



HAL
open science

Ajustement pour risque sous IFRS 17 : méthodologie de calcul et liens avec le cadre Solvabilité II

Tachfine El Alami

► To cite this version:

Tachfine El Alami. Ajustement pour risque sous IFRS 17 : méthodologie de calcul et liens avec le cadre Solvabilité II. Gestion et management. Université Claude Bernard - Lyon I, 2023. Français. NNT : 2023LYO10120 . tel-04558080

HAL Id: tel-04558080

<https://theses.hal.science/tel-04558080v1>

Submitted on 24 Apr 2024

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



THÈSE de DOCTORAT DE L'UNIVERSITÉ CLAUDE BERNARD LYON 1

Ecole Doctorale ED 486
Sciences Economiques et de Gestion

Discipline : Science de Gestion

Soutenue publiquement le 03/07/2023, par :
Tachfine EL ALAMI

Ajustement pour risque sous IFRS 17 **Méthodologie de calcul et liens avec le cadre Solvabilité II**

Devant le jury composé de :

Hélène COSSETTE

Professeure, Université Laval

Didier FOLUS

Professeur des Universités, Université Paris Nanterre **Maria**

Mercèdes CLARAMUNT BIELSA

Professeure, Université de Barcelone

Melchior SALGADO

Maître de Conférences, Université Claude Bernard Lyon 1

Stéphane LOISEL

Professeur des Universités, Université Claude Bernard Lyon

1

Rapporteure

Président, Rapporteur

Examinatrice

Examineur

Directeur de thèse

Ajustement pour risque sous IFRS 17 Méthodologie de calcul et liens avec le cadre Solvabilité II

Tachfine El Alami

Sous la direction de Stéphane LOISEL

Résumé

Dans le cadre de sa démarche d'harmonisation et de clarification de l'information, l'Union Européenne demande depuis 2005 aux entreprises cotées en Bourse de présenter leurs comptes consolidés selon les normes IFRS (*International Financial Reporting Standards*). Publiée le 18 mai 2017, la norme IFRS 17 s'applique aux contrats d'assurance, de réassurance et aux contrats d'investissement avec participation aux bénéfices discrétionnaire. Elle est entrée en vigueur à partir du 1er janvier 2023. Elle impose une approche comptable unique pour les passifs dans les différents pays, et a pour objectif d'améliorer l'information financière et la visibilité des performances.

En Europe, la norme IFRS 17 intervient dans un contexte multinorme, où en plus des normes nationales propres à chaque pays, les assureurs sont soumis à la norme Solvabilité II. Depuis son entrée en vigueur le 1er janvier 2016, Solvabilité II a modifié de façon radicale le paysage de l'assurance en Europe. De façon similaire, l'entrée en vigueur de la norme IFRS 17 va contraindre les assureurs à repenser la manière dont ils gèrent leurs risques avec des coûts de mise en place aussi significatifs que ceux liés à l'adoption de Solvabilité II. Afin d'éviter de démultiplier les travaux de production IFRS 17 et Solvabilité II, les entités exploitent les similitudes entre les deux référentiels, notamment en termes de données, d'outils et de modèles de projection des cash-flows.

Cette thèse étend les possibilités de synergies entre les deux référentiels au cadre de la modélisation des risques non-financiers. Si les risques financiers sont capturés dans la mesure de la valeur actuelle des cash-flows futurs, la norme IFRS 17 requiert l'estimation d'une compensation au titre de l'incertitude pour les risques non-financiers. Cette compensation, nommé *Risk Adjustment* (RA), est un des blocs les plus importants du passif. De plus, il impacte mécaniquement l'évaluation des profits futurs et le résultat IFRS des contrats en portefeuille. La méthodologie d'évaluation du RA n'étant pas imposée par la norme, les assureurs ont ainsi la possibilité d'opter pour la méthode leur offrant une capacité de pilotage de leur résultat. Les chapitres 1 et 2 formalisent une méthode d'estimation des RA qui aligne les modalités du calcul du SCR de Solvabilité II aux exigences de la norme IFRS 17.

Le chapitre 1 expose les modalités de calcul de RA au titre de risques élémentaires en se basant sur les SCR marginaux y afférant. Le recours aux SCR élémentaires calculés sous Solvabilité II peut présenter un véritable intérêt opérationnel, néanmoins, des ajustements sont nécessaires afin de modifier l'horizon de risque et le seuil de confiance sous-jacent. Si le SCR couvre un risque de ruine à horizon un an, le RA compense l'incertitude liée aux risques non-financiers à horizon ultime (i. e. jusqu'à extinction des contrats). Le RA sera formalisé comme une Value at Risk à horizon ultime et sera calculé, comme le SCR, en choquant les hypothèses centrales. Sous hypothèses de normalité et log-normalité des facteurs de risques sous-jacents, il sera dérivé des formules liant les chocs IFRS 17 et leurs homologues sous Solvabilité II. La pertinence des hypothèses permettant le passage d'un référentiel à l'autre sera discutée, et la manière d'alléger certaines, telle que la comonotonie du *Best Estimate* et des facteurs de risques, sera explicitée. Une formule liant le SCR élémentaire au RA élémentaire pour un même risque sera démontrée.

Le chapitre 2 présente un cadre d'agrégation des RA élémentaires obtenus dans le chapitre précédent. De façon similaire à Solvabilité II, l'effet de diversification des risques s'appuie sur une agrégation elliptique exploitant les corrélations entre les modules de risques. En suivant le même raisonnement concernant la dissemblance des deux référentiels en termes d'horizon de risque, le concept de corrélation à l'ultime sera introduit par opposition à une corrélation à un an. En plus des effets de dépendances interriskés contenus dans la corrélation à un an, la corrélation à l'ultime capture un effet de diversification temporelle. Des formules fermées liant les deux corrélations sont démontrées pour différentes structures de dépendances entre les cash-flows futurs. Des propriétés analytiques liées à ces structures sont discutées notamment en termes de comportement du RA et sa sensibilité par rapport aux paramètres de dépendances.

La norme IFRS 17 précise des caractéristiques que la méthodologie de détermination du RA doit respecter. Le chapitre 3 décrit les défis mathématiques liés à l'interprétation de ces principes et les

problèmes théoriques qui en découlent. Il y sera démontré l'importance d'identifier les domaines théoriques où ces principes sont applicables et la nécessité de suggérer des alternatives plus appropriées à ces postulats, voire d'élaborer des normes de pratique actuarielle.

La *Variable Fee Approach* (VFA) est une variante du modèle comptable IFRS 17 qui s'applique aux contrats avec participation directe au bénéfice. Ces contrats offrent aux assurés la possibilité de partager les bénéfices des actifs sous-jacents. Dans la pratique, de tels contrats sont souvent regroupés dans un pool commun, ce qui rend difficile la détermination de la contribution de chaque génération de souscription comme exigé par IFRS 17. Cette problématique a été l'un des points les plus controversés de la norme, et a donné lieu en Europe, au vote en faveur d'une option d'exclusion de cette exigence. Le chapitre 4 fournit une interprétation mathématique du modèle VFA. Des techniques de répartition de la rentabilité entre les cohortes en utilisant les métriques IFRS 17 sont proposées. La conformité de ces méthodes avec les exigences du standard est discutée. Un intérêt sera également porté sur l'option d'exemption européenne et son impact sur la présentation des états financiers.

Mots-clés :

IFRS 17, Solvabilité II, risk adjustment , contractual service margin , Variable Fee Approach , Agrégation des risques, diversification temporelle, vision à l'ultime

Abstract

As part of its efforts to harmonize and clarify information, the European Union has required listed companies to disclose their consolidated financial statements under IFRS (*International Financial Reporting Standards*) since 2005. Issued on May 18, 2017, IFRS 17 applies to insurance, reinsurance, and investment contracts with discretionary profit sharing. It is effective from January 1, 2023. It establishes a unique accounting approach for liabilities across countries and aims to improve financial reporting and performance transparency.

In Europe, IFRS 17 applies in a multi-standard environment where insurers are subject to the Solvency II regulation in addition to the national standards applicable in each jurisdiction. Since its enforcement on January 1, 2016, Solvency II has radically changed the insurance industry in Europe. Similarly, IFRS 17 will constrain insurers to rethink how they manage their risks, with implementation costs as high as those linked to the adoption of Solvency II. Entities are exploring the similarities between the two frameworks, particularly regarding data, tools, and cash flow projection models, to avoid duplicating IFRS 17 and Solvency II production work.

This PhD dissertation extends the possibilities of synergies between the two frameworks to modeling non-financial risks. While financial risks are reflected in the measurement of the present value of future cash flows, IFRS 17 requires the estimation of uncertainty compensation for non-financial risks. This compensation, called risk adjustment (RA), is one of the most important blocks of liabilities. Moreover, it impacts the valuation of future profits and the IFRS result. As the standard does not impose the RA valuation methodology, insurers can opt for the method that allows them to manage their results. Chapters 1 and 2 provide a method for estimating RA that brings together the method for assessing the SCR of Solvency II and the requirements of IFRS 17.

Chapter 1 sets out the methods for calculating RA for elementary risks based on the related marginal SCRs. Using elementary SCRs calculated under Solvency II can be of genuine operational interest. However, adjustments are necessary to revise the risk horizon and the underlying confidence level. While the SCR covers the risk of ruin with a one-year horizon, the RA compensates for the uncertainty linked to non-financial risks within an ultimate view (i.e., until the extinction of the contract). The RA will be formalized as an ultimate horizon Value at Risk and calculated, like the SCR, by shocking the central assumptions. Under assumptions of normality and log-normality of the underlying risk factors, formulas linking the IFRS 17 shocks and their counterparts under Solvency II are derived. The relevance of the assumptions allowing the passage from one framework to the other will be discussed, and the way to relax some of them, such as the comonotony of the best estimate and the risk factors, will be explained. A formula linking the elementary SCR to the elementary RA will be demonstrated.

Chapter 2 presents a framework for aggregating the elementary RAs obtained in the previous chapter. Similarly to Solvency II, the risk diversification effect is based on an elliptical aggregation exploiting the correlations between the risk modules. Following the same reasoning concerning the dissimilarity of the two frameworks regarding risk horizon, this chapter introduces the concept of correlation to the ultimate as opposed to a correlation to one year. In addition to the inter-risk dependence effects contained in the one-year correlation, the ultimate correlation captures a temporal diversification effect. Closed formulas linking the two correlations are demonstrated for different dependence structures between future cash flows. Analytical properties related to these structures are discussed, notably in terms of the behavior of the RA and its sensitivity to the dependence parameters.

IFRS 17 specifies characteristics that the methodology for determining the RA must satisfy. Chapter 3 describes the mathematical challenges in interpreting these principles and the theoretical problems that arise from them. It will demonstrate the importance of identifying theoretical areas of application where these principles are respected and the need to suggest more appropriate modifications of these assumptions or even develop standards of actuarial practice.

The IFRS 17 accounting model is a variation of the IFRS 17 accounting model that applies to direct profit-sharing contracts. These contracts allow policyholders to share in the profits of the underlying assets. In practice, such contracts are often grouped in a shared pool, which makes it difficult to determine the contribution of each underwriting generation as required by IFRS 17. This issue has been one of the most controversial issues and has led to a vote in Europe in favor of an option to exclude this requirement. Chapter 4 provides a mathematical interpretation of the model called the Variable Fee Approach (VFA). It suggests techniques for allocating profitability across cohorts using IFRS 17 metrics. It discusses the compliance of these methods with the standard's requirements and explores the European exemption option and its impact on the presentation of financial statements.

Keywords:

IFRS 17, Solvency II, risk adjustment , contractual service margin , Variable Fee Approach , Risk Aggregation, Correlation, Time diversification, Ultimate view

Table des matières

Résumé	ii
Abstract	iv
Table des Matières	ix
Introduction Générale	1
1 Contexte et enjeux	3
1.1 Les normes IFRS et structure de l'IFRS Foundation	3
1.2 Projet IFRS - Contrats d'assurance	5
1.3 Rappels sur la directive Solvabilité II	8
1.4 La valorisation <i>market consistent</i> en assurance	12
1.5 Mesures de risque et diversification	15
1.6 Allocation du capital	16
2 Valorisation des contrats d'assurance sous IFRS 17	18
2.1 Objectifs et périmètre d'application	18
2.2 Définition d'un contrat d'assurance	19
2.3 Séparation des composantes des contrats	20
2.4 Niveau d'agrégation des contrats	25
2.5 Comptabilisation sous IFRS 17 – Le modèle général	27
2.6 Comptabilisation sous IFRS 17 – Les variantes du modèle général	37
2.7 Présentation des états financiers	45
3 Focus sur le <i>Risk Adjustment</i>	47
3.1 Définition et périmètre de risques associé	47
3.2 Méthodes d'estimations du <i>Risk Adjustment</i>	48
3.3 Comparaison Solvabilité II et IFRS 17	50
3.4 Adaptation du <i>Solvency Capital Requirement</i> pour le calcul du <i>Risk Adjustment</i>	53
3.5 Principes de cohérence du <i>Risk Adjustment</i>	58
4 Synthèse des contributions de la thèse	61
4.1 From a Solvency II SCR to an IFRS 17 Risk Adjustment	61
4.2 Risk adjustment under IFRS 17 : An adaptation of Solvency II one-year aggregation into an ultimate view framework	62
4.3 On the characteristics of the risk adjustment and the need for an academic response to IFRS 17	62
4.4 Contractual service margin for participating insurance contracts with intergenerational risks sharing under IFRS 17	62
Bibliographie	68
1 From a Solvency II SCR to an IFRS 17 Risk Adjustment	69

Introduction	70
1.1 Introducing IFRS 17 framework	71
1.1.1 Valuation principles of insurance liabilities	71
1.1.2 Focusing on the risk adjustment	72
1.2 Formalising the SCR-to-RA technique	73
1.2.1 From a Solvency II stress to an IFRS 17 stress	74
1.2.2 From a Solvency II SCR to an IFRS 17 RA	77
1.3 Numerical application	78
1.3.1 Computing IFRS 17 stresses	78
1.3.2 Computing BE, SCR, and RA	79
1.3.3 Converting SCR to RA - A comonotonicity-free example	81
1.4 Conclusion	82
Bibliographie	86
2 Risk adjustment under IFRS 17 : An adaptation of Solvency II one-year aggregation into an ultimate view framework	87
TACHFINE EL ALAMI, LAURENT DEVINEAU ET STÉPHANE LOISEL	
Introduction	88
2.1 Theoretical framework	90
2.1.1 Risk aggregation : Elliptic approach	90
2.1.2 Liabilities value under IFRS 17 - an ultimate view	91
2.1.3 Time correlation structure	92
2.1.4 Liabilities value under Solvency II - a one-year view	97
2.2 Numerical application	100
2.2.1 Acceptable values for dependence parameters	100
2.2.2 Application to the aggregation of Lapse and Expense risks	101
Conclusion	110
Bibliographie	112
3 On the characteristics of the risk adjustment and the need for an academic response to IFRS 17	113
TACHFINE EL ALAMI ET STÉPHANE LOISEL	
Introduction	114
3.1 Challenges with risk adjustment principles	115
3.1.1 General comments	115
3.1.2 About the first principle	115
3.1.3 About the second principle	117
3.1.4 About the third principle	119
3.1.5 About Principles 4 and 5	119
3.2 Conclusion on risk adjustment and other challenges related to IFRS 17	120
Bibliographie	123
4 Contractual service margin for participating insurance contracts with intergenerational risks sharing under IFRS 17	125

Introduction	126
4.1 Regulatory framework	127
4.1.1 Introducing the Variable Fee Approach	127
4.1.2 Level of aggregation	128
4.2 Theoretical framework	129
4.2.1 Initial Measurement : Valuation of new business	131
4.2.2 Subsequent Measurement	136
4.3 Numerical application	139
4.3.1 Stock valuation : Disclosure for the first period	140
4.3.2 Allocation methods : Initial measurement of the new business	141
4.3.3 Differences between "Carve out" reporting and "GoC level" reporting	143
Conclusion and outlooks	146
Bibliographie	150
Conclusion générale	151
Bibliographie	155
A Compléments du chapitre 1	157
A.1 Case of longevity and mortality risks : a Lee-Carter based approach	157
A.2 Constancy of the ∇^{IFRS} ratio over confidence level	158
B Compléments du chapitre 2	159
B.1 Semidefiniteness of time correlation structures in a 2-LoBs case	159
B.1.1 Σ -structure : Time correlation through consecutive cash flows	159
B.1.2 Λ -structure	160
B.1.3 Γ -structure	160
B.2 A 6-LoBs illustration	161
B.3 Comparing correlation structures : targeting the global RA	163
Bibliographie	165
C Compléments du chapitre 3	167
C.1 First principle : a generalization to other distributions	167
C.1.1 Binomial distribution	167
C.1.2 Negative binomial distribution	168
C.2 Discussion about the Tail Value-at-Risk	168
C.2.1 About principle 1	169
C.2.2 About principle 2	169
Bibliographie	171
Table des figures	174
Liste des tableaux	175

Introduction Générale

La mondialisation s'est accompagnée d'une intégration croissante des biens, des services et des capitaux dans les marchés mondiaux, si bien que les entreprises qui étaient traditionnellement tributaires de leurs marchés de capitaux nationaux pour leur financement ont désormais un accès considérablement accru aux capitaux d'emprunt et aux capitaux propres, tant au sein qu'en dehors de leurs frontières nationales. Pour autant, le monde de la communication financière a été lent à réagir, en raison, sans doute, d'une forme de nationalisme généralisé par les normes propres à chaque pays. L'idée d'un ensemble unique de normes comptables mondiales a commencé à germer avec comme principal avantage la possibilité pour les marchés internationaux des capitaux d'évaluer et de comparer les performances interentreprises d'une manière beaucoup plus significative, efficace et efficiente. Ainsi, cela devrait-il accroître l'accès des entreprises aux capitaux mondiaux et, en fin de compte, en réduire le coût. La demande de normes mondiales est donc venue à la fois des organismes de réglementation et des préparateurs d'états financiers (i.e. les comptables de l'entité déclarante représentant la direction et/ou les cabinets d'expertise comptable faisant office d'auditeurs).

En dépit de ces avantages pressentis, ce n'est que depuis 2000 qu'un effort réel a été déployé en faveur de l'élaboration de ces normes mondiales. Cette évolution résulte en grande partie de l'annonce faite par la Commission européenne en juin 2000, selon laquelle elle présenterait des propositions visant à imposer à toutes les sociétés cotées de l'Union européenne (UE) la publication d'informations financières conformément aux normes comptables internationales, en anglais *International Accounting Standards* (IAS), à compter de 2005. Cette exigence a non seulement bouleversé l'information financière européenne, mais aussi l'information financière mondiale, car de nombreux autres pays ont suivi l'exemple de l'Europe. En effet, 144 juridictions exigent les normes "*International Financial Reporting Standards*" (IFRS) pour toutes ou la plupart des entités nationales ayant une obligation publique de rendre des comptes (sociétés cotées) sur leurs marchés de capitaux comme indiqué par l'IFRS Foundation. Ainsi, l'information financière mondiale a cessé d'être caractérisée par de nombreux systèmes nationaux disparates, au point qu'il n'en existe aujourd'hui essentiellement que deux : les IFRS et les US GAAP (acronymes anglais d'*United States Generally Accepted Accounting Principles*, il s'agit de l'ensemble des normes et des principes comptables américains).

Le secteur de l'assurance a rejoint bien plus tard l'effort d'harmonisation des normes comptables. Publiée en mai 2017, pour une entrée en vigueur le 1er janvier 2023, la norme "IFRS 17 - Contrats d'assurance" a résulté d'un des projets de norme les plus longs qu'ait eu à mener l'*International Accounting Standards Board* (IASB). La particularité du secteur de l'assurance marqué à la fois par un cycle de production inversé, et une forte hétérogénéité des engagements et des profils de risque associés, pose des difficultés majeures à la conception des principes d'évaluation des provisions, et surtout à la reconnaissance du profit réalisé.

En Europe, IFRS 17 intervient dans un contexte **multinormes**, où en plus des référentiels nationaux propres à chaque pays, les assureurs sont soumis à la norme Solvabilité II. Établie par l'EIOPA, superviseur assurantiel européen, la Directive Solvabilité II a pour enjeu d'harmoniser et de soutenir le marché de l'assurance européen, en garantissant la solvabilité des assureurs, c'est-à-dire leur aptitude à faire face à leurs engagements envers les assurés. Elle s'articule autour de trois piliers fondés sur la gestion du risque et le renforcement de la solvabilité.

Depuis son entrée en vigueur le 1er janvier 2016, Solvabilité II a modifié de façon radicale le paysage de l'assurance en Europe. De façon similaire, l'entrée en vigueur de la norme IFRS 17 va contraindre les assureurs à repenser la manière dont ils gèrent leurs risques. Les acteurs du marché de

l'assurance s'attendent à des coûts de mise en place aussi significatifs que ceux liés à l'adoption de Solvabilité II. En effet, la mise en place des processus IFRS 17 a nécessité jusque-là des investissements importants et le développement de nouveaux outils de production et de reporting financier.

Les travaux présentés ici ont été réalisés dans le cadre d'une thèse CIFRE réalisée chez ADDACTIS France et au Laboratoire de Sciences Actuarielle et Financière (LSAF) de l'Université Lyon 1, commencée en juillet 2020. Cette thèse se compose de quatre chapitres, chacun correspondant à un article ayant fait ou qui fera l'objet d'une soumission pour publication. Les deux premiers chapitres se proposent d'adapter la méthodologie de calcul du *Solvency Capital Requirement* de Solvabilité II au calcul du *Risk Adjustment* sous IFRS 17. Le chapitre 1 s'intéresse à la détermination de la compensation liée à chacun des risques auxquels l'entité est confrontée et les différences dans la modélisation de ceux-ci entre les deux référentiels réglementaires. Le chapitre 2 étudie la diversification de ces risques et adapte le cadre d'agrégation elliptique de Solvabilité II aux exigences de la norme IFRS 17. Ces deux chapitres font l'objet de compléments en annexes A et B qui présentent des éléments de preuve pour certains résultats établis dans les articles ou étendent ceux-ci à d'autres cas de figure. La norme IFRS 17 introduit des principes de cohérence que le *Risk Adjustment* doit respecter. La méthodologie construite dans les chapitres 1 et 2 se basant sur une *Value at Risk*, la conformité de cette mesure de risques avec les exigences de cette norme est explorée dans le chapitre 3. Ce dernier fait l'objet d'un complément en annexe C qui étend les résultats pour des distributions alternatives puis à une autre mesure de risque. Le chapitre 4 fournit une interprétation mathématique des exigences de la norme IFRS 17 dans le cadre des contrats dits avec participation directe aux bénéficiaires. Une attention particulière est portée sur l'allocation de la rentabilité des contrats suivant les métriques d'IFRS 17.

Cette introduction se constitue de quatre parties. La première partie vise à introduire le contexte réglementaire et les outils mathématiques sur lesquels ces travaux s'appuient. Après un exorde sur l'*IFRS Foundation* et les normes IFRS au sens large, une description du projet de norme IFRS 17 est abordée. Des rappels des exigences de la norme Solvabilité II sont ensuite proposés. Une attention particulière y est portée sur le *Solvency Capital Requirement* et la *Risk Margin* de Solvabilité II qui seront rapprochés du *Risk Adjustment* d'IFRS 17 dans les chapitres 1 et 2. Un état de l'art sur la valorisation *market-consistent* commune aux deux normes est suggéré. Il est suivi d'une présentation des mesures de risques étudiées dans le cadre du calcul du *Risk Adjustment* dans les chapitres 1 à 3, et des méthodes d'allocation de capital explorées dans le chapitre 4.

Une deuxième partie présente les exigences de la norme IFRS 17. Les principales notions comptables propres à ce nouveau référentiel telles que le *Risk Adjustment* ou la *Contractual Service Margin* sont introduites. Les principes et règles de comptabilisation des contrats d'assurance dans le cadre du modèle général d'IFRS 17 sont détaillés. La variante de ce modèle, propre aux contrats avec participation directe aux bénéficiaires, appelée *Variable Fee Approach*, est également décrite. L'accent est mis sur les enjeux, liés à cette approche, qui ont motivé les travaux du chapitre 4 ainsi que les résultats de celui-ci. Les modalités de présentation des états financiers et les métriques liées à la mesure de la performance de l'entité sont également explicitées.

Le *Risk Adjustment* étant le sujet prédominant de cette thèse, une troisième partie revient plus en détail sur les règles établies par IFRS 17 concernant cette quantité. Elle liste les principales méthodes d'estimation de cet ajustement discutées dans la littérature académique ou mises en place par les acteurs du marché. Cette partie s'attarde aussi sur les principales similitudes et divergences entre les référentiels IFRS 17 et Solvabilité II que le marché de l'assurance a considéré dans ces tentatives de réconciliation des calculs et travaux entre les deux normes. C'est dans le cadre de cette problématique que les chapitres 1 et 2 construisent une méthode d'estimation du *Risk Adjustment* qui s'appuie sur le calcul du *Solvency Capital Requirement* de Solvabilité II. Cette méthode et les principales contributions y afférentes sont présentées dans cette partie. Les principes de cohérence du *Risk Adjustment* sont investigués dans le cadre du chapitre 3. Les enjeux liés à l'interprétation mathématique de ces principes établis dans ce chapitre sont discutés à la fin de cette troisième partie.

Enfin, une dernière partie synthétise les apports des travaux de cette thèse et les contributions de chaque chapitre.

1 Contexte et enjeux

1.1 Les normes IFRS et structure de l'IFRS Foundation

L'IFRS Foundation est une organisation internationale à but non lucratif qui a pour mission de développer et mettre à jour les normes comptables internationales, appelées *International Financial Reporting Standards* (IFRS). Ces normes ont pour but de garantir la transparence et la comparabilité des états financiers des entreprises, en présentant une image fidèle de leur performance financière et de leur situation financière. L'IFRS Foundation est dirigée par l'*International Accounting Standards Board* (IASB), qui est composé de membres indépendants provenant de différents pays et de différents milieux professionnels. L'IASB est chargé de développer des normes comptables de haute qualité qui soient compréhensibles, applicables et efficaces pour les utilisateurs des états financiers.

Les normes IFRS s'appliquent aux comptes annuels et aux états financiers consolidés des entreprises cotées en Bourse et aux autres entreprises qui choisissent de les utiliser. Les entreprises cotées en Bourse sont tenues de respecter les normes IFRS, car ces dernières sont utilisées pour évaluer la performance financière de l'entreprise et pour prendre des décisions d'investissement. Les autres entreprises peuvent également choisir de les utiliser, car elles peuvent améliorer la compréhension de leur performance financière par les investisseurs et les créanciers.

Les normes IFRS sont mises à jour régulièrement pour refléter les changements dans l'environnement économique et les pratiques comptables. Les entreprises doivent s'assurer de respecter les normes les plus récentes pour présenter des états financiers fiables et comparables. Par ailleurs, l'IFRS Foundation est également responsable de la promotion de l'utilisation des normes IFRS dans le monde. Elle travaille en étroite collaboration avec les autorités comptables nationales et les organisations professionnelles pour promouvoir l'adoption et l'application des normes IFRS. Elle fournit également des ressources éducatives et des outils pour aider les entreprises à comprendre et à appliquer les normes IFRS.

Les composants de la structure globale de l'IFRS Foundation sont présentés dans le Figure 1. Les obligations et les procédures de ces composants sont établies dans le cadre de la constitution de l'IFRS Foundation (c.f. [49]) et sont détaillées ci-dessous.

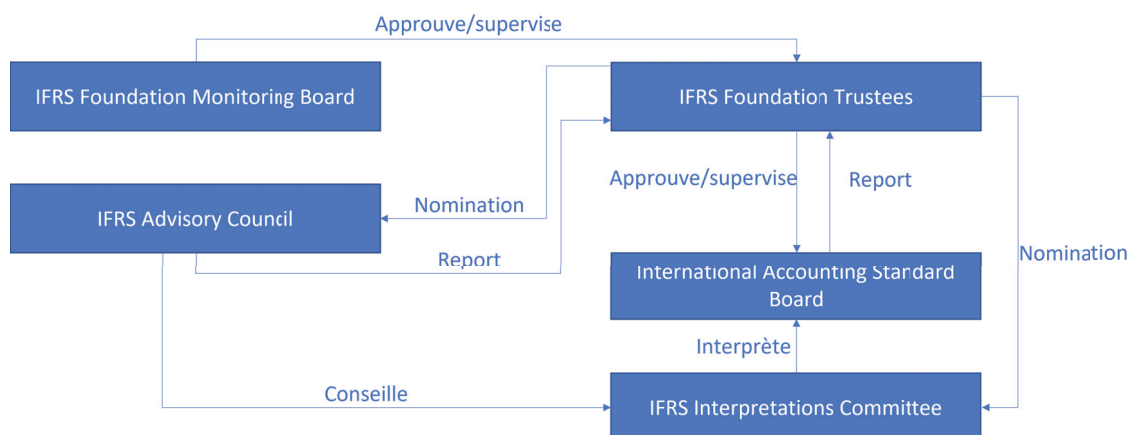


FIGURE 1 – Structure de l'IFRS Foundation

International Financial Reporting Standards Foundation (IFRS Foundation)

La IFRS Foundation est l'organe de surveillance de l'IASB et est responsable des questions de gouvernance et de la garantie que chaque organisme membre est proprement financé. Elle est composée de 22 membres appelées les Trustees, dont les principaux objectifs sont les suivants :

- élaborer un ensemble de normes d'information financière de haute qualité, compréhensibles, applicables et acceptées dans le monde entier,

- promouvoir le recours à ces normes et leur application en toute rigueur
- prendre en compte les besoins en matière d'information financière pour les économies émergentes et les petites et moyennes entités,
- assurer la convergence des normes d'information financière nationales et internationales.

International Accounting Standards Board (IASB)

L'IASB est l'organe indépendant en charge de la mise en place des normes de l'IFRS Foundation. Ses membres sont responsables de l'élaboration et de la publication des IFRS et des interprétations élaborées par l'IFRS IC (anciennement IFRIC). Lorsque l'IASB a été créé, il a également adopté toutes les normes comptables internationales (IAS) existantes.

