écoulements associés aux simplifications (figure 3.45).

Cependant, les déviations obtenues pour le scenario de Brass, dans le cadre de l'approche par les marges, convergent plus lentement par rapport à la vitesse de convergence du BEL et des écoulements associés aux simplifications.

Ainsi, on observe que les résultats obtenus pour le RA selon la méthode coût du capital sont dépendants de la vitesse de convergence du BEL central.

Afin de mieux visualiser cet impact, nous étudions les déviations de l'approche par les marges et les écoulements issus des simplifications sur la même échelle.

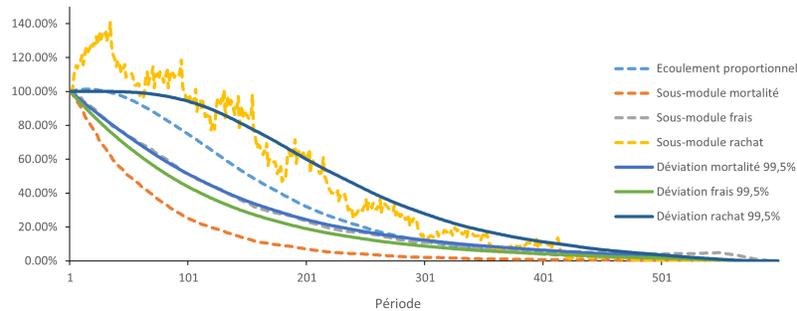


FIGURE 3.48 – Comparaison des écoulements CoC et écoulement des déviations pour le scenario SMR

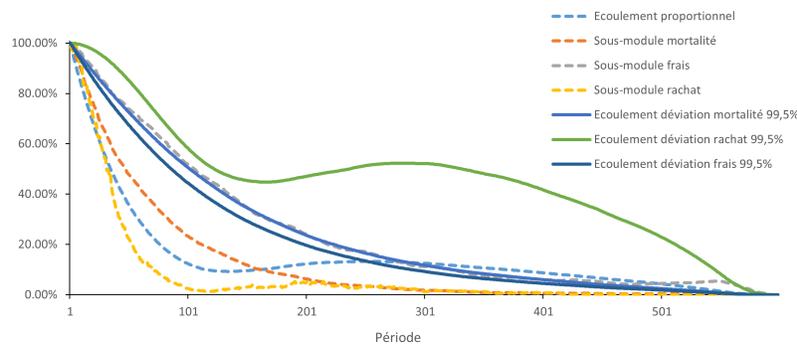


FIGURE 3.49 – Comparaison des écoulements CoC et écoulement des déviations pour le scenario de Brass

Les résultats confirment les premières analyses établies. Pour le scenario SMR, nous observons un écoulement des déviations (approche par les marges) semblable aux écoulements obtenus selon les simplifications étudiés (méthode coût du capital).

Ceci n'est pas le cas pour le scenario de Brass. Les écoulements associés aux simplifications retenues (méthode coût du capital) convergent beaucoup plus rapidement que les écoulements des déviations (approche par les marges). Cela explique complètement l'irrégularité observée sur les montants de RA.

En effet, le RA est calculé comme une valeur actuelle des flux. Ainsi, si ces flux convergent rapidement vers 0, le RA sera moindre par rapport au RA obtenu avec des flux de même valeur initiale convergeant plus lentement.

Une méthode mixte pourrait être envisagée, à savoir calculer les déviations selon l'approche par les marges et ensuite appliquer les méthodes simplificatrices proposées par le régulateur.

Cependant, l'utilisation des écoulements mis en place dans le cadre de la méthode coût du capital dans l'approche par les marges ne semble pas avoir beaucoup de sens.

En effet, les écoulements obtenus par la méthode coût du capital sont dépendants de la vitesse de convergence du BEL. Cependant, une convergence du BEL vers 0 ne devrait pas impliquer une convergence de la déviation associée à ce BEL. De plus, la convergence de la déviation devrait suivre l'allure de l'écoulement des sinistres, et non pas du BEL qui lui fait intervenir les primes dans son calcul. De plus, les chocs construits dans le cadre de l'approche par les marges permettent un calcul direct des déviations à un instant t . Les méthodes simplificatrices mises en place par la réglementation Solvabilité II ont pour but d'intervenir lorsque le calcul direct est impossible, ainsi l'association des deux méthodes paraît peu pertinente.

Ainsi, dans le cas du scénario du Brass, il semble que les écoulements obtenus selon les simplifications ne soient pas très adaptés au calcul de l'ajustement pour risque et mènent à une sous-estimation de cette grandeur.

Finalement, les résultats obtenus entre les deux méthodes s'avèrent être cohérents pour les deux scénarios. Malgré une irrégularité observée lors de l'utilisation des simplifications dans la méthode coût du capital, les ordres de grandeurs entre les différentes approches sont tout de même respectés. L'objectif de l'étude est atteint, la mise en place de méthode de calcul du RA selon une approche *Bottom Up* permet donc de valider le résultat obtenu par les équipes de PartnerRe. De plus, la présence d'irrégularités dans les résultats obtenus nous a permis de révéler une forte dépendance de la vitesse d'écoulement des simplifications avec la vitesse de convergence du BEL central lors de l'utilisation de la méthode coût du capital.

3.4 Roll Forward des composantes du passif

L'objectif de cette section est d'étudier les impacts de la modélisation du montant de RA sur les autres grandeurs du passif. Pour ce faire, nous effectuons un *Roll Forward* des grandeurs du passif pour le groupe IFRS 17 étudié.

Nous considérons que ce groupe est reconnu et donc comptabilisé à la date d'évaluation. Cette simplification permet de ne pas devoir s'intéresser à l'évaluation des composantes du passif via les méthodes de transitions (*Full Retrospective Approach*, *Fair Value* et *Modified Retrospective Approach*).

Nous nous plaçons dans un cadre d'étude assez simple, nous ne tiendrons compte que d'un nombre limité d'étapes dans l'analyse des mouvements. Les étapes retenues sont :

- dénouement de l'actualisation (avec la courbe des taux d'origine) ;
- relâchement des flux pour services rendus sur la période d'exercice ;
- amortissement (dans le cas de la CSM) et relâchement (dans le cas de la LC).

Cela revient à considérer que la composition du portefeuille ainsi que les hypothèses associées au groupe restent constantes sur les années de *Roll Forward*. De plus, on ne considérera pas d'impact dû au changement de taux ainsi que l'impact des écarts d'expérience.

Ces simplifications du *Roll Forward* permettent d'étudier uniquement l'impact dû aux montants de RA obtenus selon les approches implémentées.

Nous étudierons le *Roll Forward* pour les montants de RA suivants :

- RA selon la méthode par les marges pour les scénarios de Brass et SMR avec un niveau de confiance de 70 % ;
- RA selon la méthode par les marges pour les scénarios de Brass et SMR avec un niveau de confiance de 99,5 % ;
- RA selon la méthode coût du capital, associée de la simplification par sous-module de risque, pour les scénarios de Brass et SMR.

Les scénarios de Brass et SMR étudiés, dans le cadre de l'approche par les marges, correspondent aux scénarios créés avec des hypothèses de mortalité agrégées et un taux CoC de 5 %. Le *Roll Forward* est réalisé sur trois années consécutives afin d'observer l'impact du RA sur l'écoulement des composantes du passif. Il est intéressant d'étudier les grandeurs obtenues avec le scénario de Brass, qui est à l'origine d'un groupe profitable, et pour le scénario SMR, qui est à l'origine d'un groupe onéreux.

Les résultats sont présentés dans le tableau ci-dessous.

31/12/2019 - 31/12/2020				31/12/2020 - 31/12/2021				31/12/2021 - 31/12/2022			
Brass 70%	BEL_LRC	RA	CSM	Brass 70%	BEL_LRC	RA	CSM	Brass 70%	BEL_LRC	RA	CSM
Ouverture				Ouverture				Ouverture			
Nouveaux contrats	(68 436 626)	16 495 722	51 940 904	Nouveaux contrats	(54 698 385)	15 124 056	47 012 262	Nouveaux contrats	(43 248 732)	13 845 409	42 457 168
Dénouement actualisation	(414 930)	113 243	371 897	Dénouement actualisation	(319 129)	101 672	328 968	Dénouement actualisation	(249 532)	93 336	299 588
Relâchement des flux	14 153 171	(1 484 908)		Relâchement des flux	11 768 782	(1 380 319)		Relâchement des flux	9 630 058	(1 278 459)	
Amortissement			(5 300 539)	Amortissement			(4 884 062)	Amortissement			(4 458 593)
Clôture	(54 698 385)	15 124 056	47 012 262	Clôture	(43 248 732)	13 845 409	42 457 168	Clôture	(33 868 205)	12 660 286	38 298 164
				Brass 99.5%	BEL_LRC	RA	CSM	Brass 99.5%	BEL_LRC	RA	CSM
Ouverture				Ouverture				Ouverture			
Nouveaux contrats	(68 436 626)	43 864 102	24 572 524	Nouveaux contrats	(54 698 385)	40 189 971	22 240 852	Nouveaux contrats	(43 248 732)	36 766 415	20 085 900
Dénouement actualisation	(414 930)	301 039	175 939	Dénouement actualisation	(319 129)	270 096	155 630	Dénouement actualisation	(249 532)	247 774	141 731
Relâchement des flux	14 153 171	(3 975 170)		Relâchement des flux	11 768 782	(3 693 651)		Relâchement des flux	9 630 058	(3 419 500)	
Amortissement			(2 507 612)	Amortissement			(2 310 582)	Amortissement			(2 109 299)
Clôture	(54 698 385)	40 189 971	22 240 852	Clôture	(43 248 732)	36 766 415	20 085 900	Clôture	(33 868 205)	33 594 689	18 118 332

FIGURE 3.50 – Roll Forward pour le scénario de Brass

31/12/2019 - 31/12/2020				31/12/2020 - 31/12/2021				31/12/2021 - 31/12/2022			
SMR 70%	BEL_LRC	RA	LC	SMR 70%	BEL_LRC	RA	LC	SMR 70%	BEL_LRC	RA	LC
Ouverture				Ouverture				Ouverture			
Nouveaux contrats	159 611 936	21 189 438	180 801 374	Nouveaux contrats	162 842 299	19 496 151	146 040 148	Nouveaux contrats	163 264 795	17 910 221	117 915 888
Dénouement actualisation	1 178 709	145 689	1 324 399	Dénouement actualisation	1 163 439	131 262	1 036 963	Dénouement actualisation	1 166 816	120 919	838 109
Relâchement des flux	2 051 654	(1 838 976)	(36 085 625)	Relâchement des flux	(740 943)	(1 717 192)	(29 161 222)	Relâchement des flux	(2 925 976)	(1 597 920)	(23 363 984)
Amortissement				Amortissement				Amortissement			
Clôture	162 842 299	19 496 151	146 040 147	Clôture	163 264 795	17 910 221	117 915 888	Clôture	161 505 635	16 433 221	95 390 013

FIGURE 3.51 – Roll Forward pour le scenario SMR

31/12/2019 - 31/12/2020				31/12/2020 - 31/12/2021				31/12/2021 - 31/12/2022			
Sous-module Brass	BEL_LRC	RA	CSM	Sous-module SMR	BEL_LRC	RA	LC	Sous-module Brass	BEL_LRC	RA	CSM
Ouverture				Ouverture				Ouverture			
Nouveaux contrats	(68 436 626)	21 122 639	47 313 987	Nouveaux contrats	159 611 936	71 996 437	231 608 373	Nouveaux contrats	163 264 795	61 232 943	158 893 958
Dénouement actualisation	(414 930)	140 278	338 768	Dénouement actualisation	1 178 709	496 217	1 674 926	Dénouement actualisation	1 166 816	412 900	1 118 083
Relâchement des flux	14 153 171	(3 344 079)		Relâchement des flux	2 051 654	(5 881 810)	(41 118 684)	Relâchement des flux	(2 925 976)	(5 620 086)	(28 729 985)
Amortissement			(4 828 365)	Amortissement				Amortissement			(4 061 419)
Clôture	(54 698 385)	17 918 839	42 824 390	Clôture	162 842 299	66 610 844	192 164 615	Clôture	161 505 635	56 025 756	131 282 057