Les principaux organismes nationaux de réglementation sont tous représentés par l'IASB et leurs points de vue sont pris en compte pour parvenir à un consensus. Les organismes de réglementation de tous les pays peuvent publier des documents de discussion de l'IASB et des exposés-sondages sur les normes pour recueillir des commentaires dans leur pays afin de représenter les points de vue de tous les préparateurs et utilisateurs d'états financiers. Chacun des organismes nationaux de réglementation importants "dirige" certains projets de normalisation internationale.

IFRS Monitoring Board (IFRS MB)

Le Monitoring Board a été créé en janvier 2009 dans le but de "fournir un lien formel entre les Trustees et les autorités publiques" afin de renforcer la responsabilité publique de l'IFRS Foundation.

Les principales responsabilités du Monitoring Board sont de s'assurer que les Trustees continuent à remplir leurs fonctions telles que définies par la Constitution de l'IFRS Foundation, ainsi que d'approuver la nomination ou le renouvellement du mandat des Trustees. Le Monitoring Board rencontre les Trustees au moins une fois par an, voire plus fréquemment si nécessaire.

Le Monitoring Board est composé des autorités des marchés financiers en charge de la mise en place de la forme et du contenu des rapports financiers. Par l'intermédiaire du Monitoring Board, les autorités qui autorisent ou exigent l'utilisation des IFRS dans leurs juridictions seront en mesure de remplir plus efficacement leurs mandats concernant la protection des investisseurs, l'intégrité du marché et la formation de capital.

IFRS Interpretations Committee (IFRS IC)

L'IFRS Interpretations Committee, également appelé Comité, examine des questions comptables soulevées par les différentes parties prenantes et fournit des orientations, faisant foi sur ces questions, appelées IFRIC. Les réunions du Comité sont ouvertes au public et, tout comme l'IASB, il collabore étroitement avec les organismes nationaux de normalisation. Tous les projets gérés par le Comité sont formulés à la manière d'une question relative à une norme IFRS. Cette procédure vise à permettre à toute partie prenante d'introduire une demande et de garantir une certaine transparence. Toute demande est étudiée en assemblée publique à l'issue de laquelle le Comité décide si la réponse à la question justifie l'élaboration d'une norme, ou si une autre approche peut être considérée.

Le Comité pourra, en effet, prendre la décision de ne pas recommander l'élaboration d'un projet de norme, et ce, à la lumière de plusieurs éléments ([48]) :

- Soit l'élaboration de la norme est jugée non nécessaire si, selon l'avis du Comité, les normes IFRS et les Interprétations IFRIC en vigueur fournissent suffisamment d'informations pour qu'une entreprise puisse déterminer ses règles comptables, ou bien le Comité juge qu'il n'y a pas de preuve avérée démontrant l'existence d'un problème comptable généralisé,
- Soit l'élaboration de la norme est jugée d'aucune aide car, par exemple, l'introduction d'une nouvelle exigence ou sa modification, bien qu'elle apporterait une aide à une entreprise afin de mener à bien un type spécifique de transaction, peut introduire de nouvelles interrogations pour d'autres entités devant opérer des transactions légèrement différentes.

Pour expliquer pourquoi un projet de norme n'est pas retenu, le Comité d'interprétation publie un *agenda decision*, traduit en "décision à l'ordre du jour". Les décisions de l'ordre du jour rendent compte de la réponse du Comité d'interprétation à la problématique étudiée. Dans de nombreux cas, elles comprennent des éléments explicatifs qui soulignent comment les principes et les exigences des normes comptables IFRS s'appliquent à la situation discutée. Le matériel explicatif tire son autorité des normes comptables elles-mêmes (ce matériel ne peut pas ajouter ou modifier les exigences des normes comptables IFRS). Par conséquent, une entité est tenue d'appliquer les normes comptables IFRS en vigueur, reflétant les éléments explicatifs dans une décision de l'ordre du jour (sous réserve qu'elle dispose de suffisamment de temps pour mettre en œuvre cette comptabilité).

The IFRS Advisory Council (IFRS AC)

L'IFRS AC est l'organe consultatif officiel de l'IASB et de l'IFRS Foundation. Il est composé d'un large éventail de membres qui sont concernés par le travail de l'IASB. Ses objectifs sont les suivants :

- conseiller l'IASB sur les décisions relatives à l'agenda et les priorités de son travail,
- informer l'IASB des points de vue du Conseil en ce qui concerne les principaux projets de création de normes,
- donner d'autres conseils à l'IASB ou aux Trustees.

Il est à noter que depuis 2021, un nouvel organe a rejoint les rangs de l'IFRS Foundation. L'*International Sustainability Standards Board* (ISSB) est un organisme de normalisation dont le mandat est de créer et développer des normes d'information financière relatives au développement durable afin de répondre aux besoins des investisseurs en matière d'information environnementale. Nous ne développerons pas davantage les missions de l'ISSB, son périmètre étant relativement loin de celui de cette thèse.

Comprendre la structure de l'IFRS Foundation et la façon dont ses différents composants s'articulent est primordial lorsqu'il s'agit de traiter des problématiques en rapport avec les normes IFRS. Cette thèse s'intéresse en particulier à la norme IFRS 17 relative à la comptabilisation des contrats d'assurance. En plus de la version finale de cette norme ([44]), publiée en juin 2020, les travaux de cette thèse se sont appuyés sur plusieurs documentations, allant des premières publications de l'IASB lors de l'élaboration des premières versions de la norme, jusqu'à des interprétations du Comité (IFRS IC) post-publication de la norme. Nous retraçons l'historique du projet IFRS 17, ainsi que ses principales étapes et publications y afférentes dans la section suivante.

1.2 Projet IFRS - Contrats d'assurance

L'IASB et son prédécesseur, l'*International Accounting Standards Committee* (IASC), ont entamé l'élaboration d'une norme exhaustive sur les contrats d'assurance depuis 1997, date à laquelle un comité directeur, appelé *Steering Committee*, a été créé pour mener à bien les travaux initiaux de ce conséquent projet. La décision d'élaborer une nouvelle norme comptable pour les contrats d'assurance a été prise du fait qu'aucune norme sur les contrats d'assurance n'existait au préalable. Ceux-ci étaient d'ailleurs explicitement exclus du champ d'application des normes existantes qui auraient autrement été pertinentes (par exemple IAS 37 - Provisions, passifs éventuels et actifs éventuels, IFRS 9 - Instruments financiers). Par ailleurs, les pratiques comptables relatives aux contrats d'assurance sont fortement hétérogènes suivant la nature des contrats (garanties multirisques habitation, épargne vie ...) et diffèrent souvent des pratiques en vigueur dans d'autres secteurs. L'assurance étant un cycle économique inversé, selon lequel l'assureur fixe d'abord son prix de vente (la prime) avant de connaître son prix de revient (le coût du sinistre), la comparabilité avec les industries à cycle classique est alors peu commode.

Historiquement, l'IASC d'abord puis l'IASB plus tard, ont évité de traiter des questions comptables spécifiques relatives aux contrats d'assurance en les excluant du champ d'application des normes existantes. Actuellement, les contrats d'assurance sont exclus du champ d'application des

normes telles que¹ IFRS 7, IFRS 9, IFRS 15, IAS 32, IAS 36, IAS 37, IAS 38 et IAS 39. Ainsi, plutôt que d'opter pour une comptabilisation des contrats d'assurance avec l'une ou l'autre des normes précédentes, selon la nature du contrat (vie/non-vie, réassurance ...) ou la nature des flux financiers mesurés (frais d'acquisitions, primes ...), l'IASB et l'IASB ont considéré que de tels contrats présentaient suffisamment de spécificités pour justifier un projet de norme unique et ont passé plusieurs années à l'élaboration de celle-ci.

C'est en décembre 1999 que le *Steering Committee* de l'IASB publie un document de réflexion (c.f. [46]) marquant la première étape du projet de norme comptable pour les contrats d'assurance. Ce document identifie les différentes formes de contrats d'assurance et les caractéristiques spécifiques qui sont considérées comme pertinentes pour déterminer le traitement comptable approprié. En outre, il s'interroge sur les axes de comptabilité et d'information financière devant figurer dans les reportings et les arguments pour/contre des solutions et réponses possibles à ces questions. Lors de sa réunion de mai 2002 (c.f. [31]), l'IASB conclut finalement qu'il ne serait pas réaliste de s'attendre à la mise en œuvre d'une norme complète de comptabilisation et d'évaluation des contrats d'assurance d'ici 2005 (à temps pour l'adoption des IFRS dans l'UE). Cela a en particulier eu comme conséquence la division du projet d'assurance en deux phases : la phase I, qui est devenue IFRS 4 ([33]) et la phase II, qui a abouti plus tard à la publication d'IFRS 17 ([42]) en mai 2017.

La norme IFRS 4 a été finalisée par l'IASB dans un délai relativement court à mesure que se dessinait la nécessité de disposer d'une norme à temps pour l'adoption des IFRS par l'UE en 2005. Un exposé-sondage, *Exposure Draft 5* ([32]), a été publié en juillet 2003 suivi assez rapidement de la norme finale publiée en mars 2004. La norme transitoire IFRS 4 était applicable pour la première fois pour les périodes comptables commençant le ou après le 1er janvier 2005. Elle s'applique à l'ensemble des contrats d'assurance ainsi qu'aux contrats d'investissements avec participation aux bénéfices discrétionnaire. Un contrat d'assurance, selon IFRS 4, est un contrat selon lequel une partie (l'assureur) accepte un risque d'assurance significatif d'une autre partie (le titulaire de la police) en convenant d'indemniser le titulaire de la police si un événement futur incertain spécifié (l'événement assuré) affecte de façon défavorable le titulaire de la police. Le risque d'assurance est considéré comme significatif, si et seulement si un événement assuré peut obliger un assureur à payer des prestations complémentaires significatives dans n'importe quel scénario, à l'exclusion des scénarios qui manquent de substance commerciale. La norme ne donne néanmoins pas d'indication quantitative sur le caractère significatif du risque.

Lors de la phase I de la norme, les compagnies ont la possibilité d'avoir recours aux normes locales pour comptabiliser et valoriser leurs passifs d'assurance dans leurs comptes consolidés. Il existe tout de même certaines différences entre la norme IFRS 4 et les normes retenues pour l'établissement des comptes sociaux ("French GAAP"). Nous noterons notamment l'apparition du mécanisme de la comptabilité reflet, connu également sous le nom de *Shadow accounting*, qui permet à l'assureur de réduire l'écart comptable (mismatch) engendré par le recours à des méthodes de valorisation différentes à l'actif (en juste valeur ou coût amorti sous IAS 39) et au passif (en coût historique sous IFRS 4). Ce mismatch est géré par le biais de la participation aux bénéfices différée qui est comptabilisée de façon cohérente avec la comptabilisation de la plus ou moins value latente à l'actif. Une autre particularité introduite par la norme transitoire IFRS 4 est le test de suffisance des passifs ou *Liability Adequacy Test* (LAT) qui vise à s'assurer que les passifs d'assurance n'ont pas été sous-évalués par l'utilisation des normes locales. À chaque période de clôture, l'assureur doit s'assurer que la valeur comptable de ses passifs d'assurance est supérieure à l'estimation des flux de trésorerie futurs. Dans le cas d'une insuffisance des provisions, celle-ci doit être comptabilisée en résultat. Ce mécanisme permet de réduire la possibilité de la non-prise en compte des pertes significatives pour la société d'assurance pendant la phase I (IFRS 4). Les états financiers sous IFRS 4, ainsi que les similitudes et disparités de cette norme vis-à-vis des autres normes comptables, dont Solvabilité II et IFRS 17, sont intéressants à investiguer en particulier dans le cadre de l'étude des enjeux de transition vers IFRS

1. Les normes IFRS 7, IFRS 9, IAS 32 et IAS 39 concernent la comptabilisation et la présentation des instruments financiers. Les champs d'application du reste des normes se présentent ainsi : la norme IFRS 15 pour les produits des activités ordinaires tirés des contrats conclus avec des clients, IAS 36 pour la dépréciation d'actifs, IAS 37 pour les provisions, passifs éventuels et actifs éventuels, et IAS 38 pour les immobilisations incorporelles.

17. Cette problématique n'étant pas analysée dans le cadre de cette thèse, nous ne développerons pas davantage les spécificités de la comptabilisation sous IFRS 4. Il est néanmoins important à retenir que malgré les mécanismes introduits par IFRS 4, en raison de l'absence de méthodes de mesure et de présentation homogènes des états financiers, et des dissemblances entre les local GAAPs, il est difficile pour les investisseurs et les parties prenantes de comparer les groupes d'assurances soumis à différentes juridictions. La phase I ne répond pas aux objectifs de comparabilité, de fiabilité et de pertinence attendus dans les IFRS. Cela a emmené l'IASB à entamer ses travaux sur la phase II de la norme, qui a conduit plus tard à la publication d'IFRS 17, fruit de près de 20 ans de réflexion. Nous mentionnons les étapes clés dans la construction d'IFRS 17 suivantes :

- Discussion paper - Preliminary views on Insurance Contracts : Cette consultation publique sur la comptabilisation des contrats d'assurance est lancée par l'IASB le 3 mai 2007. Cette dernière y publie ses vues préliminaires dans un document de discussion (voir [34] et [35]). Cette annonce est la dernière étape d'une consultation qui a débuté en 2004 lorsque l'IASB a mis en place un groupe de travail sur l'assurance composé de hauts représentants du secteur de l'assurance et d'autres parties prenantes.
- Exposure Draft Insurance Contracts ED/2010/8 en 2010 (voir [36]) : Le 30 juillet 2010, l'IASB a publié pour commentaires publics un exposé-sondage sur les améliorations à apporter à la comptabilisation des contrats d'assurance. L'exposé-sondage propose une norme internationale d'information financière (IFRS) unique que tous les assureurs, dans toutes les juridictions, pourraient appliquer à tous les types de contrats sur une base cohérente. On y trouve notamment une liste de trois méthodes autorisées pour le calcul de l'ajustement pour risque (voir section 3), qui ne sera finalement pas retenue dans la version finale de la norme.
- Exposure Draft Insurance Contracts ED/2013/7 en 2013 (voir [38]) : Le 20 juin 2013, l'IASB a publié pour commentaires publics un exposé-sondage révisé sur des propositions relatives à la comptabilisation des contrats d'assurance. L'exposé-sondage s'appuie sur les propositions publiées en 2010 et reflète les commentaires reçus au cours de la vaste période de consultation publique qui a suivi la publication du précédent ED. Les propositions révisées visent à fournir une base cohérente pour la comptabilisation des contrats d'assurance et à permettre aux utilisateurs des états financiers de comprendre plus facilement comment les contrats d'assurance affectent la situation financière, la performance financière et les flux de trésorerie d'une entité.
- En mai 2017, le Board achève son projet sur les contrats d'assurance avec la publication d'IFRS 17 - Contrats d'assurance ([42]). IFRS 17 remplace IFRS 4 et énonce les principes de comptabilisation, d'évaluation, de présentation et d'information des contrats d'assurance entrant dans son champ d'application.
- En juin 2020, le Board publie des amendements à IFRS 17 ([44]). L'objectif des amendements est d'aider les entités à mettre en œuvre la norme, sans perturber indûment la mise en œuvre ni diminuer l'utilité des informations fournies par l'application d'IFRS 17.

Entre la première version de la norme IFRS 17 publiée en 2017 et la version amendée de 2020, maintes discussions entre l'IASB et les différentes parties prenantes ont donné lieu à plusieurs projets et documentations associées. Le Transition Resource Group for IFRS 17 (TRG) est l'un des moyens par lesquels le Board a soutenu la mise en œuvre de la nouvelle norme. Ce groupe de travail, qui a été actif durant la période étendue de février 2018 à avril 2019, avait pour objectif de fournir un forum public pour les parties prenantes afin de suivre la discussion des questions soulevées sur la mise en œuvre d'IFRS 17. En outre, il vise à informer le conseil d'administration afin de l'aider à déterminer les mesures à prendre, le cas échéant, pour répondre à ces questions. Les actions possibles comprennent la fourniture de documents de soutien tels que des webinaires, des études de cas et/ou le renvoi au Conseil ou au Comité d'interprétation. La période de novembre 2019 à juin 2020 a quant à elle été rythmée par le projet *Amendments to IFRS 17 Insurance Contracts*, qui a eu pour objectif d'apporter des corrections et modifications à la norme. Cette période a notamment été marquée par plusieurs discussions de place, en particulier sur la notion de mutualisation intergénérationnelle entre les contrats d'assurance avec participation directe aux bénéfices (voir [43]), et s'est achevée par

la publication de la version amendée en juin 2020. Depuis, et jusqu'à aujourd'hui, c'est le Comité d'interprétation (IFRS IC) qui se saisit des questions et problématiques remontées par le marché.

L'objectif principal de la norme IFRS 17 est d'assurer la comparabilité entre les compagnies d'assurances en normalisant les méthodes d'évaluation et de comptabilisation des contrats d'assurance entre les pays. Elle vise par ailleurs à améliorer la qualité de l'information financière en exigeant la présentation de la valeur actuelle des passifs d'assurance qui reflète les conditions du marché à la date de reporting et de réduire les mismatches entre les actifs (précédemment comptabilisés selon IAS 39) et les passifs (précédemment comptabilisés selon IFRS 4). Dans sa version publiée en 2017, la norme IFRS 17 était prévue pour une entrée en vigueur à compter du 1er janvier 2021, en remplacement du référentiel IFRS 4. L'entrée en vigueur de la norme IFRS 17 devait coïncider pour les assureurs avec l'entrée en vigueur de la norme IFRS 9 relative à la valorisation des instruments financiers. IFRS 17 représente une refonte complète de la comptabilisation des contrats d'assurance en améliorant la transparence de la situation financière et du rendement des assureurs au travers d'états financiers plus aisément comparables. Adoptée par l'ensemble des sociétés d'assurance cotées en Bourse dans plus de 120 pays, IFRS 17 combine une approche fondée sur la valeur actuelle, comme c'est le cas dans d'autres référentiels tels que Solvabilité II ou l'Embedded Value avec la reconnaissance des revenus sur la période de couverture des contrats d'assurance. Des informations détaillées dans la norme expliquent comment des éléments tels que les affaires nouvelles, les primes reçues ainsi que les changements d'hypothèses affectent la performance et la valeur comptable des contrats d'assurance.

1.3 Rappels sur la directive Solvabilité II

La norme IFRS 17 s'inscrit dans un contexte multinorme, où les entités sont soumises à plusieurs réglementations et référentiels, qu'ils soient comptables ou prudentiels. Cette section présente les exigences de la norme européenne Solvabilité II.

La norme Solvabilité II, surnom de la Directive 2009/138/CE du Parlement européen et du Conseil du 25 novembre 2009 (c.f. [24]), est une réglementation européenne qui a pour but de renforcer la surveillance et la réglementation des entreprises d'assurance et de réassurance en Europe. Elle est entrée en vigueur le 1^{er} janvier 2016. La norme Solvabilité II vise à améliorer la sécurité et la stabilité du secteur des assurances en Europe, en veillant à ce que les entreprises d'assurance disposent de suffisamment de fonds propres pour faire face aux risques auxquels elles sont exposées.

Solvabilité II est basée sur un système de capital minimal requis pour les entreprises d'assurance et de réassurance. Les entreprises doivent disposer d'un niveau minimal de fonds propres pour faire face aux risques auxquels elles sont exposées. Les entreprises d'assurance sont également tenues de soumettre des rapports réguliers à leur autorité de surveillance pour montrer qu'elles disposent des fonds propres requis. La norme Solvabilité II introduit également des exigences en matière de gouvernance d'entreprise pour les entreprises d'assurance et de réassurance. Les entreprises doivent mettre en place des systèmes de gestion des risques efficaces et des procédures de contrôle interne pour gérer les risques auxquels elles sont exposées. Les entreprises doivent également nommer un responsable de la gestion des risques pour superviser ces activités.

La directive Solvabilité II prévoit également des exigences en matière de reporting et de transparence pour les entreprises d'assurance et de réassurance. Les entreprises doivent publier des informations sur leurs risques et leurs fonds propres, ainsi que sur les produits d'assurance qu'elles proposent. Les autorités de surveillance ont également accès à des informations supplémentaires pour surveiller les entreprises et s'assurer qu'elles respectent les exigences de la norme Solvabilité II.

À l'instar de son homologue bancaire "Bâle II", Solvabilité II s'articule autour de trois piliers détaillés ci-après (voir Figure 2) et qui couvrent différents aspects de la réglementation de l'assurance.

1. **Pilier 1 - Les exigences quantitatives** : Le premier pilier de Solvabilité II regroupe les exigences quantitatives, c'est-à-dire les règles de valorisation des actifs et des passifs, ainsi que les exigences de capital et leur mode de calcul. Il impose aux entreprises d'assurance de disposer d'un niveau de fonds propres suffisant pour couvrir les risques auxquels elles sont exposées. Solvabilité II prévoit deux exigences de capital : le minimum de capital requis (*Minimum*

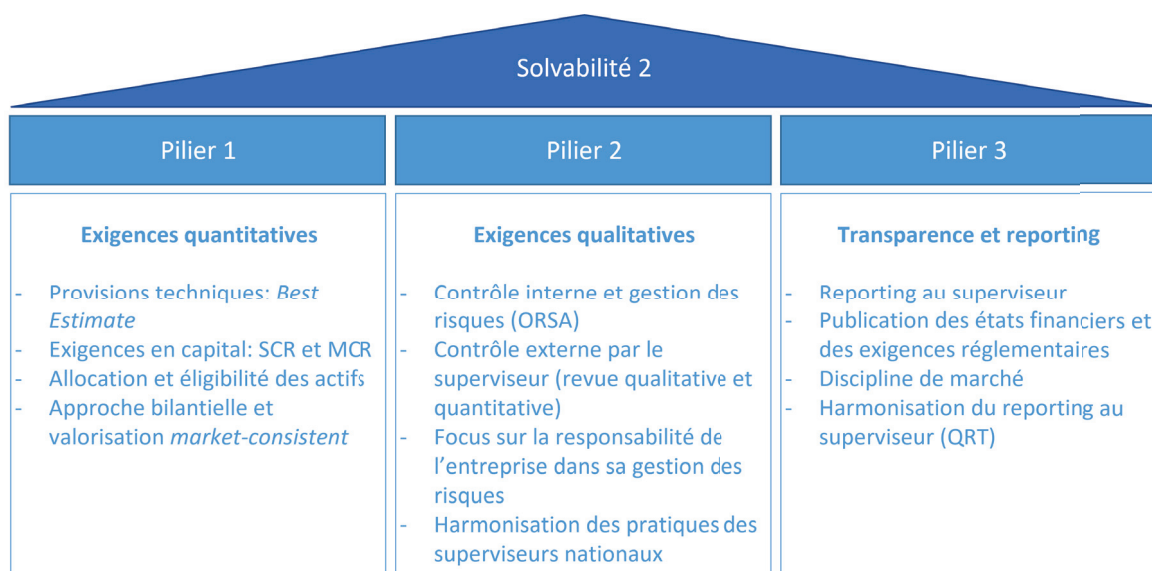


FIGURE 2 – Les piliers de Solvabilité II

Capital Requirement – MCR en anglais) et le capital de solvabilité requis (*Solvency Capital Requirement* – SCR en anglais). Le SCR, comme détaillé dans la suite, peut être calculé au moyen d'une formule standard prévue par la directive Solvabilité II [24] et le règlement délégué de la Commission européenne du 10 octobre 2014 [25] ou d'un modèle interne complet ou partiel (certains risques étant alors couverts par la formule standard). Par ailleurs, des paramètres propres à l'organisme (*Undertaking Specific Parameters* – USP en anglais) ou au groupe (*Group Specific Parameters* – GSP) peuvent remplacer certains paramètres de la formule standard.

2. **Pilier 2 - Les exigences qualitatives :** Le deuxième pilier de Solvabilité II est axé sur la supervision et la gestion des risques. Il définit des règles de contrôles et de vérification de l'intégration de la directive Solvabilité II au sein de la structure à travers notamment la fonction de contrôle et d'audit interne. Par ailleurs, ce pilier fournit des informations concernant la politique de gestion des risques au sein de la compagnie d'assurances. Il introduit également le processus d'évaluation interne des risques et de la solvabilité (*Own Risk and Solvency Assessment* – ORSA). L'ORSA doit illustrer la capacité de l'organisme ou du groupe à identifier, mesurer et gérer les éléments de nature à modifier sa solvabilité ou sa situation financière. Aussi, sa déclinaison opérationnelle en fait-elle un outil stratégique de premier plan qui doit être appréhendé par l'organisme comme un outil de pilotage de l'activité en fonction des risques.
3. **Pilier 3 – les informations à destination du public et du superviseur :** Le troisième pilier de Solvabilité II vise à renforcer la transparence en obligeant les entreprises d'assurance à fournir des informations claires et précises sur leurs risques, leur gestion des risques et leur niveau de fonds propres. Ce pilier établit un cadre sur les rapports et documents à produire.

Dans le cadre du Pilier 1, l'assureur est amené à établir un bilan prudentiel reposant sur une vision économique. Les différents postes du bilan, synthétisés dans la Figure 3 sont alors comptabilisés suivant le principe de *Market Consistency* explicité dans la section 1.4. La valorisation des actifs se fait suivant leur valeur marché à date, et ne pose en général aucun problème majeur étant donné que la plupart des actifs détenus par les organismes d'assurance sont valorisés sur les marchés. La comptabilisation des provisions techniques, telles que décrites à l'article 76 de la directive, s'effectue suivant une approche de meilleure estimation ajustée d'une marge pour risque.

Les provisions techniques se définissent comme le prix d'achat des engagements d'assurance. Les risques non répliquables, représentant une grande composante de ces engagements, la valeur des provisions techniques est égale à la somme de la meilleure estimation et de la marge de risque. La meilleure estimation, qu'on appellera *Best Estimate* (BE) par la suite, correspond à la valeur actuelle



FIGURE 3 – Bilan simplifié sous Solvabilité II

probable de l'ensemble des flux de trésorerie futurs actualisés à l'aide de la courbe des taux sans risque. Le BE peut être exprimé ainsi :

$$BE = \mathbb{E}^{\mathbb{Q} \otimes \mathbb{P}} \left[\sum_{t \geq 1} \delta_t F_t \right], \quad (1)$$

où :

- \mathbb{P} est la probabilité historique décrivant la distribution des aléas non financiers,
- \mathbb{Q} est la probabilité risque neutre décrivant la distribution des aléas financiers et répliquables,
- δ_t est le processus d'actualisation pour la date t , défini en fonction du taux sans risque,
- F_t correspond aux flux de trésorerie (primes, prestations, frais, ...) survenant à la date t .

Le calcul du BE se fait brut de réassurance. Les entreprises doivent utiliser les modèles les plus pertinents et adéquats avec des hypothèses sous-jacentes réalistes pour permettre l'évaluation la plus exacte possible. Le calcul se fait en particulier en situation de run-off, c'est-à-dire en situation d'écoulement du stock de prestations sans prise en compte des affaires nouvelles.

La *Risk Margin* (RM) ou marge pour risque, représente le montant additionnel, au-delà du BE, que demanderait un assureur tiers pour reprendre les engagements de l'assureur. La marge de risque correspond en particulier au coût de l'immobilisation du *Solvency Capital Requirement* (SCR) défini ci-après. Elle est calculée à l'aide d'une approche coût du capital, précisée dans l'article 37 du règlement délégué ([25]) et donnée par la formule suivante :

$$RM = CoC \cdot \sum_{t \geq 0} \frac{SCR(t)}{(1 + r_{t+1})^{t+1}}, \quad (2)$$

où :

- CoC est le taux de coût du capital fixé à 6% pour toutes les entreprises,
- $SCR(t)$ est le capital de solvabilité requis pour l'entreprise après t années,
- r_t représente le taux d'intérêt sans risque de base pour une échéance à t années.

Notons que cette méthode peut s'avérer très difficile à mettre en place car elle nécessite de calculer le SCR pour chaque année jusqu'à écoulement des engagements de l'entreprise d'assurances. Il existe néanmoins des méthodes d'estimation simplifiées pour le calcul des SCR futurs, mais elles ne seront pas discutées dans le cadre de cette thèse.

Le capital de solvabilité requis ou *Solvency Capital Requirement* (SCR) est un élément majeur de la directive Solvabilité II. Il représente le besoin en fonds propres économiques des entreprises d'assurance et de réassurance pour faire face à leurs risques. L'article 101 de la directive 2009/138/CE [24], définit le SCR comme le montant de fonds propres économiques à détenir par l'organisme pour faire face à une ruine économique dans 99,5% des cas à horizon 1 an, ce qui correspond à une faillite tous les 200 ans.

L'EIOPA (*European Insurance and Occupational Pensions Authority*, organe consultatif et de supervision de l'Union européenne) propose dans les textes réglementaires deux approches pour calculer le SCR : la formule standard et le modèle interne. La formule standard, est une méthode pensée pour convenir à tous les organismes d'assurance et de réassurance. Elle se base sur une approche modulaire recouvrant tous les risques portés par les entreprises sauf exception (risque de réputation, risques découlant des décisions stratégiques). Les risques sont classés par modules, puis sous-modules de risques comme présenté sur la Figure 4.

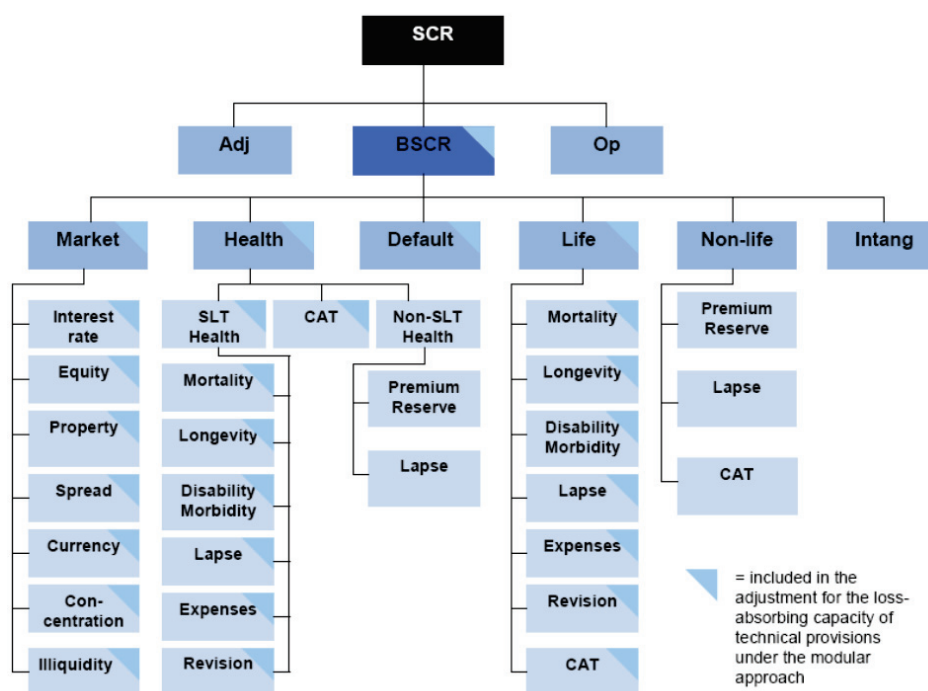


FIGURE 4 – Modules et sous-modules de risque pour le calcul du SCR sous Solvabilité II²

Le SCR calculé par la formule standard résulte de la somme du capital de solvabilité requis de base (BSCR), du SCR opérationnel (noté SCR_{op}) et de l'ajustement (noté Adj) par la capacité d'absorption de pertes techniques et des impôts différés.

$$SCR = BSCR + SCR_{op} + Adj. \quad (3)$$

Le calcul du BSCR s'effectue via une approche modulaire dite *Bottom-up*. Le risque auquel est soumis l'assureur est décomposé en modules de risques qui sont eux-mêmes décomposés en sous-module de risque, appelé également risque élémentaire. Un montant de capital réglementaire est calculé pour chaque risque élémentaire. Ces capitaux sont ensuite agrégés pour obtenir des SCR par module de risque, eux-mêmes agrégés ensuite pour obtenir le BSCR.

Le calcul de besoin de capital, relatif à un risque élémentaire donné, est fait, soit par formule fermée (risque de prime et réserve en risque non-vie et risque santé non-SLT), soit par une approche de scénario choqué. Pour cette dernière, le bilan économique est calculé à $t = 0$ pour un scénario central,

2. Source de l'image : Analyses et Synthèses : Solvabilité II - Principaux enseignements de la cinquième étude quantitative d'impact (QIS5) https://acpr.banque-france.fr/sites/default/files/201103-acp-solvabilite-2-enseignements-de-qis5_0.pdf

puis pour un scénario choqué. Le SCR du sous-module de risque correspond à l'impact négatif sur les fonds propres économiques du passage du scénario central au scénario de stress :

$$SCR_{\text{sous-module}} = \max(NAV_{\text{central}} - NAV_{\text{choc}}, 0), \quad (4)$$

où la NAV correspond à la *Net Asset Value* (i.e. différence entre la valeur des actifs et le BE). Les scénarios de stress sont modélisés avec l'application de choc sur les facteurs de risques tels que les actions, taux d'intérêt dans le cadre des risques de marché, sur la longévité ou la mortalité en risque vie. Ces chocs doivent représenter une survenance du risque au niveau 0,5%.

Une fois le SCR élémentaire calculé pour chaque sous-module de risque, une agrégation est réalisée pour obtenir le SCR au niveau du module de risque afin de capturer notamment les effets de diversification. Cette agrégation est effectuée via une approche elliptique ([27, 15]) grâce à des matrices de corrélations., comme suit :

$$SCR_{\text{module}} = \sqrt{\sum_{i,j} \rho_{i,j} SCR_i SCR_j}, \quad (5)$$

Où i, j représente les sous-modules et $\rho_{i,j}$ les corrélations entre ces sous-modules.

En somme, la norme Solvabilité II a pour but de renforcer la surveillance et la réglementation des entreprises d'assurance et de réassurance en Europe, en veillant à ce que les entreprises disposent de suffisamment de fonds propres pour faire face aux risques auxquels elles sont exposées. De plus, elle met en place des systèmes de gestion des risques efficaces et des procédures de contrôle interne pour gérer les risques auxquels elles sont exposées. Cette directive contribue à une meilleure sécurité et stabilité du secteur des assurances en Europe.

La mise en place de la norme Solvabilité II a impliqué des coûts importants pour le marché de l'assurance, le coût pour l'ensemble du secteur de l'assurance de l'UE étant évalué à environ 3 à 4 milliards d'euros [23]. Le montant exact des coûts peut varier suivant la taille de l'entreprise d'assurance, la complexité de son modèle d'entreprise et les investissements technologiques nécessaires pour répondre aux exigences de la norme. Toutefois, ces chiffres ne reflètent pas pour autant complètement les coûts réels, car ils ne tiennent pas compte des coûts continus liés à la maintenance de la conformité à Solvabilité II. De façon similaire, la norme IFRS 17, car elle modifie considérablement la communication financière de l'entité, engendre un coût d'implémentation très conséquent. La volumétrie des données requise par la norme, les méthodes de valorisation utilisées et la prise en compte des variations d'hypothèses associées aux risques techniques ou financiers sur les provisions techniques auront un impact sur les outils et les process des entités. Ainsi, afin d'éviter de démultiplier les travaux de production entre ces deux référentiels, les acteurs du marché s'intéressent aux similitudes entre les deux normes comptables et aux opportunités de convergences des calculs. Dans la section 2, nous présentons en détail les exigences de la norme IFRS 17 puis nous étudions les synergies possibles avec la norme Solvabilité II.

1.4 La valorisation *market consistent* en assurance

Depuis la fin des années 1990, les assureurs ont dû faire face à des évolutions importantes des normes d'évaluation de leurs engagements. Qu'ils aient pour objectif la communication financière, comme c'est le cas pour la norme IFRS 17, ou la mesure de la solvabilité des assureurs dans le cadre de la directive européenne Solvabilité II, ces référentiels de valorisation reposent tous sur des principes d'évaluation des risques qui se veulent cohérents avec le marché. Ces référentiels, se sont articulés autour d'une vision de la juste valeur à objectif double. D'abord, assurer une cohérence des évaluations avec le marché ce qui permet de fournir des informations utiles pour faire des choix d'investissement en les rendant comparables aux autres opportunités d'investissements sur les marchés. Ensuite, l'harmonisation des pratiques car en exigeant une valorisation cohérente avec le marché, le normalisateur (que ce soit la Commission Européenne dans le cadre de Solvabilité II, ou l'IASB dans le cadre d'IFRS 17) réduit l'arbitraire qui laisserait les niveaux de risque à la discrétion des assureurs.

Ainsi, ces derniers, lorsqu'ils interviennent sur un même marché observeront le même prix et donc, en principe, utiliseront la même mesure pour évaluer ces risques.

La Commission européenne a commencé à esquisser une voie pour faire évoluer le marché européen de l'assurance dans un sens assurant une plus grande protection du consommateur grâce à des règles communes et harmonisées pour caractériser la solvabilité d'une entreprise. Le cadre réglementaire Solvabilité II a pris en compte la protection du consommateur, en se basant sur les pratiques du marché et du commerce. Solvabilité II étant basée sur le risque, la nécessité d'une mesure comparable des différentes expositions, que ce soit du côté de l'actif ou du passif, a conduit naturellement à faire un lien avec concept de "juste valeur". Par ailleurs, en comptabilité, les normes internationales International Financial Reporting Standards (IFRS) requièrent également des compagnies cotées une valorisation complète de leurs états financiers en juste valeur. Elle est définie dans la norme "IFRS 13 - Évaluation de la juste valeur" comme le prix qui serait reçu pour la vente d'un actif ou payé pour le transfert d'un passif lors d'une transaction normale entre des intervenants du marché à la date d'évaluation (§9 dans [37]). Il s'agit du montant pour lequel un actif pourrait être échangé, ou un passif pourrait être transféré, entre parties bien informées, consentantes, et agissant dans des conditions de concurrence normale.

L'évaluation d'une juste valeur repose sur l'hypothèse que l'actif ou le passif est échangé lors d'une transaction normale conclue entre des intervenants du marché pour la vente de l'actif ou le transfert du passif à la date d'évaluation dans les conditions actuelles du marché. Cette évaluation suppose par ailleurs que la transaction pour la vente de l'actif ou le transfert du passif a lieu, soit sur le marché principal, soit, en l'absence de ce dernier, sur le marché le plus avantageux pour l'actif ou le passif considéré. Depuis les années soixante-dix, la notion de "prix de marché" a été utilisée et affinée notamment dans les domaines où un prix de négociation transparent et équitable est connu. Afin d'adapter cette notion à des situations plus complexes, notamment lorsqu'il s'agit d'options financières, des premiers travaux théoriques (voir par exemple [64, 56]) ont développé le cadre des principes d'évaluation risque neutre permettant ces calculs.

En pratique, comme discuté dans [68], si l'estimation de la valeur d'un actif, surtout s'il est coté, est assez simple, ce n'est pas le cas pour le passif des compagnies d'assurances. Les contrats d'assurance n'étant que très rarement échangés entre les assureurs, leur attribuer une juste valeur nécessite un modèle de valorisation complexe visant à projeter les flux de trésorerie sous différents scénarios économiques. Cette complexité est accrue par les exigences réglementaires en termes de quantification de la solvabilité d'une part, et la cohérence des estimations avec les données du marché d'autre part.

L'association de la juste valeur et de l'évaluation réglementaire a conduit le régulateur (par le biais de la directive Solvabilité II - Commission européenne [24]) à développer un système d'évaluation ajusté à l'assurance, basé sur les pratiques des marchés financiers, ce que l'on appelle la cohérence du marché ou *market consistency*. Kemp (2009) [53] en donne la définition suivante :

Definition 1.1. A market-consistent value of an asset or liability is its market value, if it is readily traded on a market at the point in time that the valuation is struck, and, for any other asset or liability, a reasoned best estimate of what its market value would have been had it been readily traded at the relevant valuation point.

Cette définition générale est au cœur de l'application de la directive Solvabilité II mais conserve une grande part de subjectivité. Tout un pan de la littérature actuarielle académique et opérationnelle s'est intéressé à sa mise en œuvre pour la valorisation de passifs d'assurance (voir en particulier [55, 65, 28, 77, 74, 1]).

L'approche de l'évaluation du passif conforme au marché a été notamment présentée dans [59] dans un cadre d'évaluation basé sur la réplication dynamique et des arguments du coût du capital. Inspirés par ce cadre, plusieurs auteurs ont présenté des formalismes d'évaluation des passifs des assureurs. Nous citerons par exemple [20, 19] ont présenté un cadre d'évaluation basé sur des mesures de risque monétaire dynamique et des fonctions d'utilité monétaire dynamique, et ont dérivé des formules d'évaluation explicites sous les hypothèses d'un modèle Gaussien.

La théorie de réplication du portefeuille pour le calcul des exigences en matière de fonds propres a suscité beaucoup d'intérêt ces dernières années. À ce titre, la valeur d'un passif à un instant donné est modélisée comme une espérance conditionnelle de la somme des flux financiers futurs actualisés en prenant en compte les informations du marché disponible à date d'évaluation. Le calcul de cette valeur du passif n'étant généralement pas réalisable, on recherche une approximation précise en remplaçant le flux de trésorerie du passif (ou sa valeur) par celui d'un portefeuille d'instruments de réplication négociés. Une mesure de risque est ensuite appliquée à l'approximation de la valeur du passif, ce qui permet d'obtenir une approximation de l'exigence de fonds propres (voir [9, 60]).

Pelsser et Stadje [62] présentent une autre approche de l'évaluation du passif conforme au marché, en combinant une évaluation risque neutre sans arbitrage et une évaluation dite actuarielle. Les auteurs introduisent la notion de "two-step valuation" (i.e. évaluation du marché en deux étapes). Ils procèdent à une évaluation actuarielle du risque résiduel après avoir conditionné l'évolution future des prix des actifs négociés. Ensuite, constatant que le résultat de la première étape est une variable aléatoire exprimée en termes de prix des actifs négociés, l'opérateur de tarification financière linéaire classique est appliqué au résultat de la première étape. En outre, il est montré comment l'évaluation du marché en deux étapes peut être étendue à une évaluation dynamique cohérente dans le temps. Cette double valorisation a également été traitée dans [16], où les auteurs définissent une juste valeur qui est à la fois market-consistent et actuarielle. Cette évaluation est conforme au marché dans le sens où toute partie d'une créance *hedgeable* (i.e. pouvant être couverte) est évaluée au prix de sa couverture. De plus, l'évaluation est actuarielle dans le sens où les créances dont les paiements sont indépendants de l'évolution des prix des actifs sont évaluées en tenant compte du jugement actuariel.

Cette double valorisation, qui sépare la modélisation des risques techniques et financiers, est cohérente avec les exigences de la norme IFRS 17. En effet, comme nous allons le voir dans la section 2, la norme IFRS 17 suppose de capturer les variations liées aux risques financiers dans le *Best Estimate* alors qu'une compensation pour les risques d'assurance est ajoutée dans le passif sous forme d'une marge appelé le *Risk Adjustment* (RA). Le RA, présenté en détail dans la section 3, est une quantité à fort enjeu, tant au niveau du bilan qu'au niveau du compte de résultat. Il s'agit du principal sujet d'intérêt traité des trois premiers articles de cette thèse. Afin de simplifier les notations, nous supposons que le *Best Estimate* dépend de variables stochastiques qui modélisent les risques non-financiers mais est déterministe en le risque financier. En particulier, le *Best Estimate* est évaluée en des taux d'actualisation déterministes.

Dans le dernier article de la thèse nous nous intéressons à la rentabilité de différentes générations de souscription de contrats d'assurance épargne vie. Les interactions entre les générations de souscription de contrats avec participation et l'impact de l'environnement de taux d'intérêt bas sur leur rentabilité ont été largement discutées dans la littérature. Sur la base de la réglementation allemande, [30] analyse les effets d'un régime de taux d'intérêt bas sur les décisions d'investissement des compagnies d'assurances et sur le profil de risque des polices d'assurance-vie avec participation dont les rendements annuels minimums garantis par contrat sont différents. [76] examine les interactions entre une nouvelle activité et un portefeuille d'activités existant et analyse les différentes stratégies de nouvelles activités qu'une entité adopterait, ainsi que l'exposition au risque et les exigences en matière de capital qui en résulteraient. Plus récemment, [17] mesure l'interaction entre les nouveaux assurés et le portefeuille d'assurance existant. Les auteurs expliquent les effets d'interfinancement croisé résultant du fait que différentes cohortes d'assurés sont liées au même portefeuille d'actifs. En particulier, ils montrent dans quelles circonstances il y a un avantage ou une subvention pour les nouvelles affaires. En nous inspirant de [6], nous considérons un processus de mouvement Brownien pour les rendements des actifs et dérivons des formules fermées pour les valeurs comptables définies. Ensuite, nous discutons de la mutualisation intergénérationnelle du profit de l'entité. Nous montrons que le défi de l'allocation des bénéfices par groupe de contrats se traduit, dans le cadre de la norme IFRS 17, par un problème de mesure de l'effet des nouvelles affaires sur les contrats antérieurs.

1.5 Mesures de risque et diversification

Les nouvelles réglementations telles que Bâle III et Solvabilité II contraignent les établissements financiers tout comme les compagnies d'assurances de constituer des réserves pour faire face aux risques pris. En d'autres termes, une quantification du risque pris est nécessaire pour mieux maîtriser celui-ci. Qu'il s'agisse d'un risque de marché (changement de la valeur d'un titre), de crédit (risque de ne pas satisfaire ses engagements suite à un défaut), d'assurance (rachat, mortalité . . .), opérationnel (défaillance d'un processus interne, ou externe), voire de modèle (supposer les rendements Gaussiens alors qu'ils ne le sont pas), les agents sont confrontés à des situations à risque et ont besoin de les comparer. Les mesures de risques sont un outil important pour répondre à cette problématique et ont été largement étudiées dans la littérature. Nous nous contentons dans la suite de fournir quelques rappels au sujet de deux des mesures de risques les plus utilisées en pratique, la *Value-at-Risk* (*VaR*) qui sera la principale mesure utilisée dans le cadre, et la *Tail Value-at-Risk* (*TVaR*) son alternative naturelle.

La *VaR* est utilisée généralement pour mesurer le risque de marché d'un portefeuille d'instruments financiers, ou encore pour mesurer un capital économique (e.g. le SCR sous Solvabilité II). Elle correspond au montant de pertes qui ne devrait être dépassé qu'avec une probabilité donnée sur un horizon temporel donné.

Definition 1.2. On appelle *Value-at-Risk* de niveau $\alpha \in]0, 1[$ d'une variable aléatoire X le quantile de niveau α ,

$$VaR_\alpha(X) = \inf\{x, \mathbb{P}(X \leq x) \geq \alpha\},$$

ou encore si la variable X est continue (et F_X sa fonction de répartition),

$$VaR_\alpha(X) = F_X^{-1}(\alpha).$$

Lorsque la mesure du risque est réalisée à l'aide de la *VaR*, le risque relatif à un agrégat de segments peut alors être supérieur à la somme des risques calculés pour chacun des segments. En ce sens, la *VaR* n'est pas une mesure de risque sous-additive, et n'est pas cohérente au sens de [3]. Néanmoins, la *VaR* est sous-additive dans le cas de variables de distributions elliptiques discutées ci-dessous.

Par ailleurs, la *VaR* ne donne pas d'information sur la structure de la queue de distribution. La *TVaR* paraît ainsi comme une alternative pour mettre en exergue les caractéristiques de la queue de distribution. En effet, si la *VaR* s'intéresse aux probabilités d'évènements rares et extrêmes, la *TVaR* se concentre sur ce qui se passe (en moyenne) lorsque ces évènements extrêmes surviennent. La *TVaR* apparaît comme la moyenne des *VaR* de niveau supérieur au seuil considéré.

Definition 1.3. On appelle *Tail Value-at-Risk* de niveau $\alpha \in]0, 1[$ d'une variable aléatoire X ,

$$TVaR_\alpha(X) = \frac{1}{1-\alpha} \int_\alpha^1 VaR_t(X) dt.$$

Le SCR sous Solvabilité II est défini à partir de la mesure de risque *VaR*. Le SCR global est, comme discuté dans la section 1.3, obtenu dans le cadre de la formule standard par agrégation de différents SCR élémentaires, représentant eux-mêmes des *VaR* sur des distributions marginales relatives à chaque sous-risque. L'agrégation des risques, aussi appelée la diversification des risques, permet de disposer d'un capital consolidé pour l'ensemble des risques auxquels une entité d'assurance est exposée. Ce capital tient compte des phénomènes d'interdépendance entre les différents segments. Il définit ainsi un agrégat des capitaux marginaux relatifs à chaque risque ou à chaque *Line of Business* (LoB) et est généralement dénommé "capital global" ou "capital agrégé". Une telle méthode est en général qualifiée d'approche de type formule standard. Le terme "formule standard" décrit, dans le cadre de cette thèse, toute méthode visant à calculer un capital économique au niveau des risques élémentaires (risque de rachat, risque de mortalité, etc. . .) ou des LoB, puis à agréger ces éléments autonomes à l'aide de matrices de corrélation. Cette agrégation vise à prendre en compte

les interdépendances entre les segments (voir [63],[27] pour plus de détails sur cette méthode et ses limites).

Une méthode de type formule standard peut soit couvrir un seul niveau d'agrégation, soit mettre en œuvre des agrégations successives, comme c'est le cas pour la directive Solvabilité II. La technique d'agrégation des risques à l'aide d'une matrice de corrélation est basée sur la notion de capital économique qui correspond à la différence entre la VaR à un certain niveau de l'entité et la valeur centrale attendue d'une distribution d'un montant de référence (valeur actuelle du passif, montant des pertes, niveau des fonds propres, ...). Pour une discussion plus approfondie de la formule standard d'agrégation elliptique et de son utilisation dans le cadre de Solvabilité II, voir [15] et les références qui y sont données.

En notant X_i la distribution relative au risque élémentaire $i \in \{1, \dots, n\}$, et $E_i = \mathbb{E}[X_i] - VaR_\alpha(X_i)$ le capital économique marginal considéré pour un seuil α donné (e.g. SCR sous Solvabilité II, *Risk Adjustment* sous IFRS 17...), le capital global $E = \mathbb{E}[X] - VaR_\alpha(X)$, relatif à la distribution globale X , est obtenu par agrégation elliptique comme suit :

$$E = \sqrt{\mathbf{E}^t \Sigma \mathbf{E}}, \quad (6)$$

où

- $\mathbf{E} = (E_1, \dots, E_n)$ est le vecteur des capitaux marginaux,
- $\Sigma = \left(cor(X_i, X_j) \right)_{i,j \in \{1, \dots, n\}}$ est la matrice de corrélations entre les segments.

Pour obtenir la formule ci-dessus, il est nécessaire d'imposer certaines contraintes sur la relation entre la valeur de référence globale et les valeurs élémentaires, ainsi que sur la distribution de ces dernières. Les hypothèses suivantes seront nécessaires dans le cadre du chapitre 2 de cette thèse.

Hypothèse 1.1 (Linéarité). *La variable globale X est une fonction affine des valeurs du passif élémentaire X_i :*

$$X = a_0 + \sum_i a_i X_i.$$

Hypothèse 1.2 (Distribution elliptique). *Le vecteur des variables marginales $(X_i)_{i \in \{1, \dots, n\}}$ suit une distribution elliptique (par exemple, une distribution Gaussienne ou de Student).*

1.6 Allocation du capital

Lorsqu'un capital économique est calculé à un niveau agrégé, en prenant en compte pour plusieurs risques et/ou plusieurs périmètres de passifs par exemple, il intègre généralement un effet de diversification ou d'interfinancement entre les différents risques d'une part, et entre les différents périmètres de passifs d'autre part. Une méthode d'allocation de capital permet d'allouer les bénéfices de diversification et ainsi d'obtenir des capitaux individuels dont la somme est égale au capital économique global. L'allocation de capital permet ainsi de déterminer le volume de capital consommé par un segment de risque, après avoir alloué les bénéfices de diversification. Le capital alloué est un bon indicateur de risque et présente un intérêt lors du pilotage de l'activité, ou encore la détermination de limites de risque dans un dispositif du type *Own Risk and Solvency Assessment*³ (ORSA).

Les méthodes d'allocation du capital ont été largement discutées dans la littérature actuarielle, en particulier dans le contexte de l'allocation des risques de Solvabilité II. Les assureurs mettent souvent en œuvre un processus d'allocation du capital, par lequel l'exigence totale de capital de l'entreprise est répartie entre les différentes lignes d'activité. Le capital total est généralement calculé à l'aide d'une mesure de risque, telle que la valeur à risque (VaR), et reflète la diversification résultant de la mise en commun des risques dans le portefeuille. Les méthodes d'allocation visent alors à identifier la manière dont les risques individuels et les sous-portefeuilles contribuent au capital total.

3. L'Article 45 de la Directive Solvabilité II [24] impose à chaque entreprise d'assurance et de réassurance de procéder à une "évaluation interne des risques et de la solvabilité". L'ORSA met donc en jeu une problématique de qualification et de quantification des risques, qui doit s'intégrer dans un processus stratégique plus large.

Il existe plusieurs courants dans la littérature, motivés par des considérations liées à la performance du portefeuille ([66], [8]) ou à la théorie des jeux coopératifs ([14], [72], [7] et les références qui y sont citées),

Dans l'article "Contractual service margin for participating insurance contracts with intergenerational risks sharing under IFRS 17" (voir chapitre 4) de cette thèse, nous proposons de rapprocher les analyses des interactions entre les générations de contrats avec participation aux bénéficiaires et les exigences de la norme IFRS 17. Pour cela, nous nous intéressons aux mécanismes d'interfinancement entre différentes cohortes de contrats et visons à déterminer la contribution de chacune d'entre elles à la performance financière du passif au sens IFRS 17. Dans ce contexte, nous avons envisagé d'utiliser des méthodes d'allocation du capital classiques afin d'identifier les valeurs comptables marginales de chaque groupe de contrats tel que défini par la norme. Nous rappelons ci-dessous les deux méthodes utilisées dans cet article.

La méthode de Shapley La méthode de Shapley est une méthode discrète (i.e. les joueurs sont supposés indivisibles), reposant sur la théorie des jeux coopératifs. Elle est décrite précisément par Denault dans [14], nous ne rappelons ici que les principaux éléments. Un jeu coopératif consiste en la donnée :

- d'un ensemble S composé de s joueurs : $S = \{1, \dots, s\}$
- d'une fonction de coût c qui associe à chaque sous-ensemble de S , nommé coalition, un réel.

La méthode était initialement utilisée pour allouer un coût total entre joueurs. Elle s'adapte aisément à la résolution d'un problème d'allocation du risque global entre segments. Dans le chapitre 4 de cette thèse, nous considérons que chaque génération de souscription des contrats représente un joueur. La *Value In Force* (VIF), qui correspond à la valeur actuelle des profits futurs issus de l'*In Force* (i.e du portefeuille dont les primes sont acquises) qui correspond à la projection des marges futures actualisées du scénario central en risque neutre, représentera la fonction coût. La méthode de Shapley se dote d'une vision marginale par rapport à tous les sous-ensembles contenant le segment comme mis en évidence par la forme des contributions au risque donnée ci-dessous.

$$VIF_{Shap}^i = \sum_{D \subset S} \frac{(d-1)!(s-d)!}{n!} (VIF_D - VIF_{D \setminus \{i\}}), \quad (7)$$

où VIF_D est la VIF du sous-portefeuille D et d est le nombre de cohortes dans D .

La méthode d'Euler La méthode d'Euler permet d'allouer le risque global selon l'impact marginal infinitésimal de chaque segment. Il s'agit d'une méthode continue, dans le sens où les segments sont fractionnables. Cette méthode est détaillée dans [66, 67]. L'impact marginal infinitésimal correspond à la baisse obtenue sur le risque global en cédant au segment un incrément infiniment petit. La méthode d'Euler alloue à chaque segment son impact marginal infinitésimal.

Introduisons les notations temporaires suivantes :

- $X(u) = X(u_1, \dots, u_n) = \sum_{i=1}^n u_i X_i$,
- $f(u)$ une fonction coût.

En supposant que la fonction $f(u)$ est continûment différentiable, la contribution au risque calculée à partir de la méthode d'Euler est définie ci-dessous.

$$VIF_{Euler}^i = \frac{\partial f(\mathbf{1}_s)}{\partial u_i} \quad (8)$$

Notons que les approches Shapley et Euler présentent l'avantage de respecter la propriété de *full allocation*. En d'autres termes, la somme des contributions marginales établies grâce à ces méthodes est égale à la contribution globale de tous les segments réunis.

2 Valorisation des contrats d'assurance sous IFRS 17

2.1 Objectifs et périmètre d'application

L'objectif principal de la norme IFRS 17 est d'assurer la comparabilité entre les compagnies d'assurances en normalisant les méthodes d'évaluation et de comptabilisation des contrats d'assurance entre les pays. Elle vise à améliorer la qualité de l'information financière en exigeant la présentation de la valeur actuelle des passifs d'assurance reflétant ainsi les conditions du marché à la date de reporting. Par ailleurs, la norme cherche à réduire les mismatches entre les actifs (précédemment comptabilisés selon IAS 39) et les passifs (précédemment comptabilisés selon IFRS 4). Dans sa version publiée en 2017, la norme IFRS 17 était prévue pour une entrée en vigueur à compter du 1er janvier 2021 (reporté finalement au 1er janvier 2023), en remplacement du référentiel IFRS 4. L'entrée en vigueur de la norme IFRS 17 devait coïncider pour les assureurs avec l'entrée en vigueur de la norme IFRS 9 relative à la valorisation des instruments financiers. IFRS 17 représente une refonte complète de la comptabilisation des contrats d'assurance en améliorant la transparence de la situation financière et du rendement des assureurs au travers d'états financiers plus aisément comparables. Adoptée par l'ensemble des sociétés d'assurance cotées en Bourse dans plus de 120 pays, IFRS 17 combine une approche fondée sur la valeur actuelle, comme c'est le cas dans d'autres référentiels tels que Solvabilité II ou l'Embedded Value avec la reconnaissance des revenus sur la période de couverture des contrats d'assurance. Des informations détaillées dans la norme expliquent comment des éléments tels que les affaires nouvelles, les primes reçues ainsi que les changements d'hypothèses affectent la performance et la valeur comptable des contrats d'assurance.

L'entité doit appliquer la norme comptable IFRS 17 aux éléments suivants (voir §3 dans [44]) :

- les contrats d'assurance (y compris les contrats de réassurance) qu'elle émet ;
- les contrats de réassurance qu'elle détient ;
- les contrats d'investissement avec participation discrétionnaire qu'elle émet, à condition qu'elle émette aussi des contrats d'assurance.

IFRS 17 précise que toutes les mentions de la notion de contrat d'assurance dans l'ensemble de la norme s'appliquent également aux contrats de réassurance (sauf lorsque cette mention porte sur les contrats d'assurance émis ou lorsqu'il s'agit de contrats de réassurance détenus) et aux contrats d'investissement comportant un élément de participation discrétionnaire à l'exception des contrats avec participation direct auxquels s'applique un régime particulier. Inversement, les contrats d'investissements qui ne répondent pas à la définition d'un contrat d'assurance entrent dans le champ d'application d'IFRS 9 s'ils répondent à la définition d'un instrument financier (sauf s'ils contiennent des éléments de participation discrétionnaire et que l'entité émet également des contrats d'assurance). Ce sera le cas même si ces contrats sont réglementés comme des contrats d'assurance en vertu de la législation locale. De tels contrats sont communément appelés contrats d'investissement. Si un contrat d'investissement contient un montant insignifiant de risque d'assurance, ce risque d'assurance insignifiant n'entre pas dans le champ d'application de la norme IFRS 17 puisque le contrat est un contrat d'investissement et non un contrat d'assurance.

Il en ressort que la norme IFRS 17 s'applique à tous les contrats d'assurance (tels que définis dans la norme IFRS 17) pendant toute la durée de ces contrats, quel que soit le type d'entité émettant les contrats. En accord avec les autres référentiels comptables IFRS, il s'agit d'une norme basée sur les transactions. Par conséquent, les entités qui ne sont pas des compagnies d'assurances seront dans son champ d'application si elles émettent des contrats qui répondent à la définition d'un contrat d'assurance. Le Board a décidé de fonder son approche sur le type d'activité plutôt que sur le type d'entité car il serait difficile de créer une définition robuste de l'assureur qui puisse être appliquée de manière cohérente d'un pays à l'autre. De plus, les entités susceptibles de répondre à la définition ont fréquemment des activités importantes dans d'autres domaines que l'assurance et devraient donc déterminer comment et dans quelle mesure ces activités autres que l'assurance seraient comptabilisées.