FIGURE 3.52 – Roll Forward pour l'approche coût du capital et la simplification par sous-module

Les relâchements de RA et du BEL_LRC sont reconnus sur le compte de résultat sous la rubrique revenu d'assurance. Cela est également le cas pour l'amortissement de la CSM, qui est reconnue au fur et à mesure que les services sont rendus. Les résultats du dénouement de l'actualisation sont enregistrés sous la rubrique résultat financier ou en OCI.

Le relâchement de la LC apparaît dans les charges d'assurance du compte de résultat.

En étudiant les résultats obtenus, il est possible d'observer un impact évident du choix du niveau de confiance ainsi que de la méthode retenue sur la CSM à la date de première comptabilisation. La CSM obtenue est décroissante avec l'augmentation du niveau de confiance. Logiquement, on observe un impact dans le sens inverse pour la LC. La modélisation du scénario central affecte fortement le montant de RA également, ce qui a une conséquence directe sur la CSM initiale.

Nous remarquons également que le relâchement du RA ainsi que le dénouement de l'actualisation diminue au cours du temps avec la baisse des engagements.

Ainsi, ces *drivers* affectant le RA et donc la CSM initiale ont un impact sur le compte de résultat par le biais de l'amortissement de la CSM ou le relâchement de la LC.

Un autre critère important, outre le montant de RA, réside dans la vitesse de relâchement de celui-ci.

Nous comparons alors les relâchements des flux annuels de RA pour les différentes méthodes étudiées lorsque ceci est possible. En effet, cette étude est impossible lors du calcul du montant de RA avec la méthode coût du capital associée de la simplification par durée dans le calcul des *SCR* projetés. Il est utile de noter que cela peut être considéré comme un facteur discriminant à son utilisation par l'entreprise. En effet, la norme IFRS 17 requiert des flux associés au RA afin d'opérer son relâchement au cours du temps.

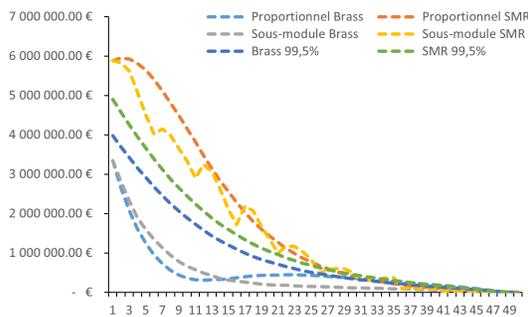


FIGURE 3.53 – Relâchement annuel RA selon la méthode CoC et la méthode par les marges pour un niveau de confiance 99.5 %.

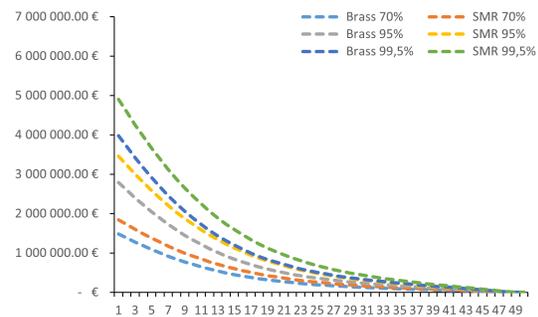


FIGURE 3.54 – Relâchement annuel RA selon la méthode par les marges pour les différents niveaux de confiance retenus.

Nous remarquons que le niveau de confiance choisi ainsi que la méthode retenue influent fortement sur la vitesse de relâchement de l'ajustement pour risque. Cet impact est très important sur les premières années et fini par se réduire au fur et à mesure que le montant de RA décroît avec les engagements. De plus, les différences observées sur les vitesses de relâchement des flux de RA

affectent également l'étape de dénouement d'actualisation. En effet, en augmentant la vitesse de relâchement, par le biais du choix de la méthode ou du niveau de confiance, le montant obtenu au titre du dénouement de l'actualisation sera réduit et ainsi que sa reconnaissance au compte de résultat ou OCI.

La méthode coût du capital est à l'origine d'un relâchement rapide sur les premières périodes pour le scénario de Brass. En effet, la corrélation observée précédemment entre les écoulements des simplifications et le BEL impacte également le relâchement du RA.

Le relâchement observé pour le scénario SMR associé à la méthode coût du capital est également à l'image du BEL, avec un relâchement fortement corrélé à la vitesse de convergence du BEL.

Ainsi, même si les deux méthodes mènent à un résultat similaire, les relâchements des flux peuvent être différents et sont donc à l'origine d'une reconnaissance différente du RA sur le compte du résultat.

Ceci souligne le potentiel impact des différents paramètres associés au calcul du RA ainsi que celui de la méthode retenue sur les résultats globaux de l'entité. C'est une décision qui va façonner les résultats de l'entité pour les années à venir.

Conclusion

L'entrée en vigueur de la norme IFRS 17 est imminente, elle constitue un changement majeur dans les mécanismes de comptabilisation des contrats d'assurance en introduisant des nouvelles grandeurs nécessitant un vrai travail de fond pour les entités d'assurance. En effet, la norme IFRS 17 n'explique pas systématiquement le détail des processus à mettre en place. C'est notamment le cas de l'ajustement pour risque non-financier pour lequel la norme fournit des prérequis à respecter, mais ne prescrit aucune méthode pour son calcul.

Afin de valider les résultats de RA obtenus par PartnerRe, nous avons décidé de mettre à profit le cadre Solvabilité II déjà établi en exploitant les similitudes entre le RA et la marge pour risque. Les deux approches retenues pour le calcul du RA, l'approche par les marges et l'approche coût du capital, sont fortement inspirées de la logique de calcul de la marge pour risque sous Solvabilité II.

La mise en place de telles méthodes a nécessité une étude approfondie des hypothèses actuarielles non-financières associées au portefeuille retenu pour la validation du montant de RA, mortalité et rachat. Cela a notamment permis d'analyser l'impact de la modélisation des taux de décès selon les méthodes SMR et Brass, dans un contexte de faible quantité de données, sur la création des scénarios nécessaires au calcul du RA.

Les résultats de RA obtenus selon les différentes approches permettent de valider l'ordre de grandeur obtenu par les équipes de PartnerRe sur un portefeuille de prévoyance décès. De plus, les méthodes étudiées ont permis d'aboutir à différentes conclusions pouvant avoir un impact direct sur le bilan ainsi que sur le compte de résultat de l'entité.

Tout d'abord, nous retrouvons les *drivers* affectant le bilan en influençant directement sur le montant de RA calculé à la date de première comptabilisation.

La modélisation du scénario central ainsi que l'approche retenue pour le calcul du RA ont un impact direct sur le bilan. En effet, la combinaison de ces deux drivers fixe le montant d'ajustement pour risque, ce qui aura pour effet d'impacter la CSM mais également la LC dans le cas où groupe de contrat s'avère onéreux.

Le niveau de confiance ainsi que le taux de coût du capital retenu par l'entreprise sont des paramètres clés des modèles sous-jacents ayant un impact majeur sur le montant de RA calculé.

L'étude a également permis de révéler l'existence de drivers impactant le compte de résultat à des dates ultérieures à la date première comptabilisation. En effet, les approches étudiées ne permettent pas uniquement de déterminer le montant de RA initial, mais également les flux à l'origine de celui-ci. Ainsi, la structure des flux à l'origine du RA a un impact significatif sur le relâchement

de celui-ci et influe alors sur la reconnaissance de ces flux dans le revenu d'assurance de l'entité. L'impact de la vitesse de relâchement des flux est également présent lors de l'étape de dénouement de l'actualisation, affectant ainsi le revenu financier ou l'option OCI. De plus, l'impact du montant de RA observé sur la CSM/LC à la date de première comptabilisation affecte l'amortissement de celles-ci lors des comptabilisations ultérieures.

L'étude menée ne considère qu'un nombre limité de méthodes pouvant être à l'origine de l'évaluation du montant de RA. L'utilisation d'autres estimateurs, approximations et approches pourrait compléter cette étude et ainsi affiner les résultats obtenus. Une étude exploitant des méthodes de calcul différentes de celles utilisant des intervalles de confiance pour le calcul des chocs pourrait s'avérer judicieuse.

De plus, l'utilisation d'une unique méthode d'estimation lors de l'étude du rachat du portefeuille ne permet pas de quantifier l'impact dû à la modélisation des taux de rachat sur le montant final de RA.

Néanmoins, l'étude des approches retenues a permis de révéler des potentiels leviers de pilotage pouvant façonner le compte de résultat de l'entité. Ainsi, il est primordial pour les entreprises soumises à la norme IFRS 17 d'évaluer les impacts de la modélisation du RA, à la date de première comptabilisation et aux dates ultérieures, afin de maîtriser les indicateurs de sa performance et ainsi que l'image renvoyée aux investisseurs.

Bibliographie

- ADDACTIS (2019). *Le risk adjustment sous IFRS 17 principes et enjeux opérationnels, Les papiers d'actuaris.*
- CEIOPS (2014). *Solvency II calibration paper.*
- CHARPENTIER A. (2014). *Computational Actuarial Science with R. A CHAPMAN & HALL BOOK.*
- COMMISSION EUROPÉENNE (2014). *Règlement Délégué (UE) 2015/35 de la commission du 10 octobre.*
- COMMITTEE ON LIFE INSURANCE FINANCIAL REPORTING (2019). *IFRS 17 Risk Adjustment for Non-Financial Risk for Life and Health Insurance Contracts, Draft Educational Note, Institut Canadien des Actuaires.*
- CONTINUOUS MORTALITY INVESTIGATION CMI ASSURANCES COMMITTEE (2021a). *“All offices” experience of term assurances, 2015-2018, working paper 132, Institute and Faculty of Actuaries.*
- (2021b). *Final “16” Series accelerated critical illness and term mortality tables, working paper 154, Institute and Faculty of Actuaries.*
- COUSIN A. et FAYE H. (2019). *IFRS 17 Risk Adjustment : Une étude comparative sur le périmètre des contrats d'épargne en euros, Nexialog consulting.*
- EVERTSE J. (2018). *Construction des hypothèses Best Estimate biométriques pour des produits d'assurance décès et maladies redoutées au Royaume-Uni, DUAS.*
- IASB (2004). *IFRS 4 Insurance contracts.*
- (2017a). *IFRS 17 Insurance Contracts.*
- (2017b). *IFRS Standards Basis for Conclusions.*
- (2017c). *IFRS Standards Illustrative Examples.*
- KAMEGA, A. (2014). *Construction de tables d'expérience et mesure des risques associés, EURIA, V1.0.*

- LIDELL F.D.K. (1984). *Simple exact analysis of the standardised mortality ratio*, *Journal of Epidemiology and Community Health*, vol. 38, p. 85-87.
- MLYNARCZYK (2014). *Technique et pratique de la réassurance*, L'argus éditions.
- PLANCHET F., THÉRON P. et JUILLARD M. (2011). *Modèles financiers en assurance*. *ECONOMICA*, 2^{ème} édition.
- PLANCHET F. et TOMAS J. (2013a). *Criteres de validation : aspect méthodologiques*, *Note de travail III291-14 v1.2*, ISFA - Laboratoire SAF.
- (2013b). *Méthodes de positionnement : aspect méthodologiques*, *Note de travail III291-12v1.7*, ISFA - Laboratoire SAF.
- QUASHIE A. et DENUIT M. (2005). *Modèles d'extrapolation de la mortalité aux grands âges*, *Institut des Sciences Actuarielles & Institut de Statistique Université Catholique de Louvain*.
- VELUT M. (2018). *Enjeux et modélisation de l'ajustement pour risque sous la norme IFRS 17*, *DUAS*.