2.2 Définition d'un contrat d'assurance

Un contrat d'assurance, tel que défini dans la norme IFRS 17, est un contrat selon lequel une partie (l'émetteur) prend en charge un risque d'assurance important pour une autre partie (le titulaire) en convenant d'indemniser le titulaire si un événement futur incertain spécifié (l'événement assuré) porte préjudice au titulaire.

Quand elle applique IFRS 17, l'entité doit tenir compte de ses droits et obligations substantiels, qu'ils découlent de dispositions contractuelles, légales ou réglementaires (§2 dans [44]). Un contrat est un accord entre deux parties ou plus, qui crée des droits et des obligations exécutoires. Le caractère exécutoire des droits et des obligations créés par un contrat est affaire de droit. Un contrat peut être écrit ou plus rarement verbal, voire découler implicitement des pratiques commerciales habituelles de l'entité. Les modalités contractuelles comprennent toutes les modalités du contrat qu'elles soient expresses ou tacites. Toutefois, l'entité ne doit pas tenir compte de celles dénuées de substance commerciale (c'est-à-dire sans effet perceptible sur l'aspect économique du contrat). Les conditions tacites d'un contrat comprennent celles imposées par les dispositions légales ou réglementaires. Les pratiques et procédures d'établissement de contrats avec les clients varient selon les lois applicables, les secteurs d'activité et les entités. Elles peuvent aussi varier au sein d'une même entité (en fonction, par exemple, de la catégorie de clients ou de la nature des biens ou des services promis). Les Basis for conclusions [41] observent en paragraphe §BC69 que ces considérations sont cohérentes avec la norme IFRS 15 et s'appliquent lorsqu'une entité classe un contrat et lorsqu'elle évalue les droits et obligations substantiels pour déterminer les frontières d'un contrat.

Pour déterminer si un contrat est un contrat d'assurance, il faut évaluer si le contrat comporte, du fait de ces caractéristiques, un risque d'assurance significatif. En outre, même si le contrat contient un risque d'assurance significatif, une entité doit évaluer si le contrat contient également des dérivés incorporés, des composantes d'investissement distinctes ou une promesse de fournir des biens ou des services distincts autres que des services de contrat d'assurance qui doivent être séparés et comptabilisés selon d'autres normes.

L'incertitude (ou le risque) est une notion clé dans la définition d'un contrat d'assurance. Dans le cadre de la norme IFRS 17, il est exigé qu'au moins l'un des éléments suivants soit incertain au début d'un contrat d'assurance :

- (a) la probabilité de survenance d'un événement assuré ;
- (b) le moment où l'événement assuré se produira ; ou
- (c) le montant que l'entité devra payer si l'événement assuré se produit.

Un événement assuré peut être lié à la découverte d'un sinistre pendant la durée du contrat, même si le sinistre provient d'un événement qui s'est produit avant le début du contrat. Il peut également être un sinistre survenu pendant la durée du contrat, même si le sinistre en résultant est découvert après la fin de la durée du contrat. Enfin, l'événement assuré peut être une détermination du coût final d'un sinistre qui s'est déjà produit mais dont l'effet financier est incertain. Ce dernier type d'événement découle des contrats rétroactifs, c'est-à-dire ceux qui fournissent une couverture d'assurance contre l'évolution défavorable d'un événement qui s'est produit avant la date d'entrée en vigueur de la police. C'est le cas des contrats de réassurance qui couvrent un assureur contre l'évolution défavorable de sinistres déjà déclarés par les assurés. Dans ces contrats, l'événement assuré est la détermination du coût final de ces sinistres.

La définition d'un contrat d'assurance implique, en outre, qu'une partie prend en charge un risque d'assurance important d'une autre partie. Le risque d'assurance est défini par IFRS 17 comme "le risque, autre que le risque financier, transféré du titulaire à l'émetteur d'un contrat". De ce fait, tout contrat exposant son émetteur à un risque financier sans pour autant qu'il existe un risque d'assurance important n'est pas un contrat d'assurance. Le risque financier est présenté dans le texte de la norme comme le risque d'une variation future possible d'un ou de plusieurs des éléments suivants : taux d'intérêt spécifié, prix d'un instrument financier, prix d'une marchandise, taux de change, indice de prix ou de taux, notation de crédit ou indice de crédit ou autre variable, à condition que, dans le cas d'une variable non financière, la variable ne soit pas spécifique à une des parties au contrat (par

exemple un indice des pertes causées par les tremblements de terre dans une région particulière ou des températures observées dans une ville particulière). Notons que cette définition du risque financier fait mention à la fois de variables financières, mais aussi non financières à l'exclusion des risques liés aux variables non financières qui sont spécifiques à une des parties au contrat, telles que la survenance ou la non-survenance d'un incendie qui endommage ou détruit un bien de cette partie. De plus, le risque de variation de la juste valeur d'un actif non financier ne constitue pas un risque financier si cette juste valeur reflète les variations des prix de marché de tels actifs (variable financière) et l'état de l'actif non financier précis détenu par une des parties au contrat (variable non financière). Par exemple, si la garantie de valeur résiduelle d'une voiture précise à l'égard de laquelle le titulaire de contrat d'assurance a un intérêt assurable expose le garant au risque de changements de l'état physique de la voiture, ce risque constitue un risque d'assurance et non pas un risque financier.

Certains contrats exposent l'émetteur à un risque financier en plus d'un risque d'assurance important. C'est le cas de nombreux contrats d'assurance épargne vie qui garantissent un taux de rendement minimum aux titulaires, ce qui entraîne un risque financier, tout en promettant un capital en cas de décès qui peut excéder considérablement le solde du compte du titulaire, ce qui fait que le risque de mortalité constitue un risque d'assurance. De tels contrats sont des contrats d'assurance.

Enfin, la définition d'un contrat d'assurance sous IFRS 17 fait mention de la notion de "risque important". Un risque d'assurance est considéré comme important si et seulement si un événement assuré peut amener l'émetteur à payer des sommes supplémentaires qui sont importantes dans n'importe quel scénario, à l'exclusion des scénarios qui sont dénués de substance commerciale (c'est-à-dire qui n'ont aucun effet perceptible sur l'aspect économique de la transaction). Si un événement assuré peut donner lieu au paiement de sommes supplémentaires importantes dans tous les scénarios qui ont une substance commerciale, il se peut que la condition précédente soit remplie même si l'événement assuré est extrêmement improbable, comme pour les événements dits extrêmes. Elle peut aussi l'être même si l'espérance mathématique des flux de trésorerie futurs actualisés ne représente qu'une faible part de l'espérance mathématique des flux de trésorerie actualisés restants du contrat d'assurance. Aucune indication quantitative ne vient étayer la détermination du caractère significatif d'un risque dans IFRS 17. Il s'agit d'une décision délibérée de l'IASB qui a considéré que de telles indications quantitatives auraient créé un seuil arbitraire entraînant des traitements comptables différents pour des transactions similaires lorsque celles-ci se situent de part et d'autre de ce seuil. Cela aura tendance à favoriser l'émergence de risques d'arbitrage comptable.

2.3 Séparation des composantes des contrats

Les contrats d'assurance peuvent contenir, de par la nature des services qu'ils proposent, une ou plusieurs composantes qui relèveraient du champ d'application d'une autre norme si chacune de ces composantes faisait l'objet d'un contrat distinct. Ces composantes peuvent être des dérivés incorporés, une composante d'investissement ou une composante pour des services autres que des services d'assurance. IFRS 17 exige qu'un assureur identifie et sépare les composantes dans certaines circonstances. Lorsqu'ils sont séparés, ces composantes doivent être comptabilisées selon la norme IFRS pertinente et non selon la norme IFRS 17. L'IASB considère que le fait de comptabiliser ces composantes séparément en utilisant d'autres IFRS en vigueur les rend plus comparables à des contrats similaires qui sont émis en tant que contrats distincts et permet aux utilisateurs des états financiers de mieux comparer les risques assumés par des entités dans différentes activités ou industries.

Par conséquent, un assureur doit :

- appliquer la norme IFRS 9 ([40]) pour déterminer s'il existe un dérivé incorporé devant être bifurqué (c'est-à-dire séparé) et, le cas échéant, comptabiliser ce dérivé séparé,
- séparer d'un contrat d'assurance un élément d'investissement si, et seulement si, cet élément d'investissement est distinct et appliquer la norme IFRS 9 pour comptabiliser l'élément séparé, sauf s'il s'agit d'un contrat d'investissement comportant des éléments de participation discrétionnaire, et ensuite
- séparer du contrat d'assurance toute promesse de transférer à un titulaire de police des biens ou

de C lorsque le titulaire de la police atteint l'âge de 80 ans ou lorsque le titulaire de la police décède avant d'avoir atteint l'âge de 80 ans. Le titulaire de la police ne peut pas résilier le contrat.

Un tel contrat d'assurance-vie comprend une composante d'investissement, car il exige de l'assureur qu'il effectue un paiement au titulaire de la police dans toutes les circonstances, c'est-à-dire que le preneur d'assurance atteigne 80 ans ou décède avant d'atteindre cet âge là.

Exemple 2.2 (Composante d'investissement dans un contrat de rente différée). *Un contrat de rente différée promet à son titulaire qui a atteint l'âge de 60 ans une rente viagère (i.e. paiements réguliers au titulaire de la police pour le reste de sa vie) en échange des cotisations que celui-ci aura effectué avant ses 60 ans. Si l'assuré décède ou met fin au contrat avant d'avoir atteint l'âge de 60 ans, l'assureur lui verse une indemnité. En outre, si l'assuré décède avant d'avoir atteint l'âge de 80 ans, le contrat exige que l'entité verse un montant au moins égal au montant cumulé des dépôts de l'assuré, moins les paiements déjà effectués. Il est supposé que si le titulaire de la police atteint 80 ans, les paiements réguliers reçus entre 60 et 80 ans sont au moins égaux au montant accumulé par les dépôts et que le montant accumulé par les dépôts ne produit pas d'intérêts après que l'assuré ait atteint 60 ans. De plus, ce dernier ne peut pas résilier le contrat après avoir atteint l'âge de 60 ans.*

Un tel contrat de rente différée comprend une composante d'investissement car le contrat exige que l'entité verse un montant fixe en toutes circonstances : soit un montant de rachat si le titulaire de la police décède ou résilie le contrat avant d'avoir atteint 60 ans, soit un montant égal au montant accumulé par le titulaire de la police au moyen de dépôts, si le titulaire de la police décède entre 60 et 80 ans ou atteint 80 ans.

Exemple 2.3 (Capital décès). *En échange des primes, un contrat de capital décès promet de verser un montant fixe de C au titulaire de la police à son décès, si celui-ci a lieu au cours d'une période de couverture de 5 ans, ou un montant de rachat variable au titulaire de la police si celui-ci choisit de racheter le contrat avant la fin de la quatrième année. Aucun montant n'est versé au titulaire de la police si celui-ci conserve le contrat jusqu'à la cinquième année et survit.*

Ce contrat ne contient pas de composante d'investissement car il existe des circonstances à caractère commercial dans lesquelles aucun montant n'est versé (i.e. la survie de l'assuré au-delà des 5 ans de couverture).

De façon générale, tout contrat où l'assureur n'est pas contraint de régler le versement d'un montant à l'assuré si le contrat se poursuit jusqu'à la fin de la période de couverture sans qu'une demande de règlement ne soit présentée (sans qu'un sinistre ne se produise par exemple) ne contient pas de composante d'investissement. Il se peut que contractuellement un paiement soit dû au moment du rachat, mais ce dernier est indépendant de la survenance de l'événement assuré. Par ailleurs, comme il n'y a pas de paiement à l'échéance, il existe une trajectoire dans laquelle aucun paiement n'est effectué (si aucun sinistre ne se produit et que l'assuré ne résilie pas son contrat). Par conséquent, un tel contrat ne contient pas de composante d'investissement car il existe des circonstances avec une substance commerciale dans lesquelles aucun montant n'est versé.

De nombreux contrats d'assurance ont une composante d'investissement implicite ou explicite qui, si elle était un instrument financier séparable, entrerait dans le champ d'application d'IFRS 9. Toutefois, le Board a décidé (§BC108 dans [41]) qu'il serait difficile d'isoler systématiquement celles-ci lors de la valorisation des contrats d'assurance. Par conséquent, la norme IFRS 17 exige qu'une entité sépare une composante d'investissement d'un contrat d'assurance si, et seulement si, cette composante est **distincte** du contrat d'assurance (c.f. §11 dans [44]). Une composante d'investissement séparée, est mesurée à part (en *stand-alone*), et entre alors forcément dans le champ d'application de la norme IFRS 9 (§BC109 dans [41]).

Notons que la notion "si et seulement si" signifie que la séparation volontaire de composantes d'investissement qui ne sont pas distinctes est interdite par la norme. Il s'agit d'une évolution par rapport à la norme IFRS 4, qui autorisait la séparation volontaire des composantes de dépôt lorsque celles-ci pouvaient être évaluées séparément. Le Board s'est demandé s'il fallait autoriser une entité à séparer une composante non liée à l'assurance lorsque IFRS 17 ne l'exige pas ; par exemple, certaines composantes d'investissement dont les flux de trésorerie sont interdépendants, comme les avances

sur police. De tels composants peuvent avoir été séparés lors de l'application de pratiques comptables antérieures. Toutefois, le Board a conclu qu'il ne serait pas possible de séparer de manière non arbitraire une composante qui n'est pas distincte du contrat d'assurance et qu'un tel résultat ne serait pas souhaitable. Le Board a également noté que lorsque la séparation ignore les interdépendances entre les composants d'assurance et de celles qui ne relèvent pas de l'assurance, la somme des valeurs des composants peut ne pas toujours être égale à la valeur du contrat dans son ensemble, même lors de la comptabilisation initiale. Cela réduirait la comparabilité des états financiers entre les entités (voir §BC114 dans [41]).

Le paragraphe B31 précise qu'une composante investissement est distincte si, et seulement si, les deux conditions suivantes sont réunies :

- le composant investissement et le composant assurance ne sont pas étroitement liés ; et
- un contrat aux modalités équivalentes est vendu, ou pourrait être vendu, séparément dans le même marché ou dans le même espace juridique par une entité qui émet des contrats d'assurance ou par une autre partie.

L'entité doit tenir compte de toute l'information raisonnablement disponible pour déterminer si tel est le cas. Elle n'est pas tenue d'effectuer une recherche exhaustive d'informations pour déterminer si le composant investissement se vend séparément.

Une composante d'investissement et une composante d'assurance sont fortement liées si, et seulement si (c.f. §B32 dans [44]) :

- l'entité n'est pas en mesure d'évaluer l'un des composants sans prendre l'autre en considération (par conséquent, si la valeur de l'un des composants varie en fonction de la valeur de l'autre, l'entité doit appliquer IFRS 17 pour comptabiliser ensemble les composants investissement et assurance) ;
- le titulaire de contrat d'assurance n'est pas en mesure de tirer avantage de l'un des composants si l'autre n'est pas lui aussi présent (par conséquent, si le contrat prévoit que la déchéance ou l'échéance de l'un des composants entraîne la déchéance ou l'échéance de l'autre, l'entité doit appliquer IFRS 17 pour comptabiliser ensemble les composants investissement et assurance).

Nous reprenons les exemples précédents afin d'illustrer les exigences ci-dessus.

Exemple 2.4 (Composante investissement d'un contrat d'assurance-vie). *Nous gardons les mêmes hypothèses que pour l'exemple 2.1 ci-dessus. La valeur de la composante d'assurance varie en fonction de la valeur de la composante d'investissement, car l'événement assuré dans cet exemple est le moment du décès. Bien que le paiement du montant C soit certain, on ne sait pas quand le titulaire de la police décèdera et, par conséquent, la date du versement du cash-flow est inconnue. L'entité ne peut alors pas évaluer la composante assurance sans tenir compte de la composante d'investissement et, par conséquent, cette dernière n'est pas distincte et l'entité ne peut pas la séparer du contrat d'assurance. On peut également observer que dans cet exemple, l'assuré ne peut pas bénéficier d'une composante lorsque l'autre composante n'est pas présente, car les deux composantes sont intrinsèquement liées.*

Exemple 2.5 (Composante d'investissement dans un contrat de rente différée). *Nous gardons les mêmes hypothèses que pour l'exemple 2.2. Dans un tel contrat, la composante d'investissement est donnée par :*

- un montant de prestation de rachat si l'assuré décède ou résilie le contrat avant d'avoir atteint 60 ans ; ou
- un montant égal au montant accumulé par l'assuré sous forme de dépôts, si le titulaire de la police atteint 60 ans.

La composante d'assurance est constituée des paiements éventuels qui dépasseraient le montant accumulé par le titulaire du contrat au moyen de dépôts.

Si le détenteur de la police décède après avoir atteint 60 ans et avant d'avoir atteint 80 ans, l'entité verse le montant des cotisations accumulées par le détenteur de la police. La date de ce

paiement dépend du décès du titulaire de la police. Par conséquent, l'entité ne peut pas évaluer la composante d'investissement sans tenir compte de la composante d'assurance et, de ce fait, la composante investissement n'est pas distincte.

Bien qu'une entité applique la norme IFRS 17 pour comptabiliser à la fois la composante d'investissement et la composante assurance lorsque les deux sont fortement liées, les produits d'assurance et les charges des services présentés dans le compte de résultat doivent exclure toute composante d'investissement non distincte. IFRS 17 ne donne pas de précision sur comment déterminer le montant des composantes d'investissement non distinctes qu'une entité est tenue d'exclure des produits d'assurance et des charges des services d'assurance. Cette question a été discutée lors de la réunion du TRG d'avril 2019. Le personnel de l'IASB a observé qu'il pouvait y avoir des circonstances dans lesquelles la composante investissement n'est pas explicitement identifiée par les termes contractuels ou dans lesquelles le montant de la composante investissement varie dans le temps. Dans ces circonstances, une approche pour déterminer la composante investissement qui est basée sur une base de valeur actualisée au moment de la détermination serait cohérente avec les exigences du paragraphe B21, qui fait référence à la valeur actualisée des montants supplémentaires significatifs qui font qu'un contrat est défini comme un contrat d'assurance. Le personnel considère que si les montants qui seraient payables si aucun événement d'assurance ne s'était produit sont déterminés sur une base de valeur actuelle, il serait cohérent de déterminer la composante investissement sur une base de valeur actuelle également.

Les membres du TRG ont observé que :

- Dans certains cas, il peut être raisonnable de déterminer le montant de la composante investissement qu'une entité est tenue d'exclure des produits et des charges des services d'assurance en utilisant le montant explicite identifié par les termes contractuels. Par exemple, les montants d'une composante investissement non distincte peuvent être identifiés comme un montant de rachat explicite ou des paiements garantis explicites.
- Dans d'autres cas, il peut être approprié de déterminer ce montant sur la base de la valeur actuelle au moment de la détermination. Dans un contrat non résiliable, comme pour les exemples 2.1 et 2.4 ci-dessus, l'utilisation de la valeur actuelle des paiements que le contrat impose à l'entité d'effectuer (lorsque l'assuré atteint les 80 ans) donnerait un résultat raisonnable. En effet, le décès dans les premières périodes de couverture refléterait une demande d'assurance plus élevée que dans les périodes ultérieures.

Les membres du TRG ont également remarqué que si une entité utilise un montant de rachat explicite pour déterminer les montants à exclure des produits d'assurance et des charges des services d'assurance, elle ne devrait pas être tenue de déterminer si une partie de ce montant reflète un remboursement de prime. Ils ont noté qu'à la fois une composante investissement et un remboursement de prime seront exclus des produits et des charges comptabilisés au titre d'un contrat dans ces circonstances. Toutefois, il n'y a pas d'obligation d'indiquer séparément tout remboursement de prime de la composante investissement non distincte.

Il est observé dans le paragraphe BC34 des Basis for conclusions que les composantes d'investissement non distinctes ne doivent être identifiées qu'au moment de la comptabilisation des produits et des charges encourues, de manière à exclure toute composante d'investissement ainsi identifiée. Toutefois, étant donné que la marge de service contractuelle dans le modèle général est déterminée en tenant compte à la fois de la couverture d'assurance et du service de rendement d'investissement, le cas échéant, une entité pourrait également avoir besoin de déterminer si un contrat d'assurance comprend un élément d'investissement non distinct avant la comptabilisation d'un sinistre encouru. Bien que les produits et les charges des services d'assurance excluent toute composante d'investissement non distincte, la marge de service contractuelle pour un groupe de contrats d'assurance sans éléments de participation directe est ajustée pour tenir compte des différences entre toute composante d'investissement dont on s'attend à ce qu'elle devienne payable au cours de la période (ajustée pour tenir compte de l'effet de la valeur temps de l'argent et du risque financier) et la composante d'investissement réelle qui devient payable au cours de la période.

Dans le chapitre 4 de cette thèse, nous étudions le reporting sous IFRS 17 pour des contrats avec mutualisation intergénérationnelle des risques. L'exemple considéré dans l'article repose sur un contrat d'assurance-vie qui, en échange d'une prime unique, verse à son terme le montant de la prime valorisée d'une participation au bénéfice lié à la performance financière des actifs de l'assureur. En cas de décès ou de rachat avant le terme, l'assureur verse le montant de la provision mathématique à date. Un tel contrat contient une composante d'investissement, car l'assureur verse un montant à l'assuré en toutes circonstances, mais elle reste très difficile à isoler du fait qu'elle dépend à la fois de l'aléa financier et des risques assurantiels (rachat et décès). La problématique de cet article étant principalement orientée sur l'allocation de la profitabilité par génération de souscriptions, l'investissement component n'a pas été traité dans celui-ci. Une extension des résultats obtenus en intégrant la détermination et le calcul de la composante d'investissement peut être une perspective intéressante. L'investissement component d'un contrat d'assurance vie correspond au montant de prestation minimum connu à date que l'évènement assuré (survie, décès...) ait eu lieu ou non. Dans le cadre du contrat considéré dans l'article, il conviendrait de l'assimiler à la valeur de la provision mathématique (PM) à la clôture.

2.4 Niveau d'agrégation des contrats

La norme IFRS 17 définit le niveau d'agrégation à utiliser pour évaluer les contrats d'assurance et la rentabilité qui leur est associée. Le niveau de granularité des estimations de la norme IFRS 17 est l'une des principales difficultés suscitées par cette norme. Elle est un élément clé pour déterminer la comptabilisation du résultat et sa présentation dans les états financiers. La norme exige que les assureurs organisent les contrats d'assurance en groupes de contrats. Un groupe de contrats est établi en fonction de trois critères : Le portefeuille de produits, la rentabilité et l'année de souscription (voir Figure 6).

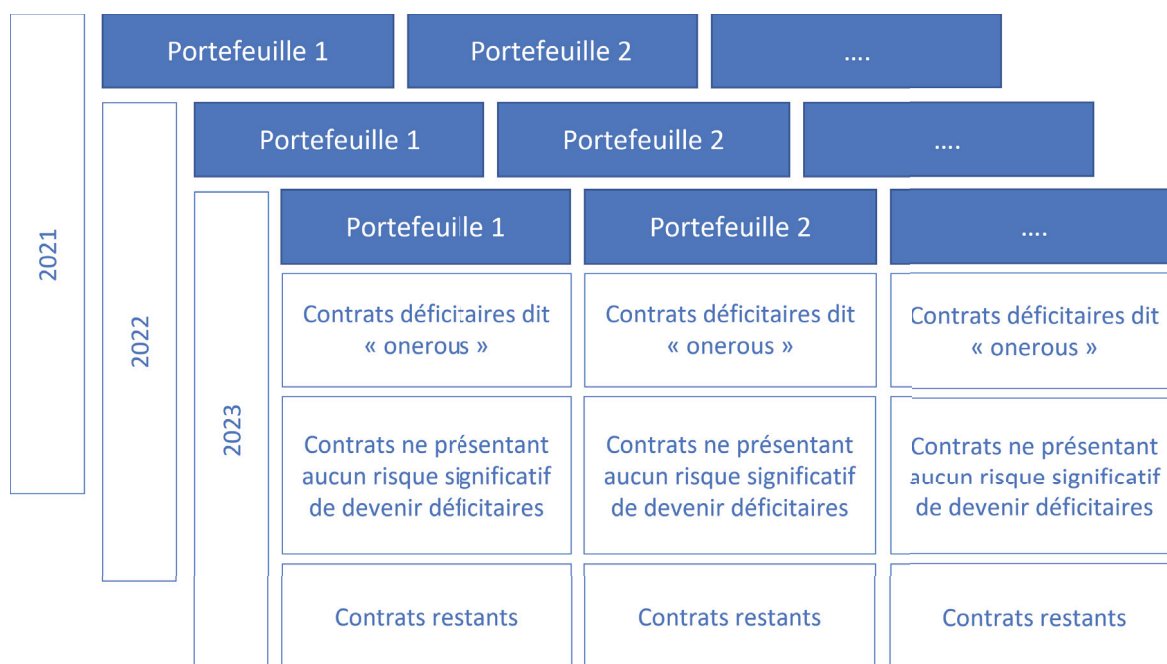


FIGURE 6 – Niveau d'agrégation : Notion de Groupe de contrats sous IFRS 17

Le premier critère d'agrégation est le portefeuille de contrats d'assurance. Un portefeuille comprend des contrats qui sont soumis à des risques similaires et qui sont gérés ensemble. Définir si des contrats présentent des risques similaires est une affaire de jugement de la part de l'entité. Les contrats sont considérés comme étant soumis à des risques similaires si l'entité s'attend à ce que leurs flux de trésorerie réagissent de manière similaire, en termes de montant et de timing, aux changements des hypothèses clés (voir [50] et §BC123, §BC124 dans [41]). Dans la pratique, on s'attend à ce que

les contrats d'une même ligne de produits présentent des risques similaires et, par conséquent, qu'ils fassent partie du même portefeuille s'ils sont gérés ensemble, tandis que les contrats de lignes de produits différentes (par exemple, les rentes viagères à taux fixe par opposition aux produits d'épargne) ne devraient pas présenter des risques similaires et feraient donc partie de portefeuilles différents.

Une fois les portefeuilles de contrats d'assurance identifiés, l'entité est tenue de répartir chacun d'entre eux, lors de la comptabilisation initiale, en fonction de la rentabilité des contrats. La norme IFRS 17 définit trois catégories de rentabilité :

- Les contrats d'articles qui sont déficitaires lors de la comptabilisation initiale, pour lesquels une perte au premier jour est comptabilisée dans les pertes et profits ;
- les contrats qui n'ont aucune possibilité significative de devenir déficitaires dans le futur ; et
- tous les contrats restants dans le portefeuille.

La prise en compte de la rentabilité lors de la constitution de groupes de contrats permet d'éviter de compenser les contrats rentables et déficitaires, car les informations sur les contrats déficitaires fournissent des informations utiles sur la politique de tarification de l'entité.

Lors de l'application de la norme IFRS 17, il est interdit aux entités de regrouper des contrats émis à plus d'un an d'intervalle. Cette exigence est l'une des questions les plus controversées de la norme, notamment en ce qui concerne les contrats avec une mutualisation intergénérationnelle des risques. De nombreuses parties prenantes ont exprimé leur conviction que l'application de l'exigence de cohorte annuelle aux contrats d'assurance avec une mutualisation des risques entre différentes générations d'assurés entraîne une segmentation artificielle des portefeuilles et ne permet pas de refléter la performance de l'entité. Par conséquent, en 2020, l'IASB a réexaminé cette exigence lors de ses délibérations sur les modifications de l'IFRS 17 et a conclu qu'elle devait rester inchangée (voir [43]).

Selon le Board, la mutualisation intergénérationnelle des risques entre les assurés se reflète dans les "fulfillment cash flows"⁴ et, par conséquent, dans la "contractual service margin"⁵ de chaque cohorte. Cependant, chaque génération de contrats peut être plus ou moins rentable. En effet, même si toutes les générations de contrats se partagent également les rendements, le montant de la part de l'entité dans ces rendements créés par chaque génération peut différer en raison des conditions contractuelles de chaque cohorte annuelle et des conditions économiques durant la période de couverture de ces cohortes. Par conséquent, le Board a conclu que la suppression de l'exigence de cohortes annuelles pour ces groupes de contrats avec partage intergénérationnel des risques entraînerait une perte d'informations sur les changements de rentabilité dans le temps. Pour plus de détails, nous renvoyons le lecteur à [43] et [29].

D'autre part, plusieurs parties prenantes ont manifesté une nette préférence en faveur d'une modification de la norme afin de supprimer l'exigence de cohortes annuelles pour les contrats d'assurance avec une mutualisation intergénérationnelle des risques entre les assurés. De l'avis de ces répondants, la mise en œuvre de cette exigence serait particulièrement coûteuse et complexe pour ces contrats et le coût ne l'emporterait pas sur les avantages. En outre, ils affirment que l'application de l'exigence à ces contrats nécessiterait des allocations arbitraires et, par conséquent, les informations qui en résulteraient ne seraient pas utiles.

Enfin, le 23 novembre 2021, l'Union européenne a publié un règlement de la Commission approuvant l'IFRS 17 avec une exemption concernant l'obligation de cohorte annuelle (voir [22]). Le règlement prévoit une exemption facultative de l'application de l'obligation de cohorte annuelle. Notons qu'en adoptant cette dispense, les entités européennes n'appliquent pas la norme IFRS 17 telle que publiée par l'IASB. Ainsi, la dérogation européenne à l'obligation de cohorte a été critiquée car elle a été considérée comme conduisant à un manque de transparence (voir par exemple [73]). La Commission européenne devrait, d'ici le 31 décembre 2027, réexaminer la dérogation à l'obligation de cohorte annuelle en tenant compte de la révision de l'IFRS 17 par l'IASB après sa mise en œuvre.