Annexes

Annexe A

Figures complémentaires

Construction du scenario central pour le risque de mortalité - 3.1.3

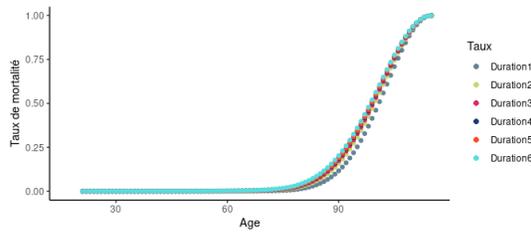


FIGURE A.1 – *Taux pour le scenario central de Brass par duration*

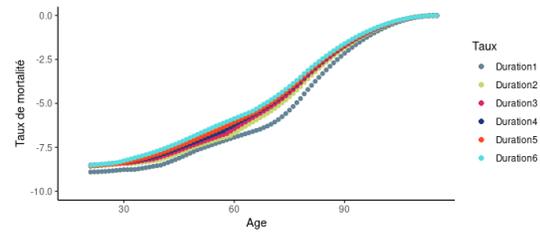


FIGURE A.2 – *Taux logarithmiques pour le scenario central de Brass par duration*

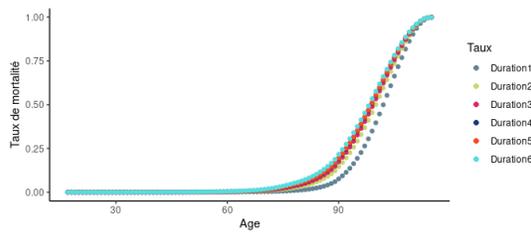


FIGURE A.3 – *Taux avec fermeture pour le scenario central SMR par duration*

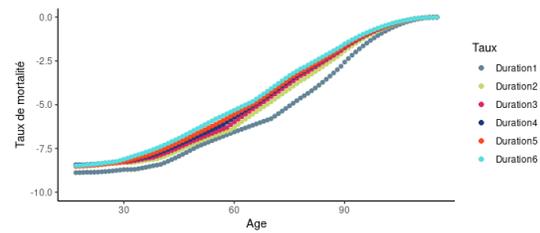


FIGURE A.4 – *Taux logarithmiques avec fermeture pour le scenario central SMR par duration*

Chocs pour le risque de mortalité - 3.1.6

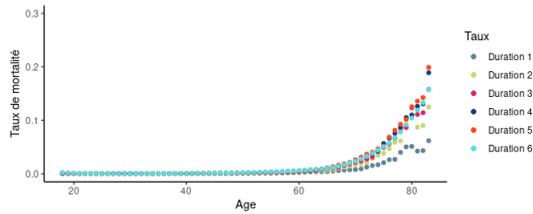


FIGURE A.5 – *Taux avec choc pour le scenario SMR à un niveau de confiance de 70 %*

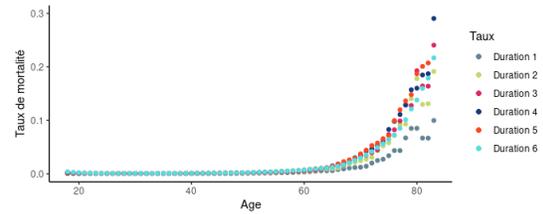


FIGURE A.6 – *Taux avec choc pour le scenario SMR à un niveau de confiance de 95 %*

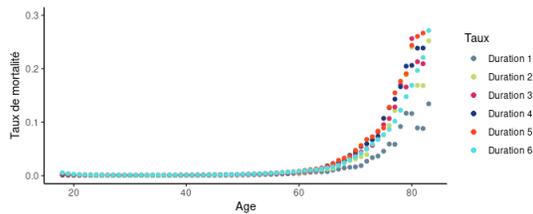


FIGURE A.7 – *Taux avec choc pour le scenario SMR à un niveau de confiance de 99,5 %*

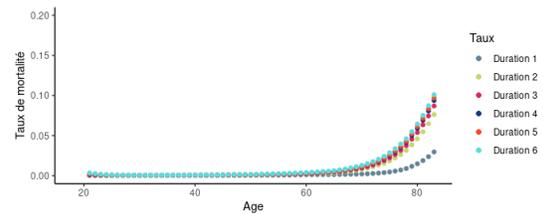


FIGURE A.8 – *Taux avec choc pour le scenario de Brass à un niveau de confiance de 70 %*

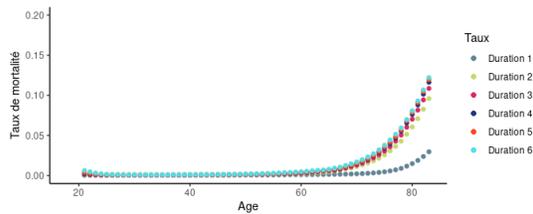


FIGURE A.9 – *Taux avec choc pour le scenario SMR à un niveau de confiance de 99,5 %*

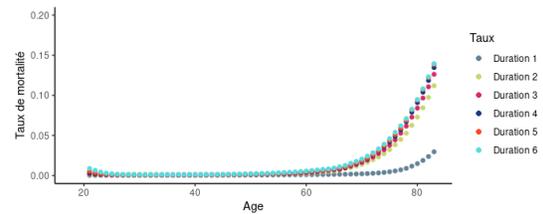


FIGURE A.10 – *Taux avec choc pour le scenario de Brass à un niveau de confiance de 99,5 %*

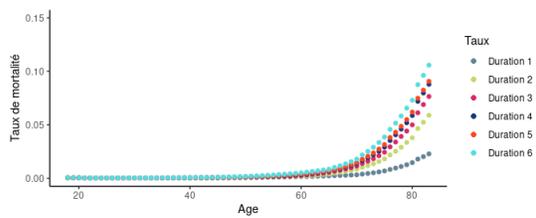


FIGURE A.11 – *Taux avec choc agrégé pour le scenario SMR à un niveau de confiance de 70 %*

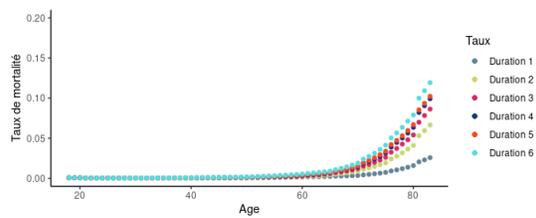


FIGURE A.12 – *Taux avec choc agrégé pour le scenario SMR à un niveau de confiance de 95 %*

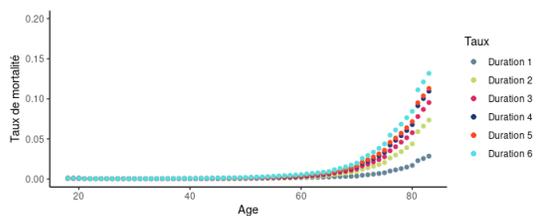


FIGURE A.13 – *Taux avec choc agrégé pour le scenario SMR à un niveau de confiance de 99,5 %*

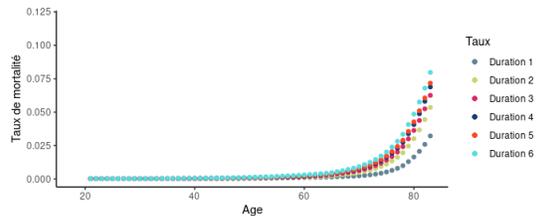


FIGURE A.14 – *Taux avec choc agrégé pour le scenario de Brass à un niveau de confiance de 70 %*

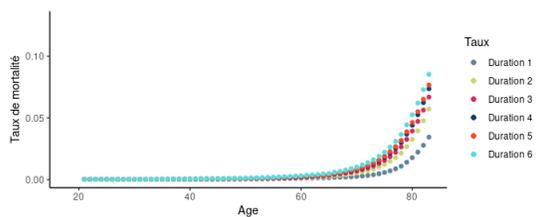


FIGURE A.15 – *Taux avec choc agrégé pour le scenario SMR à un niveau de confiance de 99,5 %*

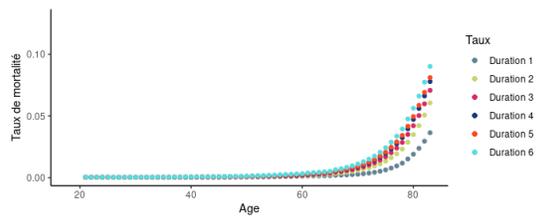


FIGURE A.16 – *Taux avec choc agrégé pour le scenario de Brass à un niveau de confiance de 99,5 %*

Annexe B

Le SCR sous la formule standard Solvabilité II

Solvabilité II est une réforme réglementaire à laquelle les entités d'assurance européennes sont soumises. L'objectif de cette réglementation est de cadrer le montant des fonds propres pour ces entités. Une des grandeurs clés de la réglementation Solvabilité II est le SCR, le capital de solvabilité requis.

Le SCR correspond au capital nécessaire pour ne pas être en ruine à horizon un an avec une probabilité de 99,5 %. Le SCR vient s'additionner au montant de fonds propres de l'entité.

Le SCR selon la formule standard, est composé de modules de risques présentés sur le schéma ci-dessous.

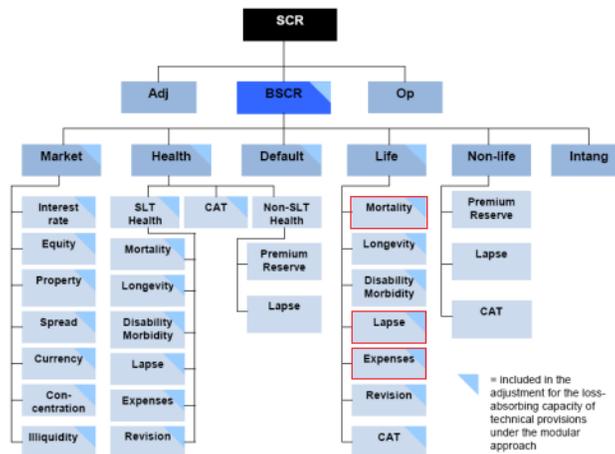


FIGURE B.1 – Structure du calcul du SCR, Source : EIOPA

Le SCR est obtenu en additionnant les composantes suivantes :

- BSCR, le capital de solvabilité requis de base ;
- capital requis pour risque opérationnel ;
- un ajustement permettant de tenir compte de la capacité d'absorption de pertes des provisions techniques.

Dans le cadre de ce mémoire, les risques retenus se trouvent uniquement dans le module BSCR et plus précisément dans le module VIE (*Life*). En effet, le calcul du SCR tiendra compte uniquement des risques de rachat, frais et mortalité au sein du module vie.

Ainsi, dans le cadre de notre étude, nous avons :

$$SCR = BSCR$$

Le BSCR est calculé en agrégeant les 6 SCR des modules sous-jacents (marché, souscription santé, contrepartie, souscription vie, souscription non-vie et dérivés incorporés (*intangible*). Nous nous intéressons uniquement au risque de souscription en vie, car c'est l'unique risque auquel le portefeuille étudié (dans le cadre de calcul du RA sous IFRS 17) est soumis.

Le calcul du BSCR s'articule de cette manière :

$$BSCR = \sqrt{\sum_{i,j} corr(risque_i, risque_j) \times SCR_{risque_i} \times SCR_{risque_j} + SCR_{Intang}}$$

Avec : ‘

- SCR_{risque_i} le SCR associé au $risque_i$, le $risque_i$ faisant partie des 6 modules présentés ci-dessus ;
- $corr(risque_i, risque_j)$ la corrélation entre le $risque_i$ et le $risque_j$ défini par la matrice de corrélation modulaire ;
- SCR_{intang} le SCR associé au module de dérivés incorporés.