4. Valeur actuelle du coût d'exécution des engagements qu'il a pris envers l'assuré ajusté d'une marge pour risques non-financiers (Voir section 2.5 pour plus de détails)

5. Profits futurs attendus sur la période de couverture du contrat d'assurance

2.5 Comptabilisation sous IFRS 17 – Le modèle général

La norme IFRS 17 propose une approche par défaut pour l'évaluation des groupes de contrats d'assurance (qui constituent l'unité de compte pour l'évaluation, comme indiqué au point 2.4 ci-dessus), décrite dans la présente thèse comme le modèle général (*general measurement model* en anglais) ou encore la *Building Block Approach* (BBA). Le modèle général ne fait pas de distinction entre les contrats d'assurance dits à court terme et à long terme. Il ne fait pas non plus de distinction entre les produits d'assurance (vie ou non-vie). IFRS 17 comprend également des modifications et une simplification du modèle général qui sont applicables dans des circonstances spécifiques que nous détaillerons par la suite.

La comptabilisation dans le cadre IFRS 17 se caractérise par deux étapes clés : l'*Initial Recognition* et le *Subsequent Measurement*. L'*Initial Recognition* correspond à la comptabilisation initiale du contrat d'assurance et implique le calcul de la provision pour sinistres et du résultat espéré, qui sont ensuite reportés dans les états financiers de l'entreprise. Le *Subsequent Measurement*, quant à lui, intervient après l'*Initial Measurement* et implique une mise à jour périodique des agrégats du passif de l'entité pour refléter les changements dans les hypothèses sous-jacentes telles que les taux d'intérêt, les taux de mortalité et les taux de sinistralité. Cette mise à jour est effectuée à chaque période de reporting et les ajustements sont enregistrés dans le compte de résultat et le bilan de l'entreprise, reflétant l'impact des changements de marché sur la performance et la situation financière de l'entreprise. Nous détaillons dans la suite chacune de ces deux étapes.

Comptabilisation initiale

Une entité doit comptabiliser un groupe de contrats d'assurance (et de réassurance) qu'elle émet à partir de la première des dates suivantes :

- le début de la période de couverture du groupe de contrats ;
- la date à laquelle le premier paiement d'un assuré du groupe est dû ; et
- pour un groupe de contrats déficitaires, la date à laquelle le groupe devient déficitaire.

S'il n'y a pas de date de paiement contractuelle, le premier paiement du titulaire de la police est considéré comme étant dû lorsqu'il est reçu. Une entité est tenue de déterminer si des contrats forment un groupe de contrats déficitaires avant la plus ancienne des deux premières dates ci-dessus (c'est-à-dire avant la première des deux dates suivantes : le début de la période de couverture et la date à laquelle le premier paiement d'un titulaire de police du groupe est dû) si les faits et les circonstances indiquent qu'il existe un tel groupe.

La norme IFRS 17, telle qu'amendée en juin 2020, stipule que pour comptabiliser un groupe de contrats d'assurance au cours d'une période de reporting, une entité doit inclure uniquement les contrats qui répondent individuellement à l'un des trois critères de comptabilisation. Cela clarifie le fait qu'un contrat individuel doit être comptabilisé initialement et évalué à un moment qui est spécifique au contrat. Cela signifie que la date de comptabilisation initiale d'un contrat individuel ajouté à un groupe de contrats d'assurance doit être déterminée pour ce contrat d'assurance individuel en utilisant les hypothèses d'évaluation à cette date plutôt que d'être déterminée par la date de comptabilisation initiale du groupe auquel les contrats individuels seront ajoutés.

En outre, une entité doit faire des estimations pour les taux d'actualisation à la date de la comptabilisation initiale (voir paragraphe 2.5 ci-dessus) et pour les unités de couverture au cours de la période de référence (voir section 2.5 ci-dessus).

Une entité peut ajouter des contrats au groupe après la fin d'une période de reporting (sous réserve de la contrainte selon laquelle les contrats au sein d'un groupe ne peuvent être émis à plus d'un an d'intervalle). La date de comptabilisation initiale d'un contrat d'investissement comportant des éléments de participation discrétionnaire est la date à laquelle l'entité devient partie au contrat. Cette date est conforme aux dispositions relatives à la comptabilisation d'un instrument financier dans la norme IFRS 9 et sera probablement antérieure à la date de comptabilisation initiale d'un contrat d'assurance.

Le principe de base de la comptabilisation des contrats d'assurance sous IFRS 17 est qu'aucun bénéfice n'est reconnu lors de la comptabilisation initiale d'un groupe de contrats d'assurance, à l'opposé des pertes qui doivent être comptabilisées si le groupe de contrats est *onerous* (i.e. déficitaire). En effet, les gains générés par un contrat sont comptabilisés au fur et à mesure que les services sont fournis dans le cadre de ce contrat.

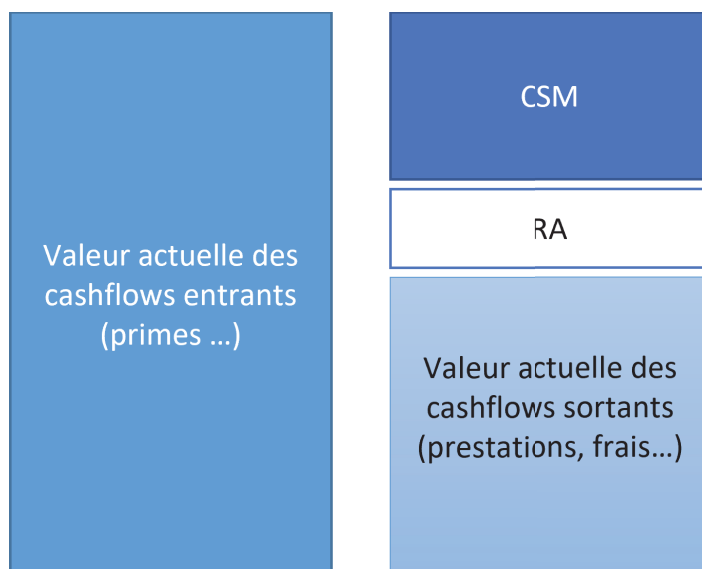


FIGURE 7 – Initial Recognition : Détermination de la CSM

Le modèle général est basé sur les éléments suivants pour chaque groupe de contrats d'assurance :

- les *Fulfilment Cash Flows* représentant les flux de trésorerie d'exécution qui comprennent :
 - les estimations des flux de trésorerie futurs attendus sur la durée de vie du contrat ;
 - un ajustement destiné à refléter la valeur temps de l'argent et les risques financiers liés aux flux de trésorerie futurs, dans la mesure où ces risques ne sont pas pris en compte dans les estimations de flux de trésorerie futurs ; et
 - un ajustement au titre du risque non financier (voir section 3 ci-dessous).
- une marge de service contractuelle ou *Contractual Service Margin* (CSM), représentant le profit non gagné sur le groupe de contrats.

La marge de service contractuelle est reprise au compte de résultat sur la période pendant laquelle les services sont fournis à l'assuré. Par conséquent, lors de la comptabilisation initiale, aucun bénéfice ne devrait normalement être comptabilisé. Toutefois, une perte est comptabilisée si le groupe de contrats est déficitaire à la date à laquelle il est déterminé ainsi.

Frontière des contrats La détermination de la frontière d'un contrat est cruciale car elle détermine les flux de trésorerie qui seront inclus dans son évaluation. Les estimations des flux de trésorerie dans un scénario doivent inclure tous les flux de trésorerie à l'intérieur du périmètre d'un contrat existant et aucun autre flux de trésorerie. Pour déterminer le périmètre d'un contrat, l'entité doit prendre en compte ses droits et obligations substantiels et déterminer s'ils découlent d'un contrat, d'une loi ou d'une réglementation.

Les flux de trésorerie sont compris dans le périmètre d'un contrat d'assurance s'ils découlent de droits et d'obligations substantiels qui existent au cours de la période de reporting et dans lesquels l'entité peut contraindre le titulaire de la police à payer les primes ou dans lesquels l'entité a une obligation substantielle de fournir au titulaire de la police les services du contrat d'assurance. Une obligation substantielle de délivrer des prestations de contrat d'assurance prend fin lorsque :

- l'entité a la capacité effective de réévaluer les risques du détenteur de police particulier et, en conséquence, peut fixer un prix ou un niveau de prestations qui reflète pleinement ces risques ; ou
- les deux critères suivants sont satisfaits :
 - l'entité a la capacité effective de réévaluer les risques du portefeuille de contrats d'assurance qui contient le contrat et, en conséquence, peut fixer un prix ou un niveau de prestations qui reflète pleinement le risque de ce portefeuille ; et
 - la tarification des primes jusqu'à la date à laquelle les risques sont réévalués ne prend pas en compte les risques liés aux périodes postérieures à la date de réévaluation.

Flux de trésorerie inclus dans la frontière des contrats

Les primes et flux de trésorerie additionnels résultant de ces primes
 Les sinistres incluant les sinistres déclarés non encore payés, les sinistres passés non encore déclarés et les sinistres futurs attendus
 Les paiements aux assurés qui varient en fonction des sous-jacents
 Les paiements aux assurés issus de produits dérivés (ex. options et garanties)
 Une allocation des flux d'acquisition futurs attribuables directement aux portefeuilles
 Les coûts de gestion des sinistres
 Les coûts contractuels des prestations payées en nature
 Les coûts d'administration et de gestion des contrats (ex. commissions versées aux intermédiaires)
 Les taxes et prélèvements fondés sur les transactions (ex. taxes sur les primes)
 Les paiements effectués par l'assureur en qualité de fiduciaire pour respecter les obligations fiscales encourues par l'assuré et les recettes associées
 Les recouvrements de sinistres dans la mesure où ils ne sont pas reconnus en tant qu'actifs distincts
 Une allocation des frais généraux fixes et variables directement attribuables à l'exécution des contrats d'assurance
 Tout autre coût qui serait comptabilisé à la charge de l'assuré sous les termes du contrat

TABLE 1 – Les flux à prendre en compte au sein de la frontière d'un contrat d'assurance.

Flux de trésorerie hors frontière des contrats

Les rendements des placements financiers (comptabilisés séparément selon les normes IFRS applicables)
 Les flux de trésorerie (paiements ou recettes) qui surviennent dans le cadre de contrats de réassurance détenus (comptabilisés séparément)
 Les flux de trésorerie pouvant découler de contrats d'assurance futurs, c'est-à-dire les flux de trésorerie en dehors des limites des contrats existants
 Les flux de trésorerie liés à des coûts non directement liés au portefeuille de contrats (ex. coûts de développement et de formation des produits) comptabilisés en P&L
 Les flux de trésorerie qui découlent de quantités anormales de main-d'œuvre ou d'autres ressources utilisées pour remplir le contrat comptabilisé en P&L
 Les paiements et reçus d'imposition que l'assureur ne verse pas ou ne reçoit pas en qualité de fiduciaire
 Les flux de trésorerie entre différentes composantes de l'entité (ex. fonds actionnaires) si ces flux de trésorerie ne changent pas les montants versés aux assurés
 Les flux de trésorerie provenant de composantes séparées du contrat d'assurance et comptabilisés à l'aide d'autres normes IFRS applicables

TABLE 2 – Les flux devant être exclus de la frontière du contrat d'assurance.

Bloc 1 : Estimation des cash flows futurs Le premier élément des blocs de construction du modèle général est une estimation des flux de trésorerie futurs sur la durée de vie de chaque contrat. Cette évaluation doit inclure tous les flux de trésorerie futurs compris dans le périmètre de chaque contrat (comme discuté ci-dessus), cependant, ces flux ne doivent pas refléter le risque de non-performance propre à l'entité. Notons par ailleurs que malgré la granularité des états financiers imposée par la norme IFRS 17 (voir section 2.7), l'entité est autorisée à estimer les flux de trésorerie futurs à un niveau d'agrégation supérieur à celui d'un groupe, puis à affecter ceux-ci à des groupes de contrats individuels.

Les estimations de flux de trésorerie futurs doivent en particulier :

- intégrer avec objectivité l'ensemble des informations raisonnables et justifiables qu'il est possible d'obtenir sans coût ou effort excessif sur le montant, l'échéancier et l'incertitude des flux de trésorerie futurs, l'entité devant, pour ce faire, estimer l'espérance mathématique (c'est-à-dire la moyenne pondérée selon les probabilités) de l'éventail complet des résultats possibles ;
- refléter le point de vue de l'entité, pour autant que les estimations des variables de marché pertinentes cadrent avec les prix de marché observables pour ces variables ;
- être à jour. Ainsi, les estimations doivent-elles refléter les conditions existant à la date d'évaluation, notamment les hypothèses à cette date quant à l'avenir ;
- être explicites. L'entité doit, en effet, établir l'ajustement au titre du risque non financier séparément des autres estimations. L'entité doit aussi estimer les flux de trésorerie séparément de l'ajustement au titre de la valeur temps de l'argent et du risque financier, à moins que la technique d'évaluation la plus appropriée nécessite la combinaison de ces estimations.

L'objectif de l'estimation des flux de trésorerie futurs est de déterminer la valeur attendue, c'est-à-dire la moyenne pondérée par les probabilités, de toutes les issues possibles, en tenant compte de l'ensemble des informations raisonnables et justifiables disponibles à la date de clôture sans coût ou effort excessif. Ces informations comprennent les données sur les événements passés et les conditions actuelles, ainsi que les prévisions des conditions futures. Toutes les informations disponibles à partir des systèmes et process internes d'une entité sont considérées comme étant disponibles sans coût ou effort excessif et sont donc à utiliser dans le cadre du calcul des flux de trésorerie futurs. Les estimations de ces flux doivent, par ailleurs, être fondées sur la valeur attendue et doivent donc être sans biais. Cela signifie qu'elles ne doivent pas inclure d'estimations supplémentaires, au-delà de la moyenne pondérée par les probabilités, pour tenir compte de l'incertitude, ou d'une marge de prudence. Un ajustement du risque non financier (voir section 3) est déterminé séparément pour refléter la compensation pour supporter le risque non financier résultant de l'incertitude du montant et du timing des flux de trésorerie.

Le point de départ d'une estimation des flux de trésorerie futurs est un éventail de scénarios qui reflète toute la panoplie des résultats possibles. Chaque scénario spécifie le montant et le timing des cash-flows pour un résultat particulier, ainsi que la probabilité estimée de ce résultat. Les flux de trésorerie de chaque scénario sont actualisés et pondérés par la probabilité estimée de cette issue pour obtenir une valeur actuelle attendue. Par conséquent, l'objectif n'est pas de développer le résultat le plus probable mais plutôt un résultat moyen. De ce fait, l'estimation de la *current value* est très proche de celle du *Best Estimate* sous Solvabilité II.

La norme IFRS 17 identifie, dans le paragraphe B42, deux types de variables qui peuvent avoir une incidence sur les estimations des flux de trésorerie :

- les variables de marché : variables qui peuvent être observées sur les marchés ou en être directement déduites (par exemple, le cours des titres négociés sur un marché organisé et les taux d'intérêt) ;
- les variables autres que de marché : toutes les autres variables (par exemple, la fréquence ou la gravité des sinistres déclarés et la mortalité).

Les variables de marché engendrent généralement un risque financier, tandis que les variables autres que de marché engendrent généralement un risque non-financier (appelé aussi risque technique ou risque d'assurance). Néanmoins, il peut arriver que des hypothèses concernant le risque financier

soient fondées sur des variables qui ne peuvent pas être observées sur les marchés ou en être directement déduites. La norme cite comme exemple des taux d'intérêt qui ne sont pas observables sur les marchés ou qui ne peuvent pas en être directement déduits (voir §B43 dans [44])

Les estimations de variables de marché doivent cadrer avec les prix de marché observables à la date d'évaluation. L'entité doit utiliser autant que possible des données d'entrée observables et ne doit pas substituer ses propres estimations aux données de marché observables, hormis dans certaines circonstances décrites au paragraphe 79 de la norme IFRS 13 Évaluation de la juste valeur [37]. Conformément à IFRS 13, les variables qui doivent être déduites (par exemple parce qu'il n'existe pas de variable de marché observable) doivent cadrer autant que possible avec les variables de marché observables.

Les estimations de variables autres que de marché doivent quant à elles refléter l'ensemble des éléments probants raisonnables et justifiables qu'il est possible d'obtenir, de sources externes comme internes, sans coût ou effort excessif. Les données externes peuvent être plus pertinentes ou, au contraire, moins pertinentes que les données internes. La norme IFRS 17 donne comme exemple, dans le paragraphe B50, le cas d'un assureur vie qui cherche à estimer avec objectivité la probabilité des divers scénarios de mortalité qui s'appliquent à ses contrats. Dans ce cas, une telle entité ne doit pas seulement s'appuyer sur les statistiques nationales de mortalité ; elle doit également tenir compte de toutes les autres informations raisonnables et justifiables qu'il est possible d'obtenir, de sources externes comme internes. Lorsqu'elle estime ces probabilités, l'entité doit accorder plus de poids aux informations les plus convaincantes. Ainsi :

- si les statistiques de mortalité nationales sont dérivées d'une population de grande taille qui n'est pas représentative de la population assurée, par exemple parce que les caractéristiques démographiques des deux populations diffèrent sensiblement, il se peut que les statistiques de mortalité internes soient plus convaincantes que les statistiques nationales et donc que l'entité doive leur accorder plus de poids ;
- inversement, si les statistiques internes sont dérivées d'une population de petite taille dont les caractéristiques devraient être proches de celles de la population nationale et que les statistiques nationales sont à jour, l'entité doit accorder plus de poids aux statistiques nationales.

Bloc 2 : Valeur temps de l'argent Le calcul de la current value sous IFRS 17 nécessite l'actualisation des estimations des cash-flows futurs afin de refléter la valeur temps de l'argent ainsi que les risques financiers liés à ces flux de trésorerie. Contrairement à la norme Solvabilité II qui prescrit la courbe des taux à utiliser pour actualiser les cash-flows futurs, la norme IFRS 17 requiert de l'entité de calibrer ses propres taux d'actualisation. Elle requiert par ailleurs que ces derniers doivent :

- refléter la valeur temps de l'argent, les caractéristiques des flux de trésorerie et les caractéristiques de liquidité des contrats d'assurance ;
- cadrer avec les prix de marché courants observables (s'il en existe) d'instruments financiers dont les flux de trésorerie ont des caractéristiques qui correspondent à celles des contrats d'assurance du point de vue, par exemple, de l'échéancier, de la monnaie ou de la liquidité ;
- exclure l'effet des facteurs qui influent sur ces prix de marché observables, mais pas sur les flux de trésorerie futurs des contrats d'assurance.

La notion de valeur temps de l'argent se retrouve dans la théorie de l'absence d'opportunité d'arbitrage, hypothèse selon laquelle une somme d'argent peut être placée à un taux sans risques qui rapporterait un gain sûr à l'avenir, par opposition au rendement lié à une stratégie risquée. Le concept observable le plus proche de la notion de la valeur temps de l'argent est le rendement d'un actif financier ayant une probabilité d'occurrence certaine. Plusieurs risques financiers sont à prendre en compte lors du choix des taux d'actualisation appropriés. Afin d'éviter les redondances ou les omissions, les estimations de taux d'actualisation doivent cadrer avec les autres estimations utilisées pour l'évaluation des contrats d'assurance ; par exemple :

- les flux de trésorerie qui ne varient pas en fonction des rendements d'éléments sous-jacents doivent être actualisés à des taux qui ne tiennent pas compte de la variabilité de ces rendements ;

- les flux de trésorerie qui varient en fonction des rendements d'éléments financiers sous-jacents doivent être :
 - soit actualisés à des taux qui tiennent compte de cette variabilité,
 - soit ajustés pour tenir compte de cette variabilité et actualisés à un taux qui tient compte de l'ajustement apporté ;
- les flux de trésorerie nominaux (c'est-à-dire ceux qui incluent l'effet de l'inflation) doivent être actualisés à des taux qui tiennent compte de l'effet de l'inflation ;
- les flux de trésorerie réels (c'est-à-dire ceux qui n'incluent pas l'effet de l'inflation) doivent être actualisés à des taux qui ne tiennent pas compte de l'effet de l'inflation.

La norme IFRS 17 propose deux méthodes pour déterminer les taux d'actualisation pour les flux de trésorerie des contrats d'assurance qui ne varient pas en fonction des rendements des éléments sous-jacents : l'approche *Bottom-up* et l'approche *Top-down*. L'approche *Bottom-up* détermine les taux d'actualisation en ajustant une courbe de taux sans risque liquides pour tenir compte des différences entre les caractéristiques de liquidité des instruments financiers sous-tendant les taux observés sur le marché et celles des contrats d'assurance. Cet ajustement s'apparente alors à une prime de liquidité qui correspond à l'augmentation du prix lorsqu'un actif est vendu dans un marché peu liquide. La prime de liquidité est alors définie par l'écart de rendement entre le prix de vente et la valeur actualisée des flux financiers futurs. La définition du côté passif est plus complexe à définir, car les engagements d'un assureur ne sont pas échangeables sur un marché financier, ainsi il n'est pas possible de pouvoir observer de manière fiable, la différence entre la juste valeur des passifs et leur prix de vente.

L'approche *Top-down* s'appuie sur une courbe de taux qui tient compte des taux de rendement actuels du marché qui sont implicites à l'évaluation à la juste valeur d'un portefeuille d'actifs de référence. L'entité doit alors ajuster cette courbe de taux de façon à éliminer les facteurs qui sont sans rapport avec l'évaluation des contrats d'assurance, mais elle n'est pas tenue d'ajuster la courbe des taux pour tenir compte des différences entre les caractéristiques de liquidité des contrats d'assurance et celles du portefeuille de référence. En théorie, en tenant compte de tous les ajustements requis, les approches *Top-down* et *Bottom-up* devraient donner le même résultat, bien que ce ne soit pas nécessairement le cas dans la pratique.

Le marché de l'assurance s'est massivement orienté vers une application de l'approche *Bottom-up* en s'appuyant sur la méthodologie EIOPA pour le calcul de la courbe des taux avec *Volatility Adjustment* (VA) dans le cadre de la norme Solvabilité II. La logique sous-jacente à l'instauration de la VA est que l'ensemble des acteurs de l'industrie assurantielle ont des portefeuilles obligataires dont la grande majorité des obligations seront détenues jusqu'à maturité. Sous Solvabilité II, les actifs doivent être valorisés à leur valeur de marché. Dans le cas où le marché obligataire subit de fortes perturbations, dans le sens où il y a une augmentation de la perception des risques par les différents acteurs du marché, la valeur des obligations peut chuter. Dans ce cas, lors de l'établissement des comptes annuels, l'actif des compagnies est atteint sans qu'il y ait une répercussion symétrique du côté des passifs. De plus, les assurances ont établi leurs portefeuilles obligataires de manière à répondre aux flux attendus, ainsi on dit que les actifs sont "adossés" aux passifs. Pour répondre à cette asymétrie, l'EIOPA permet une augmentation du taux d'actualisation des passifs et ainsi diminuer le montant du *Best Estimate* afin d'équilibrer le bilan.

Bloc 3 : le *Risk Adjustment* Le troisième élément des briques du passif dans le modèle général est l'ajustement du risque pour le risque non financier ou *Risk Adjustment* (RA). Il s'agit de la compensation que l'entité exige pour supporter l'incertitude sur le montant et le calendrier des flux de trésorerie qui découle du risque non-financier. Le risque non-financier, aussi appelé risque technique, est le risque découlant des contrats d'assurance, autre que le risque financier, qui est quant à lui inclus dans les estimations des flux de trésorerie futurs ou dans le taux d'actualisation utilisé pour ajuster les flux de trésorerie. Les risques couverts par l'ajustement pour le risque non financier sont le risque d'assurance et d'autres risques non financiers tels que le risque de déchéance et le risque de dépenses.

L'ajustement pour risque joue un rôle similaire à la marge pour risque sous Solvabilité II. Il constitue également un buffer visant à absorber les changements d'hypothèses d'une clôture à la suivante et entre directement dans le calcul du résultat car il est relâché en fonction du service rendu. La méthode de calcul du RA n'étant d'ailleurs pas prescrite par la norme, cette quantité présente un véritable intérêt de recherche. Sa modélisation et ses enjeux sont traités dans le cadre de cette thèse dans les trois premiers chapitres. Nous détaillerons les prérequis de la norme concernant le RA, ainsi que les méthodologies de son calcul dans la section 3.

Bloc 4 : la *Contractual Service Margin* Le quatrième élément des briques du modèle général est la marge de service contractuelle ou *Contractual Service Margin* (CSM). La CSM est un nouveau concept des normes IFRS, introduit dans la norme IFRS 17 pour identifier la rentabilité attendue d'un groupe de contrats et comptabiliser cette rentabilité dans le temps de manière explicite, sur la base du schéma des services fournis dans le cadre du contrat.

La CSM est une composante de l'actif ou du passif pour le groupe de contrats d'assurance qui représente le bénéfice non gagné que l'entité comptabilisera au fur et à mesure qu'elle fournira des services de contrat d'assurance dans le futur. Par conséquent, la marge de service contractuelle est généralement calculée au niveau d'un groupe de contrats d'assurance plutôt qu'au niveau d'un contrat d'assurance individuel.

L'entité doit évaluer la CSM au moment de la comptabilisation initiale du groupe de contrats d'assurance à un montant qui, à moins que le groupe soit déficitaire et que de ce fait qu'aucun produit ou charge ne découle :

- de la comptabilisation initiale d'un montant pour les flux de trésorerie d'exécution,
- des flux de trésorerie issus des contrats compris dans le groupe à cette date ;
- de la décomptabilisation, à cette date de comptabilisation initiale :
 - de tout actif au titre des flux de trésorerie liés aux frais d'acquisition ;
 - de tout autre actif ou passif comptabilisé antérieurement au titre des flux de trésorerie se rapportant au groupe de contrats.

Économiquement, la CSM correspond donc aux profits attendus non reconnus du contrat avant impôts sur la période de couverture. Elle est inscrite au passif du bilan si elle est positive. La CSM ne peut d'ailleurs pas être négative. Dans le cas où un contrat est déficitaire, la perte constatée lors de la comptabilisation initiale est reconnue en résultat. De tels contrats sont qualifiés d'*onerous*, parfois traduit onéreux ou déficitaires.

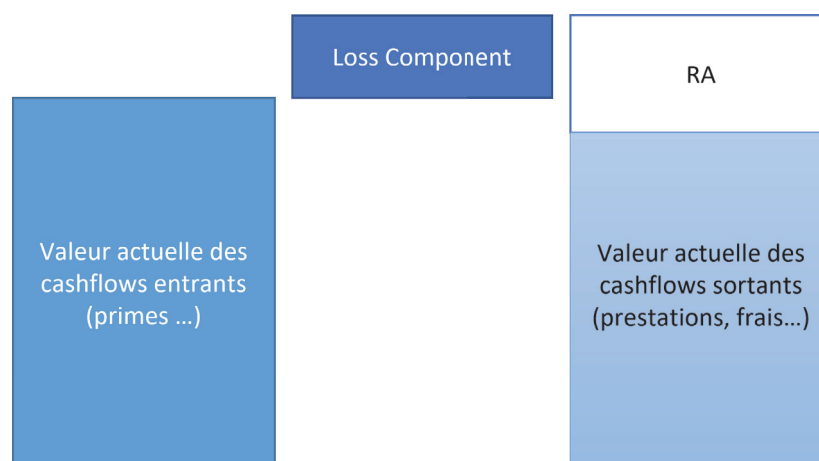


FIGURE 8 – Initial Recognition : Définition de la *Loss Component*

Ainsi, un contrat d'assurance est-il *onerous* à la date de la comptabilisation initiale, si les flux de trésorerie affectés au contrat dans leur globalité conduisent à un montant net négatif. Autrement dit, si la somme du BE, du RA et des frais d'acquisition déjà payés (i.e. *pre-coverage cash-flows*) est

supérieure aux primes reçues. La perte attendue est alors égale à la différence entre ces primes et la somme des fulfillement cash flows (FCF). L'entité, quand elle constate qu'un contrat est déficitaire, doit :

- Comptabiliser une perte en compte de résultat, égale à la perte attendue sur la durée du contrat ;
- Comptabiliser au bilan au sein des provisions au titre de la couverture restant à fournir, une composante intégrant cette perte future.

En effet, en raison de l'impossibilité d'enregistrer une CSM négative dans le bilan, la perte constatée en résultat va alimenter donc un stock appelé la *Loss Component (LC)* ou composante de perte. Ce stock de perte sera par la suite amorti afin de venir réduire la charge de sinistre et ne pas compter deux fois cette perte.

Subsequent Measurement

Après la comptabilisation initiale d'un groupe de contrats d'assurance, la valeur comptable du groupe à chaque date de clôture est donnée par des provisions techniques de deux natures :

- Des provisions au titre de la couverture restant à fournir à la date d'arrêté, dénommée *Liability for Remaining Coverage (LRC)*, et qui comprennent :
 - les flux de trésorerie d'exécution liés aux services futurs attribués au groupe à cette date ; et
 - la CSM du groupe à cette date ; et
- Des provisions au titre des sinistres survenus restant à payer, comprenant les flux de trésorerie liés aux services passés attribués au groupe à cette date. Ces provisions, pour lesquelles la CSM a été libérée totalement en résultat, sont équivalentes aux provisions pour sinistre à payer (PSAP) et sont dénommées dans le cadre d'IFRS 17 *Liability for Incurred Claims (LIC)*.

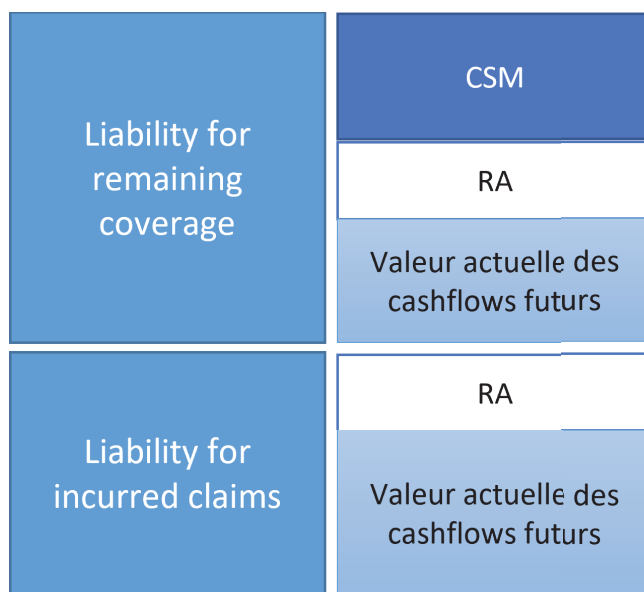


FIGURE 9 – Subsequent Measuremnt : Décomposition du passif

La CSM à la date de clôture représente quant à elle le profit afférent au groupe de contrats d'assurance qui n'a pas encore été comptabilisé en résultat net, car il se rattache à des services futurs au titre des contrats du groupe. Les mouvements de la CSM d'une clôture à l'autre et son amortissement en compte de résultat constituent l'une des principales nouveautés de la norme IFRS 17 mais aussi une difficulté majeure de ce référentiel comptable. La mise à jour des agrégats du passif (CSM, PV, RA) est effectuée à chaque période de reporting, en prenant en compte les changements dans les hypothèses sous-jacentes qu'elles soient financières telles que les taux d'intérêt, ou techniques comme

les taux de mortalité et les taux de sinistralité. Les ajustements, selon leur nature, impactent la CSM ou le compte de résultat (voir section 2.7) afin de refléter l'impact des changements de marché sur la performance et la situation financière de l'entreprise.