Dans le cadre de l'étude réalisé, on a la relation suivante :

$$BSCR = SCR_{vie}$$

Avec SCR_{vie} le SCR associé au module de risque de souscription en vie tenant compte des risques étudiés rachat, mortalité et frais.

Finalement, le SCR_{vie} est calculé en agrégeant selon la matrice de corrélation intra-modulaire les SCR des sous-modules étudiés.

La matrice de corrélation fournie par le régulateur pour l'agrégation intra-modulaire comporte les corrélations suivantes :

Sous-module	Mortalité	Longévité	Invalidité	Rachat	Frais	Révision	Catastrophe
Mortalité	1						
Longévité	-0,25	1					
Invalidité	0,5	0	1				
Rachat	0	0,25	0	1			
Frais	0,25	0,25	0,5	0,5	1		
Révision	0	0,25	0	0	0,25	1	
Catastrophe	0	0	0	0	0	0	1

Nous verrons dans la prochaine section le détail des chocs permettant d'obtenir les *SCR* sous-modulaires.

Le sous-module mortalité

L'article 52 du Règlement Délégué publié en 2015 nous renseigne sur le choc associé au risque de mortalité nécessaire au calcul du SCR. Ce choc correspond à « Une hausse soudaine de 15 % des taux de mortalité utilisés pour le calcul de la meilleure estimation ».

En absence d'un modèle interne, le SCR du sous-module de mortalité est donné par :

$$SCR_{Vie} = BEL_{choc-vie} - BEL$$

Avec :

- *BEL* la meilleure estimation ;
- *BEL_{choc-vie}* le *BEL* obtenu en appliquant le choc de mortalité.

Le sous-module rachat

L'article 142 indique les trois types de chocs à étudier lors du calcul du SCR sous-modulaire du risque de rachat : « L'exigence de capital pour risque de cessation [...] est égale à la plus élevée des exigences de capital suivantes :

- l'exigence de capital pour risque de hausse permanente des taux de cessation ;
- l'exigence de capital pour risque de baisse permanente des taux de cessation ;
- l'exigence de capital pour risque de cessation de masse ».

Ici, le terme cessation correspond au rachat dans le cas du produit étudié.

Les SCR sont obtenus en appliquant les chocs suivants :

- hausse soudaine et permanente de 50 % des taux de rachats pour l'exigence de capital pour risque de hausse de rachat ;
- baisse soudaine et permanente de 50 % des taux de rachats pour l'exigence de capital pour risque de baisse de rachat ;
- rachat soudain de 40 % des contrats composant le portefeuille.

Le *SCR_{rachat}* correspond au SCR le plus adverse des SCR obtenus selon les trois chocs présentés ci-dessus. Les SCR pour ces chocs sont calculés de la même manière que pour le risque de mortalité.

Le sous-module frais

L'article 140 indique : « L'exigence de capital pour risque de dépenses [...] est égale à la perte de fonds propres de base des entreprises d'assurance et de réassurance résultant de la conjugaison des modifications soudaines permanentes suivantes :

- une augmentation de 10 % du montant des dépenses prises en considération dans le calcul des provisions techniques ;
- une augmentation d'un point de pourcentage du taux d'inflation des dépenses (exprimé en pourcentage) utilisé pour le calcul des provisions techniques. »

Le *SCR_{frais}* est calculé de la même manière que pour le sous-module de mortalité.

Table des figures

1	Bilan sous la norme IFRS 17	4
2	IFRS 17 balance sheet	9
1.1	Bilan sous la norme IFRS 17	25
1.2	Méthodes de calcul de la courbe des taux d'origine sous IFRS 17	26
1.3	Évaluation de la CSM à la date de première comptabilisation	28
1.4	Évaluation de la LC à la date de première comptabilisation	28
1.5	Bilan détaillé sous la norme IFRS 17	29
1.6	Date de première comptabilisation cas n°1	29
1.7	Date de première comptabilisation cas n°2	30
1.8	Roll Forward du BEL_LRC	31
1.9	Roll Forward du RA_LRC	31
1.10	Roll Forward de la CSM	32
1.11	Roll Forward de la LC	32
1.12	Impacts Roll Forward	33
1.13	Effectif par age	41
1.14	Censure et troncature dans le calcul de l'exposition	43
1.15	<i>Exposition et nombre de rachats DTA par duration</i>	43
1.16	<i>Exposition et nombre de rachats LTA par duration</i>	43
1.17	<i>Nombre de décès par âge</i>	45
1.18	<i>Nombre de décès par duration</i>	45
1.19	<i>Exposition par âge et par duration</i>	45
1.20	<i>Exposition et nombre de décès par age</i>	45
1.21	<i>Taux de mortalité de référence par duration</i>	46
1.22	<i>Taux logarithmiques de référence par duration</i>	46
3.1	<i>Taux bruts de Hoem par duration</i>	61
3.2	<i>Taux bruts logarithmique de Hoem pour la duration 6</i>	61
3.3	<i>Comparaison des taux logarithmiques de Brass et de référence sur la dernière duration</i>	62
3.4	<i>Comparaison du nombre de décès estimés sur la dernière duration par les taux de référence et les taux de Brass</i>	62
3.5	<i>Comparaison des taux bruts d'Hoem et les taux de Brass sur la dernière duration</i>	62
3.6	<i>Taux logarithmique SMR vs Taux logarithmique de référence sur la dernière duration</i>	64
3.7	<i>Comparaison du nombre de décès estimés sur la dernière duration par les taux de référence et les taux SMR</i>	64