Dans le cas des contrats d'assurance sans participation directe⁶, qui entre donc dans le cadre du modèle général, on obtient la valeur comptable de la CSM d'un groupe de contrats à la date de clôture en ajustant la valeur comptable à la date d'ouverture de la période de présentation de l'information financière pour tenir compte des éléments suivants (c.f. Figure 10) :

- l'effet des nouveaux contrats ;
- l'intérêt capitalisé sur la valeur comptable de la marge sur services contractuels durant la période de présentation de l'information financière ;
- les variations des flux de trésorerie d'exécution qui sont liées aux services futurs comme ;
- l'effet des écarts de change sur la CSM ;
- le montant comptabilisé en produits des activités d'assurance en raison de la fourniture des services prévus aux contrats d'assurance au cours de la période, qui correspond à la part de la CSM reconnue en résultat sur la période de clôture.

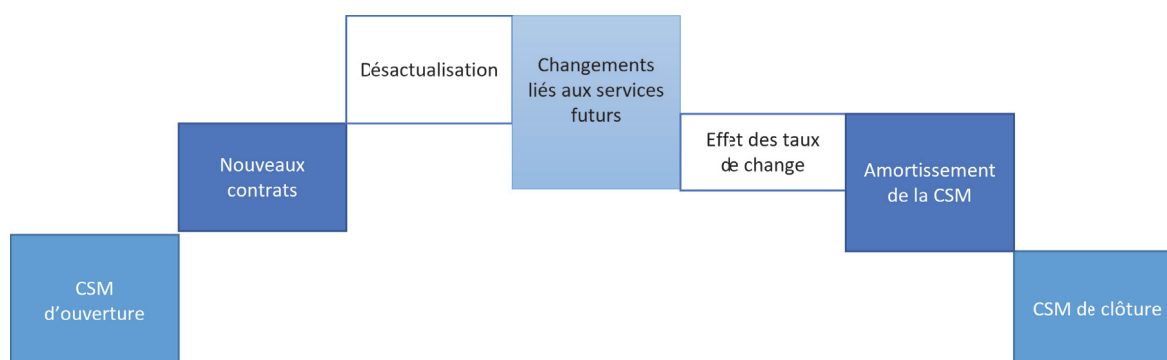


FIGURE 10 – Subsequent Measurement : Réconciliation de la CSM

Il convient de rappeler que la CSM est calculée à la maille "groupe de contrats". Une CSM pour un groupe donné sur une période de clôture est d'abord ajustée de l'effet des contrats ajoutés au groupe en question. L'ajout de contrats à un groupe déjà constitué se produit dans le cas de clôtures infra-annuelles ou dans une clôture annuelle si le groupe est à cheval sur deux périodes. La CSM globale (au niveau d'un portefeuille) est, en plus, ajustée du fait des nouveaux groupes constitués pour lesquels une CSM est initialisée comme présentée dans la section 2.5.

La CSM est ensuite capitalisée pour refléter la valeur temps de l'argent. Cette désactualisation doit être appliquée à la valeur comptable de la CSM durant la période de présentation de l'information financière et est basée sur la courbe des taux à la souscription. On parle alors de taux *locked-in* ou encore taux *at inception* décrits dans le paragraphe B72 de la norme ([44]). De ce fait, IFRS 17 ajoute une dimension temporelle à la courbe des taux. En effet, un tracking de chacune des courbes, utilisées pour initialiser la CSM d'un groupe de contrats, est nécessaire afin de capitaliser cette CSM. L'entité est par ailleurs tenue de publier ses courbes de taux ce qui introduit un véritable enjeu d'adaptation des process de calculs et de stockages. Aux courbes des taux *locked-in*, s'ajoutent à chacune des clôtures, les courbes des taux courantes (observés sur la période de clôture) et les courbes des taux précédentes (observés sur la période en amont). L'effet de ces courbes, ainsi que les écarts entre les agrégats actualisés avec chacune d'entre elles alimentent différemment les différents disclosures (réconciliation de la CSM, compte de résultat, ...) requis par la norme (voir section 2.7). Notons enfin que, dans le cas des contrats non participatifs, le taux d'intérêt retenu ne devra pas prendre en compte la rentabilité liée aux actifs sous-jacents.

6. A contrario des contrats dits avec participation directe aux bénéfices (exp. Contrats épargne vie) qui sont comptabilisés sous une variante du modèle général appelée la *Variable Fee Approach* (c.f. section 2.6)

La CSM d'un groupe de contrats, dans le cadre du modèle général, doit par ailleurs être ajustée pour tenir compte des variations des flux de trésorerie d'exécution qui sont liées aux services futurs. Ces variations comprennent :

- les ajustements liés à l'expérience découlant des primes reçues au cours de la période pour des services futurs et les flux de trésorerie connexes, tels que les flux de trésorerie liés aux frais d'acquisition et les taxes sur les primes, évalués à l'aide des taux d'actualisation locked-in ;
- les changements dans les estimations de la valeur actualisée des flux de trésorerie futurs du passif au titre de la couverture restante (LRC) évalués à l'aide des taux d'actualisation locked-in ;
- les écarts entre les composantes d'investissement (*investment component*) attendus sur la période et celles réellement observées ;
- les variations de l'ajustement au titre du risque non financier liées aux services futurs. L'entité n'est pas tenue de ventiler la variation de l'ajustement au titre du risque non financier entre la variation liée au risque non financier et l'effet de la valeur temps de l'argent et de ses variations.

D'après les dispositions de la norme IAS 21 - Effets des variations des cours des monnaies étrangères [47], la valeur comptable d'un groupe de contrats d'assurance qui génèrent des flux de trésorerie dans une monnaie étrangère (y compris la CSM) doit être considérée comme un "élément monétaire" (§30 dans [44]). D'un point de vue opérationnel, les groupes de contrats d'assurance comptabilisés dans une monnaie étrangère (monnaie fonctionnelle) doivent être traduits selon la devise de reporting l'entité à l'aide du taux de change à date. Les différents travaux effectués dans cette thèse se restreignant à des groupes de contrats à monnaie unique, le traitement comptable des monnaies étrangères ainsi que l'articulation des normes IFRS 17 et IAS 21 dans un cadre *multi-currency* ne seront pas traités ici.

Amortissement de la CSM La CSM, une fois ajustée de l'écart des hypothèses futures, est amortie en compte de résultat. La détermination de la manière de dégager la marge sur services contractuels dans le résultat est un aspect clé de la norme IFRS 17 et l'un des principaux défis de la mise en œuvre de celle-ci. Le principe de base est qu'un montant de la CSM pour un groupe de contrats d'assurance est comptabilisé dans le résultat de chaque période pour refléter les services de contrats d'assurance fournis dans le cadre du groupe de contrats d'assurance au cours de cette période.

À chaque période, l'entité détermine le montant à comptabiliser en résultat en :

- définissant les unités de couverture du groupe, appelés *coverage units*, dont le nombre correspond au volume de services prévus aux contrats d'assurance fourni par les contrats du groupe, déterminé en considération, pour chaque contrat, du volume de prestations fourni et de la période de couverture prévue ;
- répartissant la CSM à la date de clôture (avant amortissement) entre chacune des unités de couverture qu'elle a fournies dans la période considérée et qu'elle s'attend à fournir ultérieurement ;
- comptabilisant en résultat net le montant affecté aux unités de couverture fournies dans la période considérée.

La problématique de la détermination de la quantité de services fournis au titre des unités de couverture a été discutée par le TRG à la fois en février 2018 [71] et en mai 2018 [70]. En mai 2018, le TRG a analysé un document du personnel de l'IASB qui contenait les points de vue de ce dernier sur seize exemples de différents types de contrats d'assurance. Les membres du TRG ont observé que la norme IFRS 17 a établi un principe, celui de refléter les services fournis au cours d'une période dans le cadre d'un groupe de contrats d'assurance, et non des exigences détaillées. Ainsi, il ne serait pas possible d'élaborer des dispositions exhaustives qui s'appliqueraient de manière appropriée à la grande variété de produits d'assurance existant à l'échelle mondiale. Par ailleurs, la détermination des unités de couverture n'est pas un choix de politique comptable mais implique des jugements et des estimations pour réaliser au mieux le principe de refléter les services fournis dans chaque période.

Ces jugements et estimations doivent être appliqués de manière systématique et rationnelle. En outre, la méthode qui reflète le mieux les services fournis au cours de chaque période est une question de jugement fondée sur les faits et les circonstances. Dans le cadre du chapitre 4, par exemple, la CSM est écoulée suivant les prestations de rachat et de décès payées sur la période.

Cas des contrats déficitaires Rappelons qu'un contrat d'assurance est reconnu déficitaire à la date de comptabilisation initiale si la somme des flux de trésorerie d'exécution affectés au contrat, des flux de trésorerie liés aux frais d'acquisition comptabilisés antérieurement et des flux de trésorerie découlant du contrat à la date de la comptabilisation initiale correspond à une sortie de trésorerie nette. En accord avec la norme IFRS 17, l'entité doit regrouper ces contrats séparément des contrats dits profitables. L'entité doit comptabiliser en résultat net la perte correspondant à la sortie de trésorerie nette pour le groupe de contrats déficitaires, et de plus doter une composante de perte (LC).

Un groupe de contrats d'assurance, qui était initialement profitable (et a donné donc lieu à une CSM), peut devenir déficitaire lors d'une évaluation ultérieure. Cela peut se produire si les variations défavorables, liées aux services futurs, des flux de trésorerie d'exécution affectés au groupe dues aux changements dans les estimations de flux de trésorerie futurs et à l'ajustement au titre du risque non financier excèdent la valeur comptable de la CSM. Un groupe de contrats d'assurance avec participation directe devient quant à lui déficitaire si sa CSM n'est pas suffisante pour absorber la diminution du montant correspondant à la part revenant à l'entité de la juste valeur des éléments sous-jacents. L'entité doit comptabiliser en résultat net une perte à hauteur de l'excédent obtenu dans ce cas et doter une LC.

Une fois que l'entité ait reconnu une perte pour un groupe déficitaire, elle doit allouer les flux de trésorerie estimés ainsi que le relâchement de Risk Adjustment entre l'assurance revenue et un poste de l'assurance service expenses dénommé *loss reversal* (reprise de perte), sur une base systématique. Le *loss reversal* vient diminuer la composante de perte jusqu'à l'annuler à l'extinction du contrat. Le coefficient d'amortissement de la LC est connu sous le nom de *Systematic Allocation Ratio* (SAR). La norme ne donne pas de formule pour le calcul du SAR, et sa détermination est laissée à la main de l'entité à condition que l'approche soit systématique et non arbitraire. Le chapitre 4 de cette thèse s'intéresse à la mesure de la performance sous IFRS 17 d'un portefeuille fictif pour une garantie épargne vie. Dans l'exemple numérique, le groupe de contrat représentant le stock et qui était profitable à son initialisation, devient déficitaire à la fin de la deuxième période de clôture. De ce fait, une *Loss Component* est créée, puis amortie. Le SAR est défini dans cet article comme le rapport de la LC à l'ouverture et l'estimation de la LRC (BE + RA) qui est réalisée. Cette définition est inspirée de l'exemple illustratif 8 de l'IASB (voir [51]).

2.6 Comptabilisation sous IFRS 17 – Les variantes du modèle général

La norme IFRS 17 définit trois modalités, appelées modèles comptables, pour l'évaluation des contrats d'assurance en fonction de leur nature. Le modèle dit général ou BBA (*Building Blocks Approach*) est le modèle par défaut. Il s'applique par défaut à tous les contrats en dehors des contrats dits "participatifs directs". Ce modèle s'applique donc aux contrats non participatifs. Il s'agit des contrats dont les éléments sous-jacents appartiennent à l'assureur et celui-ci ne fait participer les assurés ni au résultat financier ni au résultat technique (exp. contrats dommages, contrats de prévoyance type temporaire décès, ...). Par ailleurs, le BBA concerne également des contrats participatifs indirects. Cette catégorie regroupe les contrats dont les éléments sous-jacents appartiennent à l'assureur qui dispose d'une entière discrétion sur la participation accordée aux assurés (exemple : certains contrats de retraites, contrats type vie entière, etc.). Les modalités de valorisation des contrats selon le modèle général sont décrites dans la précédente section.

Pour les contrats participatifs directs, la norme prévoit un modèle comptable spécifique appelé la *Variable Fee Approach* (VFA). Il s'agit d'une approche obligatoire pour ce type de contrats, et qui consiste à rapprocher le contrat d'assurance à un élément financier ayant une composante d'investissement et à considérer que tout prélèvement sur cette composante constitue des frais variables pour rémunérer les services fournis. Pour ces contrats, l'IASB reconnaît que la rémunération de l'assureur

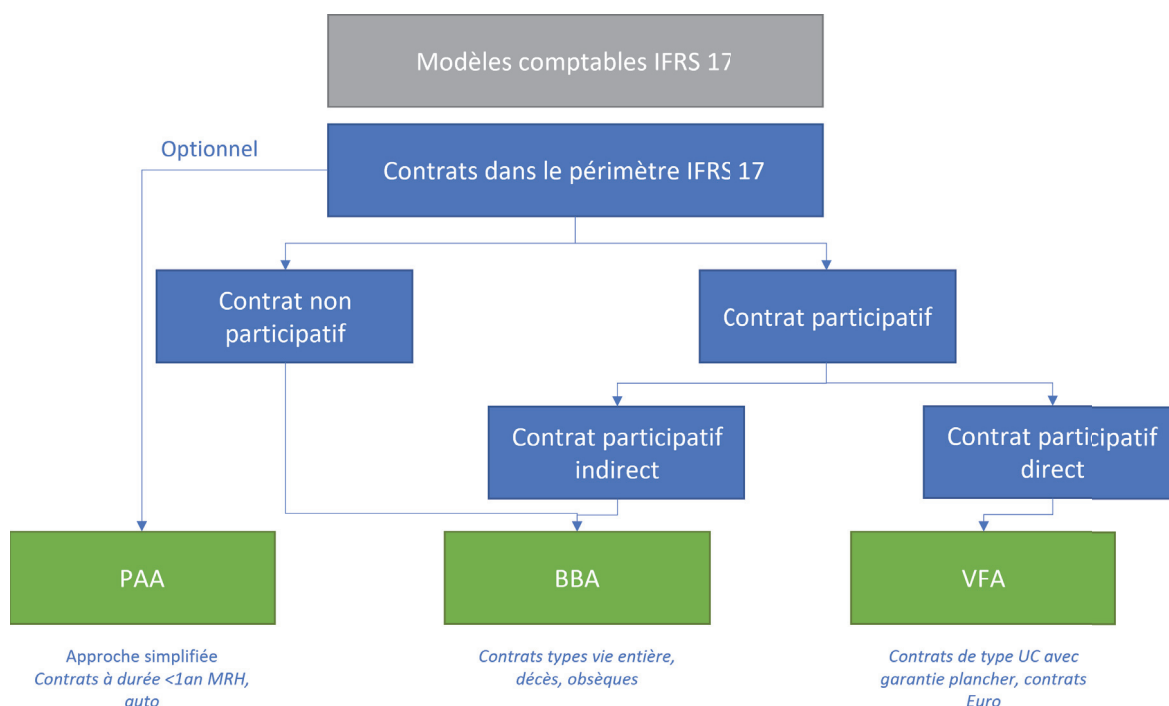


FIGURE 11 – Synthèse des modèles comptables

ne résulte pas tant de la différence entre les primes et les prestations que du droit de l'assureur à être rémunéré pour sa gestion de l'épargne confiée.

La norme IFRS 17 prévoit également une simplification du modèle générale appelé le *Premium Allocation Approach* (PAA). Il s'agit d'une approche facultative, qui est applicable pour les contrats avec une période de couverture inférieure à 1 an. L'entité peut également opter pour la PAA, si l'application de ce modèle est une bonne approximation du modèle BBA. Nous détaillerons les modalités du VFA et du PAA dans la présente section. La figure 11 synthétise les différents modèles comptables et leur cadre d'application.

Premium Allocation Approach

Le modèle *Premium Allocation Approach* (PAA) est un modèle optionnel pour des contrats courts, de couverture d'un an ou moins, ou dont les résultats de la modélisation en PAA ne diffèrent pas significativement de ceux en modèle général. Au vu des présentations à destination des investisseurs, publiées par plusieurs grands organismes en fin d'année 2022 (voir par exemple [44]), le modèle PAA semble se désigner comme le modèle principal dans le cadre des garanties d'assurance non-vie. Cette sous-section a pour objectif de rappeler les concepts fondamentaux du modèle simplifié. Ce dernier n'étant pas un sujet majeur des articles de cette thèse, nous n'en donnerons pas une présentation exhaustive.

L'objectif du modèle comptable PAA est de simplifier l'évaluation de la LRC (i.e. provisions au titre de la couverture restant à fournir). Rappelons que sous le modèle général (c.f. section 2.5), le passif de l'entité est modélisé comme la somme d'une *Current Value*, un *Risk Adjustment* et une *Contractual Service Margin* (dans le cas où le contrat est profitable). Cette CSM, qui représente les résultats futurs est ensuite amortie sur la période de couverture du contrat. S'appliquant généralement à des contrats de courte durée (≤ 1 an), le modèle PAA vise à s'exempter de la modélisation de la CSM. Sous ce modèle simplifié, la prime est allouée en fonction du service rendu.

La condition d'éligibilité à la PAA est composée de deux critères, non cumulatifs, lors de la comptabilisation initiale des contrats (voir §53 dans [44]) :

- Les résultats obtenus par le biais de l'approche simplifiée ne diffèrent pas de façon matérielle

de ceux qui seraient obtenus dans le modèle général ; ou

- La période de couverture des contrats d'assurance à la date de première comptabilisation (au regard de la frontière des contrats) est inférieure ou égale à 1 an.

Notons qu'il n'y a pas besoin de justifier l'éligibilité au PAA pour les contrats ayant une durée de couverture inférieure à un an. Dans le cas contraire, la mise en œuvre du modèle PAA nécessite de démontrer que les résultats entre le modèle général et simplifié sont équivalents. Ce critère n'est pas respecté si, à la souscription du groupe de contrats, une entité s'attend à une variabilité significative des engagements avant la survenance des sinistres. Cette variabilité concerne par exemple (c.f. §54 dans [44]), l'ampleur des flux de trésorerie futurs liés aux dérivées incorporées et la durée de couverture du groupe de contrat. L'entité doit par ailleurs appliquer son propre jugement pour l'interprétation de la notion "de façon matérielle". Les éléments pouvant conduire à une différence significative entre le PAA et le modèle général concernent principalement les modalités de reconnaissance de la CSM, d'estimation des cash-flows futurs, ainsi que les effets d'actualisation.

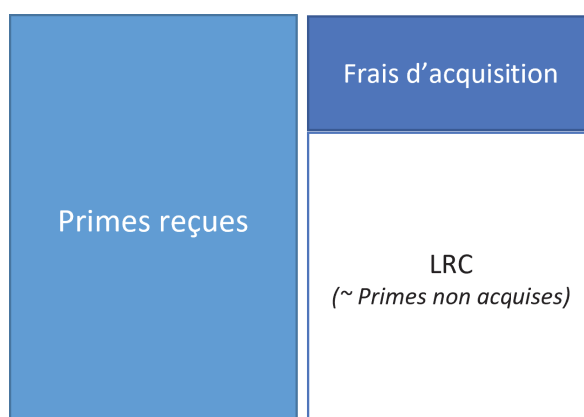


FIGURE 12 – Définition de la LRC en PAA

Les modalités d'évaluation des provisions pour la période de couverture (LRC) diffèrent de la comptabilisation de celles-ci dans le cadre du modèle général. L'application du modèle comptable PAA suppose que le groupe de contrat est profitable à l'initialisation. Dans ce cas, la LRC du groupe de contrats à la souscription est composée de (c.f. §55 dans [44]) :

- La prime reçue (encaissée) à la date de première comptabilisation ;
- Diminuée des frais d'acquisition, sauf si l'entité décide de pas les prendre en compte et de les passer en charge (dans le cas où la période de couverture est inférieure à un an).

Dans le cas où des faits ou des circonstances indiquent que le contrat n'est pas profitable, l'assureur doit calculer une composante de perte en utilisant une méthodologie semblable à celle du modèle général. La composante de perte est alors calculée comme la différence entre la prime et les charges liées au contrat : BE de prestation et de frais, RA et les autres frais et la LRC en PAA définie ci-dessus. Pour contrat *onerous*, l'entité devra donc comptabiliser une composante de perte et augmenter la LRC au bilan de ce même montant.

À la fin de chaque période de présentation de l'information financière ultérieure, la valeur comptable de la LRC est obtenue en ajustant à sa valeur comptable à l'ouverture des éléments suivants (voir §55(b) dans [44]) :

- les primes reçues au cours de la période,
- les flux de trésorerie liés aux frais d'acquisition, sauf si l'entité choisit de comptabiliser ces paiements en charges,
- tout montant comptabilisé en charges dans la période de présentation de l'information financière en raison de l'amortissement des flux de trésorerie liés aux frais d'acquisition ; sauf si l'entité choisit de comptabiliser les flux de trésorerie liés aux frais d'acquisition en charges comme dans le point précédent,

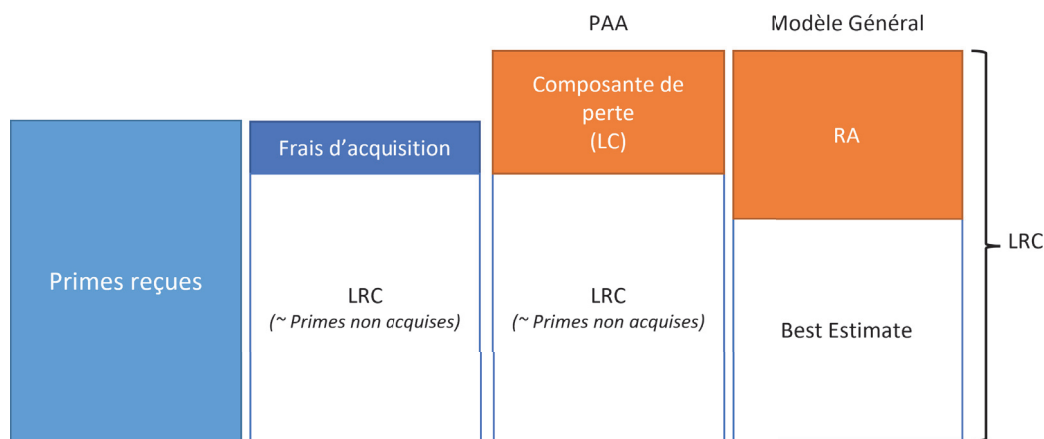


FIGURE 13 – Cas des contrats *onerous* en PAA

- tout ajustement apporté à un composant financement,
- le montant comptabilisé à titre de produit des activités d'assurance pour les services fournis durant cette période,
- tout composant investissement payé ou transféré au passif au titre des sinistres survenus.

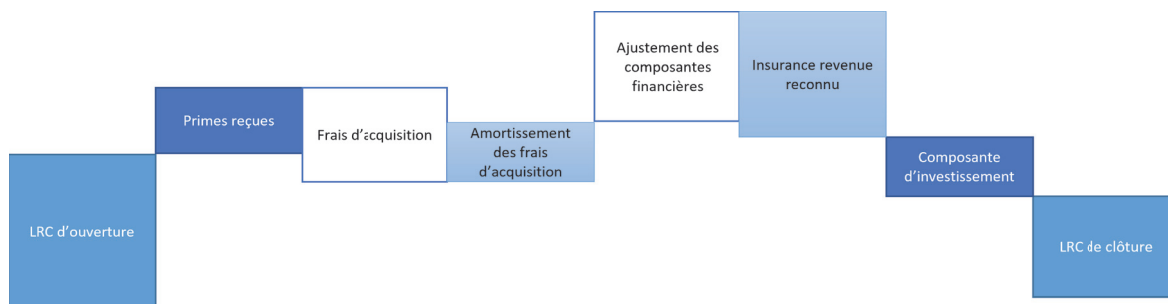


FIGURE 14 – Subsequent Measurement de la LRC en PAA

Les provisions pour les sinistres déjà survenus (LIC) sont traitées de la même façon que dans le modèle général. Pour rappel, la LIC est composée du BE de sinistres (estimations des cash-flows futurs actualisés) et du RA associé. La LIC est donc un équivalent de la PSAP, qui sera ajusté à chaque période de la nouvelle survenance de sinistres non réglés, des règlements de sinistres et de frais ainsi que le relâchement du RA.

Variable Fee Approach

Pour les contrats dits avec participation directe aux bénéfices, l'entité doit appliquer un modèle comptable spécifique appelé la Variable Fee Approach (VFA). Ce modèle consiste à rapprocher le contrat d'assurance à un élément financier ayant une composante d'investissement et à considérer que tout prélèvement sur cette composante constitue des frais variables pour rémunérer les services fournis. La principale différence entre le modèle VFA et le modèle général est que la CSM est impactée des variations du contexte économique dans le premier modèle contrairement au modèle général. Un contrat participatif comptabilisé en BBA verra, en effet, l'intégralité des variations de marges futures liées à des changements financiers impacter directement le compte de résultat. Ces variations, lorsqu'elles concernent un contrat participatif comptabilisé en VFA, impactent directement la CSM et ce n'est qu'après l'amortissement de celle-ci qu'elles se retrouvent dans le compte de résultat.

Afin d'être éligible à la VFA, un contrat doit être participatif direct. Les contrats d'assurance avec participation directe sont des contrats d'assurance qui, en substance, constituent des contrats pour des services liés à l'investissement, dans lesquels l'entité promet un rendement en fonction

d'éléments sous-jacents. Ils sont donc définis dans le §B101 comme des contrats d'assurance dans le cas desquels :

- les modalités contractuelles précisent que le titulaire a droit à une part d'un portefeuille d'éléments sous-jacents clairement défini ;
- l'entité s'attend à verser au titulaire une somme correspondant à une part substantielle du rendement obtenu sur la juste valeur des éléments sous-jacents ;
- l'entité s'attend à ce que toute variation des sommes à verser au titulaire soit attribuable, dans une proportion substantielle, à la variation de la juste valeur des éléments sous-jacents.

Les caractéristiques de participation des contrats font que les contrats d'assurance avec participation directe sont des contrats au titre desquels l'entité a envers le titulaire une obligation qui correspond à l'écart net entre les éléments suivants :

- l'obligation de verser au titulaire une somme correspondant à la juste valeur des éléments sous-jacents ;
- des honoraires variables que l'entité déduit en contrepartie des services futurs prévus au contrat d'assurance et qui correspondent à la différence entre les éléments suivants :
 - le montant correspondant à la part revenant à l'entité de la juste valeur des éléments sous-jacents,
 - les flux de trésorerie d'exécution qui ne varient pas en fonction des rendements d'éléments sous-jacents.

Rappelons par ailleurs que le choix du modèle comptable se fait "at inception" et n'est en général pas modifiable durant les clôtures ultérieures. En d'autres termes, la classification des contrats en VFA se fait à l'émission des contrats et n'est pas réévaluée⁷. L'effet des taux garantis est ainsi à considérer à l'aune des conditions financières observées à la souscription des contrats. Cela signifie que même pour des contrats avec taux minimum garanti (TMG) très fortement en dehors de la monnaie, le stock de contrats sera comptabilisé en VFA, cela pouvant être justifié par les conditions économiques au moment de la souscription.

En pratique, en prenant le cas du marché français comme exemple, le modèle VFA s'applique pour les contrats d'épargne mais dépendra fortement des caractéristiques propres à chaque type de contrats. En effet, si pour les contrats Euro la classification en VFA est assez naturelle, les contrats UC peuvent être classés en VFA uniquement si ceux-ci comprennent une garantie d'assurance. Autrement, ces contrats sont considérés comme des contrats d'investissement et sont donc comptabilisés sous IFRS 9 (c.f. section 2.3). Les assureurs en France considèrent par ailleurs que les contrats Multi-Support peuvent être classés en VFA même si la part UC ne dispose pas de garanties d'assurance. Cela peut être justifié par la présomption de non-séparation des garanties assurantielles étroitement liées d'un même contrat du fait des arbitrages. Cela nécessite toutefois de pouvoir rapprocher les garanties Euro et UC d'un même contrat, ce qui n'est pas toujours automatique dans les modèles des assureurs.

Il est à noter que le recours à la méthode VFA ne s'applique pas pour les acceptations et cessions en réassurance, y compris lorsque les contrats sous-jacents sont participatifs directs et donc comptabilisés en VFA. Dans ce cas, la norme prévoit un de comptabiliser ces contrats en appliquant le modèle général. Notons néanmoins que pour ces contrats, les changements dans les hypothèses concernant le risque financier ont une incidence substantielle sur les cash-flows versés. De ce fait, la norme prévoit un traitement différent pour le calcul des charges financières comparé aux autres contrats (voir §B132 dans [44]). Cette variante du modèle général est communément appelée *Modified BBA*, *Modified GMM* ou encore BBA modifié. Dans le cadre de cette thèse, nous nous concentrons uniquement sur le modèle VFA dont une interprétation mathématique est proposée dans le chapitre 4. Les modalités de calcul du BBA modifié et ses divergences avec le VFA ne seront pas développées dans cette thèse.