3.8	<i>Taux logarithmique SMR vs Taux logarithmique de Brass sur la dernière duration</i>	64
3.9	<i>Taux SMR vs Taux de Brass sur la dernière duration</i>	64
3.10	<i>Comparaison du nombre de décès estimés sur la dernière duration par les taux de Brass et les taux SMR</i>	65
3.11	<i>Comparaison des taux logarithmiques avec fermeture sur la dernière duration (SMR et Brass)</i>	66
3.12	<i>Comparaison des taux de rachat estimés par duration et montant assuré</i>	71
3.13	<i>Taux SMR pour la duration 6</i>	73
3.14	<i>Taux Brass pour la duration 6</i>	73
3.15	<i>Taux SMR avec choc agrégé pour la duration 6</i>	74
3.16	<i>Taux Brass avec choc agrégé pour la duration 6</i>	74
3.17	<i>Taux DTA avec chocs à la baisse</i>	75
3.18	<i>Taux DTA avec chocs à la hausse</i>	75
3.19	<i>Taux LTA avec chocs à la baisse</i>	75
3.20	<i>Taux LTA avec chocs à la hausse</i>	75
3.21	<i>BEL par duration et par montant assuré dans le scenario de Brass</i>	77
3.22	<i>BEL par duration et par montant assuré dans le scenario SMR</i>	77
3.23	<i>BEL central SMR avec pas de temps mensuel</i>	85
3.24	<i>BEL central Brass avec pas de temps mensuels</i>	85
3.25	<i>Comparaison des valeurs actuelles des sinistres pour les scenarios centraux</i>	86
3.26	<i>Comparaison des valeurs actuelles des primes pour les scenarios centraux</i>	86
3.27	<i>Déviations des mortalités dans le scenario de Brass</i>	87
3.28	<i>Déviations des mortalités dans le scenario SMR</i>	87
3.29	<i>BEL central vs BEL avec choc 99,5 % pour le risque de mortalité dans le scenario de Brass</i>	87
3.30	<i>BEL central vs BEL avec choc 99,5 % pour le risque de mortalité dans le scenario SMR</i>	87
3.31	<i>Déviations des rachats dans le scenario de Brass</i>	88
3.32	<i>Déviations des rachats dans le scenario SMR</i>	88
3.33	<i>Déviations des frais dans le scenario de Brass</i>	89
3.34	<i>Déviations des frais dans le scenario SMR</i>	89
3.35	<i>Déviations agrégées dans le scenario de Brass</i>	89
3.36	<i>Déviations agrégées dans le scenario SMR</i>	89
3.37	<i>Effet de la diversification dans l'agrégation des déviations pour le scenario de Brass</i>	90
3.38	<i>Effet de la diversification dans l'agrégation des déviations pour le scenario SMR</i>	90
3.39	<i>Déviations du risque de mortalité dans le scenario agrégé de Brass</i>	91
3.40	<i>Déviations du risque de mortalité dans le scenario agrégé SMR</i>	91
3.41	<i>Déviations totales dans le scenario agrégé de Brass</i>	92
3.42	<i>Déviations totales dans le scenario agrégé SMR</i>	92
3.43	<i>Effet de la diversification dans l'agrégation des déviations pour le scenario agrégé SMR</i>	92
3.44	<i>Effet de la diversification dans l'agrégation des déviations pour le scenario agrégé SMR</i>	92
3.45	<i>Comparaison des écoulements pour le scenario de Brass</i>	96
3.46	<i>Comparaison des écoulements pour le scenario SMR</i>	96
3.47	<i>Taux moyen de rachat logarithmique pour le scenario SMR</i>	97

3.48	Comparaison des écoulements CoC et écoulement des déviations pour le scenario SMR	98
3.49	Comparaison des écoulements CoC et écoulement des déviations pour le scenario de Brass	98
3.50	Roll Forward pour le scenario de Brass	100
3.51	Roll Forward pour le scenario SMR	101
3.52	Roll Forward pour l'approche coût du capital et la simplification par sous-module .	101
3.53	<i>Relâchement annuel RA selon la méthode CoC et la méthode par les marges pour un niveau de confiance 99.5 %.</i>	102
3.54	<i>Relâchement annuel RA selon la méthode par les marges pour les différents niveaux de confiance retenus.</i>	102
A.1	<i>Taux pour le scenario central de Brass par duration</i>	109
A.2	<i>Taux logarithmiques pour le scenario central de Brass par duration</i>	109
A.3	<i>Taux avec fermeture pour le scenario central SMR par duration</i>	109
A.4	<i>Taux logarithmiques avec fermeture pour le scenario central SMR par duration</i> . .	109
A.5	<i>Taux avec choc pour le scenario SMR à un niveau de confiance de 70 %</i>	110
A.6	<i>Taux avec choc pour le scenario SMR à un niveau de confiance de 95 %</i>	110
A.7	<i>Taux avec choc pour le scenario SMR à un niveau de confiance de 99,5 %</i>	110
A.8	<i>Taux avec choc pour le scenario de Brass à un niveau de confiance de 70 %</i>	110
A.9	<i>Taux avec choc pour le scenario SMR à un niveau de confiance de 99,5 %</i>	110
A.10	<i>Taux avec choc pour le scenario de Brass à un niveau de confiance de 99,5 %</i> . . .	110
A.11	<i>Taux avec choc agrégé pour le scenario SMR à un niveau de confiance de 70 %</i> . .	111
A.12	<i>Taux avec choc agrégé pour le scenario SMR à un niveau de confiance de 95 %</i> . .	111
A.13	<i>Taux avec choc agrégé pour le scenario SMR à un niveau de confiance de 99,5 %</i> .	111
A.14	<i>Taux avec choc agrégé pour le scenario de Brass à un niveau de confiance de 70 %</i>	111
A.15	<i>Taux avec choc agrégé pour le scenario SMR à un niveau de confiance de 99,5 %</i> .	111
A.16	<i>Taux avec choc agrégé pour le scenario de Brass à un niveau de confiance de 99,5 %</i>	111
B.1	<i>Structure du calcul du SCR, Source : EIOPA</i>	112