7. Sauf si les modalités du contrat d'assurance sont modifiées et que le contrat ne respecte plus les critères d'éligibilités au VFA (voir §72 dans [44])

Le modèle comptable VFA se compose également d'une première comptabilisation, dont les principes d'évaluation des engagements de l'assureur sont similaires à ceux du modèle général, et des évaluations ultérieures. Seules ces dernières requièrent des dispositions spécifiques pour refléter les particularités des contrats participatifs. Aussi, toutes les variations d'hypothèses futures (y compris financières) sont compensées en CSM tant que celle-ci reste positive. La CSM évolue en fonction de la part de l'assureur dans les actifs sous-jacents. Nous noterons d'ailleurs que le résultat financier est théoriquement nul car les produits financiers (comptabilisés sous IFRS 9) sont compensés par les charges d'intérêts du passif (comptabilisés sous IFRS 17). Le résultat est donc exclusivement un résultat de souscription⁸.

Initial Measurement À la première comptabilisation, l'entité évalue les fulfillment cash flows (FCF) de façon similaire au modèle général. Le bloc des FCF se compose alors du *Best Estimate* des cash-flows entrant et sortant, y compris les frais, et de l'ajustement de risque. Ces FCF sont ensuite soustraits à la valeur de marché des actifs sous-jacents (i.e. prime déjà reçue et placée sur les marchés). Dans le cas où ce montant est positif, l'entité constitue une CSM, le cas échéant, elle constitue une composante de perte.

L'estimation du *Best Estimate* dans le cadre des contrats participatifs directs se fait en général par le biais de modèles ALM. Ses outils se basent sur des données et hypothèses concernant le portefeuille d'actifs, des Model Points pour les passifs, des décisions de gestion afin de projeter les cash-flows futurs. Une valorisation de BE avec évaluation des coûts d'options et garanties est réalisée grâce à des générations de scénarios économiques stochastiques. Plusieurs entités ont fait le choix de garder les mêmes modèles ALM pour les produits épargne entre les deux référentiels comptables Solvabilité II et IFRS 17. Seules certaines hypothèses en inputs (courbe des taux, ...) varient entre les exécutions pour les deux normes.

Notons néanmoins que la notion de frontières des contrats peut diverger entre les deux réglementations. Comme présenté dans la section 2.5, la frontière des contrats IFRS 17 considère tous les flux de trésorerie que l'entité peut contraindre l'assuré à payer ou que l'entité a l'obligation de payer à l'assuré (i.e. le service que l'entité est contrainte de rendre à l'assuré). Cela introduit une différence importante avec Solvabilité II qui, tout comme les comptes sociaux, ne considère pas les versements futurs non programmés. La prise en compte des versements libres dans le cadre des projections IFRS 17 est au cœur des débats, ceux-ci représentent une part considérable du chiffre d'affaires lié un contrat. La plupart des assureurs de place ne disposaient pas de fonction de projection des versements libres dans leurs modèles ALM, cette fonctionnalité n'étant pas nécessaire dans le cadre Solvabilité II. Néanmoins, au vu des nombreuses discussions entre les acteurs, un consensus au niveau du marché français semble se dessiner pour intégrer les versements libres dans les projections des cash-flows futurs (voir [26]). Nous ne rentrerons pas dans les détails de la modélisation des versements libres et l'impact de ceux-ci dans la rentabilité des contrats épargne vie. Dans un souci de simplification des notations, nous considérons dans le chapitre 4 des contrats avec une prime unique versée à la souscription. Une extension des résultats de ce papier en intégrant des versements libres est laissée pour de futurs travaux de recherche.

Comme discuté dans la section 2.4, l'IASB prescrit aux assureurs un calcul de la CSM à une granularité fine : portefeuille × génération de souscription × profitabilité. Si l'application de la notion de portefeuille ne doit pas poser de problème pour les organismes d'assurance dans la mesure où ils s'aligneront sur les mailles de reporting internes déjà existantes, ce n'est pas le cas des notions nouvelles de cohortes annuelles et de profitabilité. Dans le cadre des contrats épargne vie, les deux notions sont d'ailleurs assez proches. En effet, l'environnement de taux bas qu'a connu le marché durant ces précédentes années a énormément impacté la profitabilité des vieilles cohortes en portefeuille qui garantissait des taux de revalorisation relativement élevés comparés aux contrats souscrits

8. Cette disposition est vraie en cas d'application de l'option OCI (i.e la possibilité de décomposer les charges d'intérêts entre le P&L via l'Interest finance expenses et les fonds propres via l' Others comprehensive income) ce qui, au vu des communications à destination des investisseurs effectués par plusieurs grands organismes, est une pratique de marché en VFA

pendant la baisse des taux. Par ailleurs, la norme IFRS 17 introduit dans les paragraphes B67 à B71 la notion de “*Contracts with cash flows that affect or are affected by cash flows to policyholders of other contracts*”. Cette notion est connue également sous le nom de *risk sharing* ou, quand on s'intéresse à des contrats de différentes générations de souscriptions la *mutualisation intergénérationnelle*.

La détermination de la contribution marginale des cohortes lorsque celles-ci sont gérées dans un pool commun a été un des sujets les plus controversés dans le cadre de la mise en place de la norme IFRS 17. Plusieurs échanges ont eu lieu entre les différentes parties prenantes sur ce sujet depuis la publication de la norme en 2017 qui ont conduit finalement au vote d'une option d'exemption de l'exigence de la maille par cohorte lors de l'adoption de la norme en Europe. Bien que le calcul de la CSM pour chaque génération de souscription ne soit plus obligatoire pour les assureurs européens, il paraît nécessaire de se pencher sur la modélisation de celle-ci pour plusieurs raisons. Tout d'abord, plusieurs entités soumises à IFRS 17 peuvent, en raison d'homogénéité des process avec leur filiales non européennes ou par souci de comparabilité dans les marchés internationaux, choisir de ne pas appliquer l'option d'exemption. De plus, la valorisation du New Business (i.e. nouveaux contrats souscrits dans l'année) sous IFRS 17 suppose la détermination de la contribution de chaque cohorte afin de mesurer au mieux la rentabilité des contrats souscrits sur la période. La valeur du New Business est un indicateur clé déjà suivi par plusieurs acteurs du marché. Enfin, il nous parut important d'examiner dans le cadre de cette thèse l'impact du carve out sur le reporting des entités.

Le chapitre 4 se penche sur la problématique d'allocation de la CSM pour un contrat épargne vie à la maille des cohortes. Il y est en particulier montré que dans le cadre d'un modèle comptable IFRS 17 (ici le VFA), cette problématique intervient dans le cadre de la comptabilisation initiale du New Business. En effet, il ne s'agit pas réellement d'allouer une CSM du portefeuille calculée en fin de période à une maille de groupes de contrats, mais plutôt de déterminer la CSM marginale du New Business lors de l'Initial Measurement de celui-ci. Les écarts sur le stock qui seraient dus à l'ajout du New Business sont quant à eux traités en Subsequent Measurement dans le cadre de la réconciliation des CSM. Dans l'article, nous ne considérons donc que deux cohortes : un stock souscrit en premier, puis un New Business souscrit un an plus tard. C'est lors de la souscription du New Business qu'intervient le mécanisme de mutualisation intergénérationnelle où l'arrivée d'une nouvelle cohorte de souscription impacte les cash-flows estimés pour le stock. Ces contrats étant gérés dans un pool commun, chaque cohorte peut bénéficier des gains ou endosser les pertes générées par les autres cohortes. De ce fait, la valeur d'une cohorte sachant qu'elle appartient à un portefeuille est différente de sa valeur si elle était seule dans ce portefeuille. L'objet de l'article est donc de déterminer la valeur de chaque cohorte en tenant en compte l'effet du risk sharing. Notons que dans l'article, les notions de "groupes de contrats" et de "générations de souscription" sont supposées identiques, en phase avec les considérations pratiques.

Inspirés des exemples discutés durant le meeting de l'IASB en février 2020 [43], les travaux de l'article opposent deux approches :

- **Application du §B68**⁹ : approche qui consiste à exclure les interactions entre groupes de contrats dans la comptabilisation des flux de trésorerie ;
- **Sans application du §B68** : cette approche connue aussi sous le nom de mutualisation générale, consiste à conserver l'effet du risk sharing entre les groupes de contrats.

La première approche a pour principal inconvénient une grande difficulté opérationnelle de sa mise en place. Les modèles de gestion d'actifs regroupent généralement l'ensemble des actifs au sein d'un

9. B68 : Ce sont parfois sur les flux de trésorerie destinés aux titulaires de contrats d'assurance compris dans d'autres groupes que de tels contrats d'assurance ont une incidence. Les flux de trésorerie d'exécution affectés à chaque groupe reflètent la mesure dans laquelle l'entité subit l'incidence des flux de trésorerie attendus des contrats du groupe, que ces flux de trésorerie soient destinés aux titulaires de contrats d'assurance de ce groupe ou d'un autre groupe. Ainsi, les flux de trésorerie d'exécution affectés à un groupe :

- (a) comprennent les sommes à verser, au titre de contrats existants, aux titulaires de contrats d'assurance d'autres groupes, qu'il soit prévu de verser ces sommes à des titulaires actuels ou futurs ;
- (b) excluent les sommes à verser aux titulaires de contrats d'assurance de ce groupe qui sont incluses, en application de (a), dans les flux de trésorerie d'exécution d'un autre groupe.

fond général. La gestion de ce fond ne tient pas compte de l'année de souscription ni de la profitabilité des groupes dont sont issues les primes d'assurance. La redistribution des rendements financiers ne tient pas non plus compte de ces critères. L'approche par mutualisation globale semble donc à première vue plus pertinente et facile à mettre en œuvre. Le board de l'IASB a d'ailleurs noté cette difficulté dans l'article BC138 de Basis for conclusions [41] mais prescrit aux assureurs de s'assurer que les résultats issus d'un calcul global sont identiques à ceux obtenus en appliquant l'approche de l'article B68. Par ailleurs, comme nous le démontrons dans l'article, cette approche présente l'inconvénient d'ajouter des ajustements supplémentaires pour tenir compte de l'impact du New Business sur la CSM du stock.

Afin de mieux interpréter ces deux approches il semble nécessaire de donner un sens mathématique à la notion de risk sharing. Les deux cohortes, stock et New Business (NB dans la suite), modélisées dans l'article sont caractérisées par des conditions contractuelles (taux minimum garanti, âge des souscripteurs, ...) et évoluent dans un contexte exogène drivé par des hypothèses financières (drift, volatilité, ...) et non-financières (mortalité, rachat, ...). Le débat sur la séparation des cohortes ayant principalement porté sur la participation aux bénéfices issus des rendements de l'actif, seule la partie financière du modèle comporte ici du risk sharing. De plus, en phase avec les considérations pratiques discutées ci-dessus, l'actif n'est pas cantonné contrairement au passif. De ce fait, déterminer les résultats futurs attendus (i.e. Value in Force) pour chaque cohorte revient, et ce peu importe la méthode utilisée, à déterminer la valeur des engagements à cette même maille. Nous noterons alors L_{sub} la valeur des engagements futurs lié à la sous-partie du portefeuille *sub* (ici $sub = stock$ ou NB). Le risk sharing implique alors que la valeur du stock peut être amenée à changer suite à l'ajout du NB, et vice versa. Cette valeur dépend principalement du taux de rendement servi à la cohorte, nous supposons donc que ce dernier va lui-même dépendre du portefeuille ou sous-partie du portefeuille et nous le notons r_{sub} . La table 3 la définition des valeurs du stock et du NB suivant l'approche utilisée.

	Stock	NB
Avec §B68	$L_{Stock}(r_{Stock})$	$L_{Stock+NB}(r_{Stock+NB}) - L_{Stock}(r_{Stock})$
Sans §B68	$L_{Stock}(r_{Stock+NB})$	$L_{NB}(r_{Stock+NB})$

TABLE 3 – Synthèse des valeurs des engagements Stock et NB par approche d'allocation

Les cohortes considérées dans le papier sont supposées souscrites en début de la période de clôture. L'Initial Measurement du NB, souscrit au début de période s (noté dans l'article BoP pour Beginning of period ou $(s - 1)^+$), se fait donc sous les mêmes hypothèses qu'à la fin de la période de clôture $s - 1$. De ce fait seul l'effet de risk sharing va différencier les résultats obtenus par l'une ou l'autre des approches considérées. Notons que la valorisation des passifs devant être market consistent (voir section 1.4), le taux sans risque (ou drift noté f dans l'article) ne peut pas varier suite à l'ajout du NB. Ainsi, l'effet du risk sharing est intégralement capté par la volatilité de l'actif financier.

Un deuxième effet, lié quant à lui à l'impact du changement des hypothèses financières sur la rentabilité (e.g baisse de la rentabilité des cohortes à TMG élevé lorsque les taux baissent), est capté durant les évaluations ultérieures. À la fin de la période s (ou EoP pour End of Period), les hypothèses financières et non financières (ici taux de mortalité P_{Death} et taux de rachat P_{Lapse}) évoluent et la CSM de chaque cohorte est ajustée en conséquence. Le schéma 15 résume la façon dont ces deux effets s'articulent et le changement des paramètres y afférents.

Subsequent Measurement Les mesures subséquentes introduisent la particularité du modèle VFA par rapport au modèle général. L'objectif reste néanmoins le même, à savoir faire évoluer chaque provision IFRS 17 de l'ouverture à la clôture tout en respectant les postes du compte de résultat qui doivent être impactés, en fonction de la nature des mouvements. Plusieurs méthodes peuvent être mises en place pour réaliser cette analyse de mouvement. Nous présentons ci-dessous les étapes constituant la méthode retenue dans l'article.

La première étape consiste à capitaliser les agrégats au taux sans risque du pas $s - 1$, c'est-à-dire à hypothèses attendues à la période précédentes. Cela va impacter le BE, la Valeur de marché (VM) de

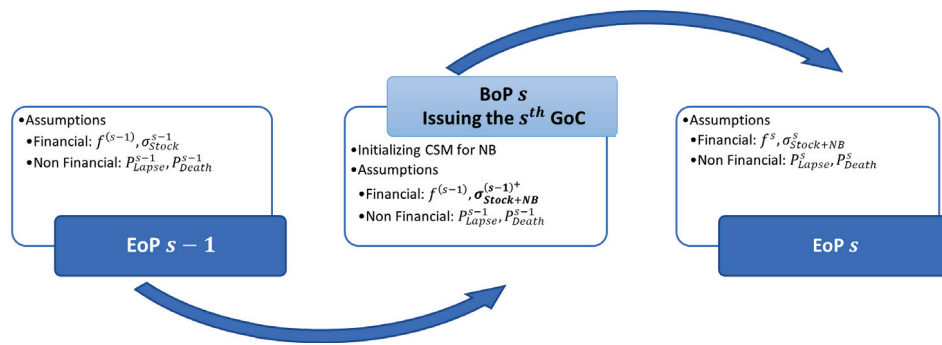


FIGURE 15 – Synthèses changements d'hypothèses sous VFA

l'actif et le RA (considéré nul dans l'exemple illustratif de l'article) pour refléter le passage du temps. Un second effet est capté durant cette étape, celui du relâchement de la *time value of options and guarantees* (TVOG). La TVOG se définit comme la valeur temps des options et garanties des contrats. Elle représente le niveau de risque pris par l'assureur dans le temps à cause de ses options et garanties et constitue une part non négligeable de la valeur du BE. Elle est définie mathématiquement dans l'article comme la différence entre le BE de l'assureur en prenant en compte toutes les trajectoires stochastiques de l'actif et le BE dans un scénario financier déterministe où le rendement est égal au taux sans risque. Le relâchement de la TVOG traduit la réduction mécanique de l'incertitude financière sur les cash-flows liés au passage du temps. Cette réduction du coût des options financières conduit à une réduction du BE. Des discussions ont eu lieu sur le marché en raison de divergences d'interprétation sur l'affectation de relâchement de TVOG sous forme de gain affectant la CSM et amorti sur la durée résiduelle du groupe de contrats ou plutôt en compte de résultat au travers du résultat financier. Nous avons opté pour la première option dans le cadre de l'article. La seconde étape consiste à retirer les flux espérés de l'exercice et ne garder donc que les flux futurs à partir de la fin de la période s . La dernière étape enfin consiste à capturer l'ajustement du fait des changements d'hypothèses financières et non financières.

	Modèle Général	VFA
Variation des hypothèses financières	Non compensée en CSM	Compensée en CSM
Variation des hypothèses non-financières	Compensée en CSM	
Charge d'intérêt de la CSM	Taux locked-in	Taux courant
Mouvements de la CSM	Publiés séparément	Peuvent être combinés

TABLE 4 – Principales différences entre GMM et VFA

Une fois l'analyse de mouvement des différentes provisions et de la VM de l'actif réalisée, les ajustements calculés servent, lorsqu'ils n'impactent pas le compte de résultat (voir section 2.7), à faire la réconciliation de la CSM ou, le cas échéant, la composante de perte. La CSM une fois ajustée est amortie en tenant compte du service rendu et la part amortie est reconnue en résultat. La Variable Fee Approach modifie les cas d'éligibilité de la CSM et le calcul des charges d'intérêt. Les changements d'estimation sur les flux futurs provenant de variations des conditions économiques et financières sont absorbés par la CSM en cas de solde suffisant. Par ailleurs, la charge d'intérêt de la CSM ainsi que sa désactualisation en compte de résultat sont réalisées au taux courant et non plus au taux défini dans le modèle général. La Table 4 synthétise les principales différences entre les traitements comptables du GMM et du VFA.

2.7 Présentation des états financiers

Le compte de résultat sous la norme IFRS 17 se décompose de la manière suivante :

- Un *insurance service result* (ou résultat des services d'assurance) comprenant :
 - L'*insurance revenue*

— *L'insurance service expenses*

— *Un insurance finance income or expenses* comprenant les charges et revenus financiers

		20XX
$A=a+b+c+d$	Insurance revenue	
<i>a</i>	CSM for the service provided	
<i>b</i>	RA for the risk expired	
<i>c</i>	Expected incurred claims & other expenses	
<i>d</i>	Recovery of acquisition expense	
$B=e+f+g$	Insurance service expenses	
<i>e</i>	Incurred claims and other expenses	
<i>f</i>	Acquisition expenses	
<i>g</i>	Others(changes)	
$C=A+B$	Insurance Service Result	
<i>D</i>	Investment income	
<i>E</i>	Insurance finance expenses	
$F=D+E$	Insurance Finance Result	
$G=C+F$	Profit or Loss	
<i>H</i>	Other Comprehensive Income	

TABLE 5 – Compte de résultat sous IFRS 17

Le montant de résultat reconnu en *Profit & Loss* (P&L) correspond à la somme du résultat de service d'assurance et du résultat financier d'assurance, y compris contrats de réassurance détenus (avant impôts). Les charges ou les produits des contrats de réassurance détenus doivent par ailleurs être présentés séparément des charges ou produits des contrats d'assurance émis. Le compte de résultat comporte de plus le montant des autres revenus globaux ou *Other Comprehensive Income* (OCI). Le montant total du compte de résultat est alors calculé comme la somme des résultats en P&L et OCI est calculé après impôts. Si l'entité choisit de ventiler le résultat financier d'assurance entre les composantes P&L et OCI, alors le montant OCI correspond à l'écart entre le résultat financier total comptabilisé sur la période et le montant comptabilisé en P&L déterminé selon une allocation du résultat systématique qui tient compte de la durée de couverture du groupe de contrats observé. Le compte de résultat IFRS 17, bien qu'éloigné de la plupart des normes de comptabilisation actuelles n'est pas fondamentalement différent des comptes de résultat déjà connus sous IFRS 4. Il est synthétisé dans la table 5, plus de détails concernant chaque poste sont discutés dans la suite.

Insurance revenue

L'entité doit présenter en résultat net les produits des activités d'assurance liés aux groupes de contrats d'assurance émis. Les produits des activités d'assurance doivent exprimer la prestation des services se rapportant à un groupe de contrats d'assurance par un montant qui correspond à la contrepartie à laquelle l'entité s'attend à avoir droit en échange de ces services.

Le montant de l'assurance revenue est un nouvel indicateur remplaçant le chiffre d'affaires et correspond aux primes reçues ajustées d'un effet lié à la valeur temps de l'argent. Par ailleurs, il doit être retraité des composantes de dépôt ou d'investissement (investment component) comme discuté dans la section 2.3. Pour rappel, cette composante de dépôt correspond par définition au montant qu'un contrat d'assurance oblige l'assureur à rembourser même si un événement d'assurance ne survient pas. Cette notion est principalement rencontrée en épargne vie car un assuré pourra récupérer un montant équivalent à sa provision mathématique (PM). En effet, l'évènement d'assurance dans ce cas étant souvent le décès de l'assuré, le capital constitué (PM) est alors reversé à ses ayants droit lorsque le décès survient. En cas de survie, l'assuré a alors la possibilité de récupérer le montant de sa PM en effectuant un rachat à sa convenance ou en attendant le terme de son contrat.

La reconnaissance des primes ne se fait pas lors de l'émission des contrats ou de l'encaissement comme en IFRS 4, mais selon un rythme différent en fonction des différents éléments venant en couverture de ces primes. La norme IFRS 17 considère que les primes viennent couvrir quatre éléments :

- Les cash-flows futurs moyens de sinistres et de frais directement liés aux contrats (BE);
- La variation de ces cash-flows, en termes de montant ou de timing, mesuré avec un certain niveau de d'incertitude (RA);
- Les frais d'acquisition liés au contrat qui ont déjà été payés;
- La marge future que l'assureur estime constater sur ce contrat (CSM).

L'assurance revenue, qui correspond donc à la(les) prime(s) liée(s) au contrat (à un effet d'actualisation près), sera reconnu en compte de résultat à un rythme différent selon ces quatre composantes. Les primes venant en couverture des flux de trésorerie seront constatées à un rythme identique à la survenance anticipée de la charge de sinistres et de frais (i.e. le passage en LIC anticipé une fois la couverture du risque expirée). La part des primes venant en couverture du *Risk Adjustment* (RA) seront reconnues selon le relâchement anticipé du risque (i.e. la variation de RA entre le calcul effectué à l'ouverture et le calcul effectué à la clôture). Enfin, les primes venant en couverture des frais d'acquisition et de la CSM sont reconnues selon les coverage units (c.f. section 2.5).

Une autre façon de définir la reconnaissance de l'assurance revenue selon le modèle général est de le voir comme une généralisation de l'écoulement de la Provision pour Prime Non Acquise (PPNA) en norme française pour l'assurance dommages. En effet, la norme IFRS 17, comme discuté dans la section 2.5, prévoit une provision pour prime dénommée LRC (Liability for Remaining Coverage) composée du BE, du RA et de la CSM, qui est reconnue en résultat selon une cadence donnée correspondant aux services rendus. De la même manière qu'en comptabilité française, la PPNA est écoulée selon le risque couvert sur la période. La différence entre les deux référentiels comptables réside principalement dans la prise en compte de l'actualisation sous IFRS 17 et des modalités de reconnaissance en résultat. En comptabilité française, et par conséquent en IFRS 4, il s'agit d'une reconnaissance prorata temporis, alors que le rythme de reconnaissance dépend du service rendu sous IFRS 17.

3 Focus sur le *Risk Adjustment*

3.1 Définition et périmètre de risques associé

Le *Risk Adjustment* (RA) ou ajustement pour risque non financier est défini dans la §37 de la norme IFRS 17 [44] comme l'indemnité que l'entité exige pour la prise en charge de l'incertitude entourant le montant et l'échéancier des flux de trésorerie qui est engendrée par le risque non financier. Le risque non financier est le risque découlant des contrats d'assurance autre que le risque financier, ce dernier étant inclus dans les estimations des flux de trésorerie futurs (i.e. Best Estimate) ou dans le taux d'actualisation utilisé pour ajuster les flux de trésorerie. Les risques couverts par l'ajustement du risque non financier sont le risque d'assurance (e.g. mortalité) et d'autres risques non financiers tels que le risque de rachat et le risque de frais. En théorie, l'ajustement au titre du risque non financier découlant des contrats d'assurance correspond à l'indemnité qu'exigerait l'entité pour qu'il lui soit indifférent de choisir l'une ou l'autre des options suivantes :

- l'acquittement d'un passif qui est associé à un éventail de résultats possibles découlant du risque non financier;
- l'acquittement d'un passif qui générera des flux de trésorerie fixes dont l'espérance mathématique de la valeur actualisée est la même que celle des contrats d'assurance.

Le paragraphe B87 donne l'exemple suivant : l'ajustement au titre du risque non financier correspond à l'indemnité qu'exigerait l'entité pour qu'il lui soit indifférent d'acquitter un passif dont le montant a — en raison du risque non financier — une probabilité de 50 % d'être de 90 € et une probabilité de 50 % d'être de 110 € ou d'acquitter un passif dont le montant est fixé à 100 €. Ainsi,

l'ajustement au titre du risque non financier fournit aux utilisateurs d'états financiers des informations sur la somme demandée par l'entité pour la prise en charge de l'incertitude entourant le montant et l'échéancier des flux de trésorerie qui est engendrée par le risque non financier.

Lors de ses premières réflexions concernant l'objectif du RA, le Board a conclu (voir §BC209 dans [41]) que celui-ci ne devrait pas représenter la compensation qu'un acteur du marché exigerait pour supporter le risque non financier associé au contrat. En effet, le modèle d'évaluation n'est pas destiné à mesurer une valeur de revente ou une juste valeur, qui refléterait le transfert du passif à un acteur du marché, contrairement à la *Risk Margin* sous Solvabilité II. Par conséquent, l'ajustement pour risque non financier doit être déterminé comme le montant de la compensation que l'entité, et non un acteur du marché, exigerait. Le RA ne représente pas non plus le montant à ajouter au Best Estimate et qui fournirait ainsi un degré élevé de certitude sur le fait que l'entité soit en mesure de respecter ses engagements. Bien qu'un tel montant puisse être approprié à certaines fins réglementaires (par exemple un SCR sous Solvabilité II), il n'est pas compatible avec l'objectif du Board qui est de fournir des informations qui aideront les utilisateurs des états financiers à prendre des décisions concernant leurs investissements au profit de l'entité.

En outre, étant donné que l'ajustement au titre du risque non financier correspond à l'indemnité qu'exigerait l'entité pour prendre en charge le risque non financier découlant de l'incertitude entourant le montant et l'échéancier des flux de trésorerie, cet ajustement reflète également ce qui suit :

- le niveau de l'avantage de diversification que l'entité inclut dans la détermination de cette indemnité ;
- les résultats favorables comme défavorables, d'une manière qui rend compte du degré d'aversion au risque de l'entité.

L'objectif du RA est d'évaluer l'effet de l'incertitude, autre que celle relative au risque financier, qui entoure les flux de trésorerie découlant de contrats d'assurance. Il doit donc refléter tous les risques non financiers découlant de contrats d'assurance, mais ne pas tenir compte des autres risques, tels que le risque général d'exploitation. Ainsi le risque opérationnel, au sens de la norme Solvabilité II, n'entre pas dans le périmètre du RA sous IFRS 17. Rappelons que le module "risque opérationnel" de la formule standard prend en compte le risque qui découle de pertes dues à des procédures, des membres du personnel ou des systèmes internes inadéquats ou défectueux, ou bien à des événements externes, selon un calcul fondé sur les facteurs.

Le RA doit être inclus dans l'évaluation du passif de l'entité de manière explicite, car il est conceptuellement distinct des estimations de flux de trésorerie futurs et des taux d'actualisation appliqués à ces flux de trésorerie. L'entité doit veiller à ne pas le comptabiliser en double ; par exemple, il ne doit pas être en outre inclus de manière implicite dans la détermination des estimations de flux de trésorerie futurs ou des taux d'actualisation. Les taux d'actualisation n'incluent d'ailleurs aucun ajustement implicite au titre du risque non financier (voir section 2.5).

3.2 Méthodes d'estimations du *Risk Adjustment*

La norme IFRS 17 ne précise pas la ou les techniques d'estimation à utiliser pour déterminer l'ajustement pour risque non financier. En effet, le Board a décidé qu'une approche basée sur des principes, plutôt que l'identification de techniques spécifiques, serait cohérente avec la façon de déterminer la prime de risque¹⁰ dans IFRS 13[37]. En outre, le Board a conclu que le fait de spécifier les techniques de calcul du RA serait en contradiction avec son souhait d'établir des normes IFRS fondées sur des principes. Aussi, étant donné que l'objectif de l'ajustement pour le risque est de refléter une perception du risque non financier propre à l'entité, le fait de spécifier un niveau d'agrégation incompatible avec le point de vue de l'entité serait également en contradiction avec cette exigence. Par conséquent, l'ajustement pour risque en vertu d'IFRS 17 devrait être déterminé sur la base du principe de la compensation qu'une entité exige pour supporter l'incertitude découlant du risque non financier inhérent aux flux de trésorerie résultant de l'exécution du groupe de contrats d'assurance. Selon ce

10. Compensation que cherchent à obtenir les intervenants du marché qui ont une aversion au risque pour supporter l'incertitude inhérente aux flux de trésorerie liés à un actif ou un passif. Aussi appelée "ajustement au titre des risques".

principe, l'ajustement au risque pour le risque non financier reflète tout avantage de diversification que l'entité prend en compte lorsqu'elle détermine le montant de la compensation qu'elle exige pour supporter cette incertitude. Des entités différentes peuvent déterminer des ajustements pour risque différents pour des groupes similaires de contrats d'assurance parce que l'ajustement pour risque non financier est une perception propre à l'entité, et non une perception de marché. En conséquence, pour permettre aux utilisateurs des états financiers de comprendre comment les évaluations de l'aversion au risque propres à l'entité peuvent différer d'une entité à l'autre, des informations doivent être fournies sur le niveau de confiance utilisé pour déterminer le RA. Ainsi, si une technique autre que le niveau de confiance est utilisée, sur la technique utilisée et sur le niveau de confiance correspondant à la technique.

La norme IFRS 17 ne précise pas le niveau, au sein d'un groupe d'assurance, auquel il convient de diversifier le risque pour le calcul du RA. Par conséquent, la question se pose de savoir si, dans les états financiers individuels d'une filiale, l'ajustement pour risque non financier doit refléter le degré de diversification des risques dont dispose l'entité ou que celle-ci peut bénéficier de l'effet de diversification du groupe consolidé. La norme ne précise pas non plus si, dans les états financiers consolidés d'un groupe d'entités, l'ajustement pour risque non financier émis par les entités du groupe doit refléter le degré de diversification des risques dont dispose uniquement le groupe dans son ensemble. Cette question a été discutée par le TRG en mai 2018 [69] et les résultats de la discussion sont les suivants :

- En ce qui concerne les états financiers individuels (i.e. propres à chacune des entités du groupe), le degré de diversification des risques qui se produit à un niveau supérieur à celui de l'entité émettrice (i.e. au niveau du groupe) doit être pris en compte si, et seulement si, il est pris en compte lors de la détermination de la compensation que l'entité émettrice exigerait pour supporter le risque non financier lié aux contrats d'assurance qu'elle émet. De même, la diversification des risques qui intervient à un niveau supérieur à celui de l'entité émettrice ne doit pas être prise en compte lors de la détermination de l'ajustement pour risque non financier si elle n'est pas prise en compte lors de la détermination de la compensation que l'entité émettrice exigerait pour supporter le risque non financier lié aux contrats d'assurance qu'elle émet.
- En ce qui concerne les états financiers consolidés au niveau groupe, l'avis de l'IASB reste le même qu'au niveau de l'entité individuelle parce que la détermination de la compensation que l'entité exigerait pour supporter le risque non financier lié aux contrats d'assurance émis est une décision propre à l'entité qui est partie au contrat (c'est-à-dire l'émetteur du contrat d'assurance). Cependant, des membres du TRG ont exprimé des points de vue divergents. Si certains d'entre eux sont en phase avec l'avis de l'IASB, d'autres membres suggèrent la mesure du RA devrait être différente suivant le niveau de reporting si l'entité émettrice exige une compensation, pour supporter le risque non financier, différente que celle exigée par le groupe consolidé. Les membres du TRG ont également observé que dans certains cas, la compensation qu'une entité exige pour supporter le risque non financier pourrait être isolée par l'allocation de capital dans un groupe d'entités.

En outre, étant donné que la norme IFRS 17 ne précise pas le niveau d'agrégation auquel déterminer l'ajustement pour risque non financier, la question se pose de savoir si l'ajustement pour risque non financier pourrait être négatif pour un groupe de contrats d'assurance. Cette situation pourrait, en théorie, se produire lorsqu'un bénéfice de diversification est réparti entre deux ou plusieurs groupes de contrats d'assurance et que la compensation liée au risque diversifié pour un groupe est alors négative, car l'assureur accepterait un prix inférieur pour la prise en charge de ces passifs étant donné qu'il réduit le risque pour l'entité dans son ensemble. La norme IFRS 17 n'indique pas de façon explicite qu'un ajustement du risque peut ou pas être négatif. Cependant, un ajustement pour risque négatif serait normalement inapproprié car il ne refléterait pas son objectif qui est de mesurer l'effet de l'incertitude sur les flux de trésorerie. Ainsi, un ajustement pour risque ne devrait-il pas réduire les flux de trésorerie liés à l'exécution en deçà de la valeur du *Best Estimate* des flux de trésorerie futurs attendus.

Dans l'*Exposure Draft* de 2010, l'IASB proposait trois approches afin d'évaluer le RA : la mé-

thode du coût du capital, la méthode dite du niveau de confiance basée sur une *Value at Risk* (VaR) et l'approche *Conditional Tail Expectation* (également dénommée TVaR). Pour autant, ces techniques n'ont pas été reprises explicitement dans la publication de la norme datant de mai 2017 où seuls des principes généraux sont évoqués. Les entités d'assurance soumises à IFRS 17 ont ainsi la possibilité de développer leur propre méthode de quantification du RA. Néanmoins, dans le cas où cette dernière ne correspond pas à une approche dite du "niveau de confiance", une explicitation de la méthode ainsi que la conversion du RA en seuil de confiance sont nécessaires (cf. §B92).

Des récentes présentations des grands groupes de l'assurance à destination de leurs investisseurs (voir [2, 4, 5, 11, 79]) montrent qu'un effort de rapprochement entre les référentiels comptables IFRS 17 et Solvabilité II a été effectué que ce soit en termes d'indicateurs (KPI) ou de méthodologies. On constate que plusieurs acteurs européens ont opté pour une méthodologie de calcul du RA par *VaR* qui s'inspire du calcul du SCR sous Solvabilité II, dans une logique de capitalisation des méthodes et outils du corpus ERM. C'est cette même méthode qui a été suggérée et étudiée dans le cadre de cette thèse, nous la détaillons davantage dans la sous-section 3.4.

De nombreuses méthodes de calcul du RA ont fait l'objet de discussions dans la littérature. La principale référence en la matière est la monographie de l'Association Actuarielle Internationale (AAI) [52] qui fournit des conseils de mise en œuvre détaillés pour les praticiens. Elle décrit également les techniques du RA les plus courantes, en particulier les méthodes du quantile et du coût du capital. Grâce à une interprétation mathématique des normes, Palmborg et al. [61] définissent un algorithme pour le calcul du résultat conformément à la norme IFRS 17. Le RA y est calculé à l'aide d'une approche du coût du capital sur plusieurs périodes introduite dans [20]. Une autre méthode a été fournie par Chevallier et al. [10], les auteurs introduisent un cadre simple et général pour estimer la probabilité de suffisance des provisions techniques dans un environnement IFRS 17 pour les produits d'assurance-vie en utilisant la volatilité et l'asymétrie des facteurs de risque. Miccolis et al. [58] ont choisi une méthodologie de Rehman-Klugman pour estimer les paramètres de la distribution du risque. La mesure de risque de Wang [75] est ensuite utilisée pour capturer l'ajustement du risque. Dans [78], les auteurs ont étudié la gestion des risques d'une police d'assurance automobile conformément aux exigences de la norme IFRS 17. En utilisant la distribution approximative avec la méthode bootstrap, les auteurs adoptent quatre approches quantiles pour calculer le RA : la *VaR*, la *TVaR*, la transformation de Wang et le coût du capital.

Toutefois, aucun rapprochement possible avec le cadre de Solvabilité II n'a été développé dans ces références. Un tel rapprochement a été étudié dans un champ d'application en assurance non-vie dans [18], où les auteurs réunissent, pour l'étude du risque de réserve, la vision à l'ultime de la norme IFRS 17 et celle à un an de Solvabilité II. Les approches analytiques basées sur des formules de [54] pour la vision à l'ultime, et [57] pour la vision à un an, ont été comparées par le biais résultats simulés. En outre, les visions à l'ultime et à un an ont été rapprochées en considérant une séquence de visions à un an jusqu'à extinction des engagements.

Les tentatives de rapprochement entre les deux normes majeures du marché de l'assurance, ont été la principale motivation de cette thèse. Les divergences entre celles-ci représentent un enjeu majeur lorsqu'il s'agit d'établir une cohérence entre les méthodologies de calcul des BE et marges pour risques dans les deux normes. Nous nous intéressons dans les sous-sections suivantes aux similitudes et points de divergences entre ces deux référentiels, en particulier en ce qui concerne les marges de risque.

3.3 Comparaison Solvabilité II et IFRS 17

Comme discuté dans la section 1.3, le cadre Solvabilité II a une vocation prudentielle alors que celui IFRS 17 a plutôt une vocation comptable, économique et de reporting. Ainsi, les objectifs des deux référentiels sont divergents. De plus, Solvabilité II s'inscrit dans une démarche prudentielle axée sur le bilan, à travers des projections du passif et de l'actif. Il n'existe d'ailleurs pas de compte de résultat sous Solvabilité II. Au contraire, IFRS 17 est plus axée sur le compte de résultat et apporte une vision tournée davantage vers le passif. C'est la norme IFRS 9 qui traite de l'actif, qui n'est d'ailleurs pas systématiquement comptabilisé en valeur de marché comme sous Solvabilité II.

Les deux référentiels comptables divergent en termes de frontières de contrat. Sous Solvabilité II, les contrats sont comptabilisés à partir de la date d'engagement. Sous IFRS 17, la première comptabilisation a lieu au plus tôt entre le début de la couverture, la réception de la première prime et la date à laquelle le contrat est reconnu déficitaire. La date de reconnaissance peut donc être différente sous les deux normes, notamment pour les contrats déficitaires. De plus, si selon les deux normes, les flux sont en dehors de la frontière lorsque l'assureur a la possibilité de modifier les primes ou les prestations pour prendre en compte une réévaluation du risque, la norme Solvabilité II ajoute comme condition de limite la possibilité pour l'assureur de se soustraire au contrat. De plus, une divergence pourrait exister concernant les versements libres en épargne. Ces derniers ne sont pas pris en compte sous Solvabilité II mais il n'est pas clairement écrit qu'ils doivent être exclus sous IFRS 17 et sont pris en compte par plusieurs acteurs. Sous Solvabilité II, les contrats doivent être regroupés par Line of Business (LoB). Ces LoB sont définies dans les spécifications techniques fournies par EIOPA. Sous IFRS 17, l'agrégation doit se faire par groupe de contrats et donc à un niveau de granularité plus fin.

IFRS 17		Solvabilité II
Lissage des profits sur la période de couverture	CSM	Valeur actuelle des profits futurs reconnue dès l'origine dans les capitaux propres
<ul style="list-style-type: none"> Les pertes sont immédiatement reconnues dans le résultat Les profits sont amortis via la CSM sur la durée de couverture (cf.2.5) 		<ul style="list-style-type: none"> Absence de la notion de CSM Les profits et les pertes du premier jour sont comptabilisés pour tous les contrats Les changements sont uniquement reconnus dans la période où ils se produisent
Portefeuille × Cohorte × Profitabilité	Granularité	Entité × <i>Line of Business</i>
Un décomposition à une maille fine qui permet un suivi détaillé des mouvements du passif		Contrats regroupables sous certaines conditions : <ul style="list-style-type: none"> Pas de différences significatives dans la nature et la complexité des risques Le regroupement de contrats ne crée pas une image faussée des risques Le regroupement de contrats doit produire approximativement les mêmes résultats qu'un calcul contrat par contrat
Amortis implicitement via le calcul de la CSM (à l'origine)	Frais d'acquisition	Immédiatement reconnu. Pas de différé.
Les frais d'acquisition attribuables au niveau du portefeuille sont inclus dans l'évaluation des cash flows futurs.		Les frais d'acquisition sont passés en charges lorsqu'ils sont engagés
3 méthodes (BBA, VFA, PAA)	Calcul des provisions	Formule Standard
Contrats regroupables sous certaines conditions : <ul style="list-style-type: none"> Les considérations concernant les techniques d'évaluation à utiliser sont similaires à Solvabilité II L'approche en "valeur de marché" est similaire à S2 		Le best estimate correspond à la moyenne des probabilités pondérées des cash flows futurs en tenant compte de la valeur temporelle de l'argent
<i>Top-down</i> et <i>Bottom-up</i>	Courbe des Taux	EIOPA
<ul style="list-style-type: none"> Aucune méthode prescrite mais deux approches suggérées Possibilité d'avoir des courbes de taux différentes pour chaque groupe de contrats 		Courbe des taux sans risque fournie par l'EIOPA.
Début de couverture	Frontières des contrats	Date d'engagement

Contrat comptabilisé dans les états financiers au démarrage de la garantie sauf si le contrat est identifié comme onéreux dès l'origine		Contrat comptabilisé à compter de la date d'engagement
---	--	--

TABLE 6: Principales différences entre Solvabilité II et IFRS 17

Sous la directive Solvabilité II, la courbe des taux à utiliser est une courbe des taux sans risque corrigée d'un ajustement pour volatilité et d'un ajustement pour risque de crédit. La courbe des taux sans risque ainsi que le niveau de la correction pour volatilité sont fournis par l'EIPOA. La norme IFRS 17 est moins précise et ne donne que des principes concernant les méthodes de détermination des taux. Le marché s'est orienté vers un rapprochement des méthodes IFRS 17 vers la méthode Solvabilité II. Toutefois, la courbe d'actualisation IFRS 17, devant tenir compte des caractéristiques des flux de passif, reste différente de son homologue. De plus sous Solvabilité II, tous les flux sont actualisés avec la même courbe alors que les calculs sous IFRS 17 peuvent utiliser une multitude de courbes. Dans le modèle général, l'ensemble des courbes antérieures doit être conservé puisque ces courbes servent au calcul des charges d'intérêt sur la CSM.

Items	Risk Adjustment	Risk Margin
Principe économique sous-jacent	Compensation attendue face à l'incertitude des flux futurs relative aux risques non financiers	Estimation fondée sur le transfert de l'ensemble des engagements d'assurance à une autre entreprise d'assurance
Méthodologie	Aucune méthode spécifiée : nécessité néanmoins de communiquer en tous les cas un seuil de confiance associé au RA	Méthode du coût du capital
Paramétrage	Seuil, mesure de risque et méthodologie à définir en fonction de l'aver-sion au risque de l'entité d'assurance (B88.b)	Coût d'opportunité paramétré à 6% et appliqué à la valeur actuelle nette des SCR prospectifs sous-jacents au calcul. Seuil de confiance de 99,5% implicite au calcul des SCR
Horizon de risque	Doit recouvrir la durée des engagements	Vision à un an
Périmètre de risques	Risques non financiers relatifs aux contrats d'assurance	Risques de souscription, risque de contrepartie et risque opérationnel
Frontière de contrat	Projection des primes futures dès lors que l'entité d'assurance peut exiger le paiement de la prime ou qu'elle est dans l'obligation de délivrer le service	Projection des primes futures jusqu'à la date à partir de laquelle l'assureur à la possibilité unilatérale de résilier
Granularité	Portefeuilles x groupes de contrats	Lignes de business

TABLE 7 – Principales différences entre RA et RM

L'ensemble des gains et pertes à l'origine sont, sous Solvabilité II, directement enregistrés en fonds propres. Avec l'introduction de la notion de CSM, IFRS 17 exige une reconnaissance des gains tout au long de la période de couverture (excepté pour les pertes qui sont comptabilisées directement en résultat). Par la suite, lorsque des changements d'hypothèses sont effectués, leur effet est directement comptabilisé en fonds propres sous Solvabilité II. Sous IFRS 17, ces modifications peuvent venir impacter la CSM, l'impact est donc enregistré tout au long des années de couverture restantes. Les principales différences entre les deux référentiels sont présentées dans la Table 6.

Néanmoins il est à souligner que l'approche du provisionnement IFRS 17 a été conçue pour se rapprocher d'une vision économique telle que celle élaborée dans le cadre de Solvabilité II. L'analogie

entre les deux normes reste donc d'autant plus pertinente qu'elle constitue un enjeu de synergies opérationnelles pour les assureurs. Une première similitude entre les deux normes réside dans la notion de *Best Estimate*. En effet pour les deux référentiels, les méthodes de calcul sont fondées sur une projection de flux actualisés et probabilisés. Nous noterons d'ailleurs que dans les deux cas, le modèle de valorisation est unique, quelle que soit l'activité exercée par l'organisme assureur (Vie ou Non Vie). Remarquons aussi que dans ces deux référentiels, les paramètres et hypothèses sont ajustés à chaque clôture, afin de tenir compte du critère de *market consistency* commun aux deux normes. Enfin, qu'il s'agisse de Solvabilité II ou d'IFRS 17, nous cherchons dans les deux cas à valoriser un passif qui tient compte des risques particuliers auxquels s'exposent les organismes assureurs concernés.

Le *Risk Adjustment* (RA) tel que défini par la norme IFRS 17 semble jouer un rôle similaire à celui de la *Risk Margin* (RM) sous Solvabilité II. Cependant, malgré leur proximité, les deux notions de RA et de RM respectivement associées aux référentiels IFRS17 et Solvabilité II, de nombreuses nuances modulent l'évaluation de ces quantités. Une différence majeure entre ces deux concepts se trouve au niveau du leur calcul même. En effet, la formule standard de Solvabilité II impose un calcul de la *Risk Margin* en coût du capital. La table 7 synthétise les différences entre les deux notions de RA et RM.

3.4 Adaptation du *Solvency Capital Requirement* pour le calcul du *Risk Adjustment*

Les différents travaux de cartographie des risques menés sous Solvabilité II, notamment pour le calcul du *Solvency Capital Requirement* (SCR), et plus généralement dans tout le dispositif ERM, ont permis aux acteurs de marché de progresser de façon considérable dans la décomposition de leurs risques d'assurance. Aussi, dans la perspective d'une évaluation du *Risk Adjustment* (RA), il apparaît fondamental de lister de façon exhaustive les diverses sous-catégories de risques. Par exemple, le risque de réserve en assurance non-vie recouvre en général deux composantes du type *process error* et *estimation error*. C'est également le cas des risques de mortalité et de longévité qui sont le plus souvent dissociés en *trend risk*, *volatility risk* et *level risk*. Parmi ces sous-risques, certains se révèlent être plus impactant sur le résultat de l'entité d'assurance et d'autres sur son bilan. Savoir inventorier ces sous-risques et assimiler la manière dont ils s'articulent autour de l'activité de l'assureur se révèle important pour la maîtrise du risque et de son impact.

Dans le cas d'une composante de type *volatility risk*, les impacts sont essentiellement constatés au niveau du résultat et par là même neutralisés au-delà de la première année dans les modèles internes Solvabilité II. La prise en compte sous IFRS 17 de la durée des engagements pour un calcul du RA renforce significativement la matérialité de ces sous-risques. Il apparaît ainsi nécessaire de développer des méthodologies dédiées permettant de rendre compte de tels impacts de manière adéquate.

Afin d'éviter de démultiplier les travaux de production IFRS 17 et Solvabilité II, nous proposons dans le cadre de cette thèse une méthode permettant d'exploiter les calculs de Solvabilité II pour dériver le RA sous IFRS 17. Nous nous intéressons plus particulièrement à la méthodologie du calcul du SCR et visons à adapter celle-ci au calcul du RA. La formalisation de cette approche est l'une des principales contributions de cette thèse et est développée dans les chapitres 1 et 2. Dans ce cadre, le *Risk Adjustment* va correspondre alors à une *VaR* sur la distribution du *Best Estimate* à un seuil qui représente l'appétence au risque de l'assureur.

$$RA = \left(VaR_{\alpha}(\widetilde{BE}) - \mathbb{E}[\widetilde{BE}] \right)_{+} \quad (9)$$

La norme IFRS 17 n'interdit pas explicitement que le RA soit négatif. Dans les calculs intermédiaires, les ajustements de risque individuels (par portefeuille ou par risque) peuvent être négatifs car les scénarios favorables et défavorables sont pris en compte. Néanmoins, dans la pratique, nous nous attendons à ce que l'ajustement global du risque soit non négatif et nous utilisons cette convention dans la présente thèse. D'aucuns peuvent penser qu'une adaptation de la *Risk Margin* (RM) pour calculer le RA serait plus intuitive qu'une transformation de l'évaluation du SCR. Au-delà du choix de

la technique d'évaluation du RA qui peut sensiblement différer de celle de la RM, le recours aux SCR calculé sous Solvabilité II peut présenter un véritable intérêt opérationnel, en termes de cartographie des risques techniques prise en compte dans le périmètre du RA, la mesure et la diversification de ceux-ci. Les effets de diversification sont plus ardu à capturer dans le cadre d'une approche par coût du capital.

Néanmoins, des adaptations sont à prévoir afin par exemple de modifier l'horizon de risque. En effet, si le SCR se caractérise par une vision 1 an propre au référentiel Solvabilité II, le RA couvre au contraire toute la durée des engagements. Un ajustement du seuil de confiance sous-jacent est aussi à envisager. Si Solvabilité II a opté pour un quantile à 99,5%, la norme IFRS 17 permet quant à elle l'utilisation de la fonction de l'aversion au risque propre à l'entité. Enfin, il faut tenir compte des effets volumes de par la différence entre les notions de frontières des contrats entre les deux référentiels, ainsi que la granularité des calculs requis. Rappelons, par ailleurs, que la norme IFRS 17 exige des entités appliquant une méthode autre qu'un niveau de quantile de communiquer le seuil de confiance équivalent. En pratique, il est possible d'y parvenir en supposant une distribution (multivariée) pour la valeur du passif (année par année) et en dérivant un niveau de confiance équivalent au montant basé sur le coût du capital. Cependant, une telle méthode encouragerait les entités à adopter une stratégie de "minimum syndical" pour assurer la conformité du RA avec la norme en choisissant des modèles simples (gaussien, log-normal...) et il serait difficile en pratique pour une entreprise de justifier que le niveau du quantile équivalent varie beaucoup d'une année à l'autre. Cela peut introduire un biais d'ancrage en suggérant des distributions trop simplistes qui peuvent mal représenter les risques sous-jacents, et suggère que cette approche alternative doit produire des résultats proches de ceux de la méthode de la Value-at-Risk. Il est donc pertinent d'étudier une méthode qui, en plus de s'appuyer sur le corpus Solvabilité II, conduit à mesurer directement une Value-at-Risk. La figure 16 synthétise la méthode proposée dans ce mémoire pour le calcul du RA. Notons que la détermination de la fonction de *scaling* dépendra du risque élémentaire considéré, de l'appétence de l'assureur à ce risque, ainsi que les caractéristiques du portefeuille soumis au risque.

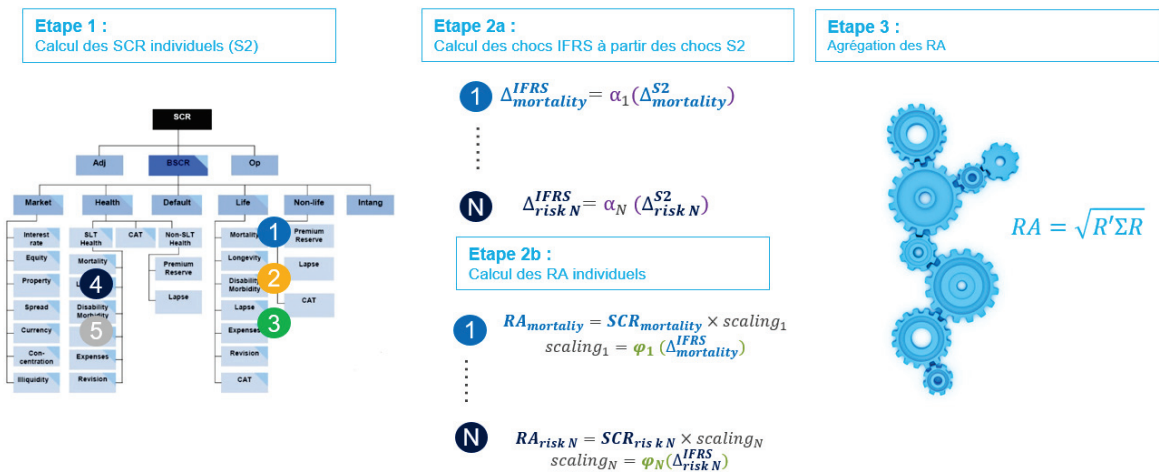


FIGURE 16 – Méthodologie de calcul du RA par adaptation du SCR

L'estimation du RA nécessite dans un premier temps d'établir la cartographie des risques rentrant dans le périmètre de celui-ci. L'idée étant ici de réexploiter les travaux de ERM effectués dans le cadre de Solvabilité II. Ainsi, recourir à la cartographie de ce référentiel paraît être le choix le plus judicieux. De ce fait, nous évaluons un RA au titre de chaque risque élémentaire de la cartographie, comme c'est le cas pour le calcul du SCR. Notons alors r un risque élémentaire (par exemple risque de longévité, de rachat, ...) et P le nombre de risques de la cartographie. La méthodologie de calcul du RA, adaptée de celle du SCR, se décrit comme suit :

- Pour chaque un risque élémentaire r , le choc IFRS est déterminé à partir de son homologue sous Solvabilité II. Il s'agit alors de trouver, de façon analytique ou empirique, une fonction liant ces

deux chocs. La détermination d'une telle fonction dépend du risque élémentaire considéré. Pour le risque de longévité, par exemple, un modèle de Lee-Carter a été considéré. Cela a permis d'établir un lien analytique entre les chocs IFRS et Solvabilité II.

- Un RA élémentaire est calculé par différence entre le BE central et un BE stressé. Ce dernier est calculé en évaluant les engagements de l'assureur sous hypothèses de facteurs de risque stressés à l'aide des chocs établis à la première étape. Sous certaines hypothèses supplémentaires, il est également possible d'obtenir le RA pour un risque élémentaire directement en multipliant le SCR y afférant par un facteur dit de *scaling*. La détermination de ce facteur dépend là encore du risque élémentaire considéré ainsi que des caractéristiques du portefeuille soumis à ce risque.
- Le RA global est calculé en agrégeant les différents RA élémentaires par le biais de matrices de corrélations. Il s'agit d'un dispositif d'agrégation elliptique similaire à celui de Solvabilité II.

Plusieurs discussions de place ont lieu lors des phases d'implémentation de la norme IFRS 17 concernant l'horizon de risque à considérer lors de la détermination du RA. Traditionnellement, les assureurs sont beaucoup plus familiers avec l'approche d'un an du fait de l'application de Solvabilité II. Néanmoins, plusieurs auditeurs ont interprété les principes d'IFRS 17 comme se positionnant dans une vision à l'ultime. Ce point de vue est d'autant plus motivé par les modalités d'ajustement et d'amortissement du RA et de la CSM explicitées dans la seconde partie de cette introduction. Le marché de l'assurance, tout comme le milieu académique (voir [18]), s'est alors orienté vers une détermination à l'ultime du RA. Il s'agit d'une des principales différences entre Solvabilité II et IFRS 17 en termes de modélisation des risques techniques. Dans [18], les auteurs s'intéressent à la divergence entre les deux visions dans un cadre non-vie en modélisant le risque de réserve suivant les deux approches classiques : Mack [54] pour la vision ultime et Merz-Wüthrich [57] pour la vision un an. Dans cette thèse, nous formalisons ces deux visions dans un cadre plus général pour un risque non-financier donné.

Soit \mathcal{X} le portefeuille des assurés, et T l'horizon de projection pour le calcul des engagements. Nous désignons par R le risque élémentaire (ex. mortalité, rachat) et $(\widetilde{R}_{t,x})_{t \in \{1, \dots, T\}, x \in \mathcal{X}}$ le facteur de risque associé (ex. taux de mortalité, taux de rachat) où x est un assuré ou un ensemble d'assurés regroupés par leurs caractéristiques (ex. âge, ancienneté ...) et t la période. Étant donné que la norme IFRS 17 couvre principalement les passifs et que le champ d'application du RA n'inclut pas les risques financiers, nous supposons que le risque R n'a pas d'impact sur les actifs de l'entité. Ensuite, en utilisant la notation $R_{t,x} = \mathbb{E}[\widetilde{R}_{t,x}]$ et $\widetilde{\mathbf{R}}_{T,\mathcal{X}} = (\widetilde{R}_{t,x})_{t \in \{1, \dots, T\}, x \in \mathcal{X}}$, le SCR pour faire face au risque R est donné par :

$$SCR_R = VaR_\beta \left(\mathbb{E} \left[L(\widetilde{\mathbf{R}}_{T,\mathcal{X}}) \mid \widetilde{\epsilon}_1 \right] \right) - L(\mathbf{R}_{T,\mathcal{X}}), \quad (10)$$

où $L(\mathbf{R}_{T,\mathcal{X}})$ représente la juste valeur des engagements en fonction du vecteur de risque et $\widetilde{\epsilon}_1$ est l'écart de risque à la première période.

Le facteur de risque, peut par exemple s'écrire $\widetilde{R}_{t,x} = R_{t,x} + \sigma R_{t,x} \sum_{k=1}^t \widetilde{\epsilon}_k$, où σ est un paramètre de volatilité. Les déviations $(\widetilde{\epsilon}_k)_{k \in \{1, \dots, t\}}$, que l'on appellera aussi innovations, sont supposées en général centrées, réduites et indépendantes. La vision un an de Solvabilité II se traduit par un conditionnement par rapport à la déviation de risque survenant la première année. Elle se limite alors à l'innovation de première période. Au contraire, le RA sous IFRS 17 est calculé suivant la vision ultime et considère l'ensemble des innovations jusqu'à extinction des engagements. Il s'écrit alors comme suit :

$$RA_R = VaR_\alpha \left(L(\widetilde{\mathbf{R}}_{T,\mathcal{X}}) \right) - L(\mathbf{R}_{T,\mathcal{X}}), \quad (11)$$

La démarche suivie dans le cadre de ces travaux a essentiellement consisté à reprendre les formalisations mathématiques de différents risques proposées dans la littérature actuarielle et à établir une relation analytique entre la formulation spécifique du cadre Solvabilité II et celle du cadre IFRS 17. Cette démarche permet in fine d'obtenir les indicateurs recherchés sous IFRS 17 comme une fonction

des indicateurs Solvabilité II. Un choc au titre du risque de longévité, par exemple, se déduit pour le référentiel IFRS 17, après analyse théorique de la modélisation stochastique sous-jacente, par formule fermée du risque de mortalité considéré sous Solvabilité II. Ci-dessous la formule d'ajustement dérivée d'un modèle de mortalité stochastique basé sur une approche Lee-Carter.

$$\Delta_{t,\alpha}^{IFRS} = \frac{q_\alpha}{q_\beta} \sqrt{t} \Delta_\beta^{S2}, \quad (12)$$

où $\Delta_{t,\alpha}^{IFRS}$ est le choc IFRS pour la classe d'assurés x au temps t , Δ_β^{S2} son homologue sous Solvabilité II et q_α le quantile d'ordre α d'une loi Normale centrée réduite. Le seuil α représente l'appétence au risque de l'assureur sous IFRS 17, alors que $\beta = 99.5\%$ représente le niveau de confiance réglementaire lié à Solvabilité II. L'établissement de cette formule repose sur une analyse théorique des déviations quantiles induites par un modèle de Lee-Carter. Cette même formule s'applique également lorsque le facteur de risque est supposé gaussien. Cette adaptation des chocs Solvabilité II a été développée dans l'article "From a Solvency II SCR to an IFRS 17 Risk Adjustment" (c.f. chapitre 1).

Une variante, développée dans ce même article pour le risque de rachat, a été étudiée en considérant que le facteur de risque sous-jacent (i.e. taux de rachat) suit une loi Log-Normale. Nous démontrons dans le cadre de nos travaux de recherche que le choc associé au *Risk Adjustment* IFRS 17 sous hypothèse de Log-Normalité peut être dérivé du choc Solvabilité II de la manière suivante (en gardant les mêmes notations ci-dessus) :

$$1 + \Delta_{t,\alpha}^{IFRS} = \left(1 + \Delta_\beta^{S2}\right)^{\frac{q_\alpha \sqrt{t}}{q_\beta}} \exp\left(-\frac{t}{2} \left[\frac{\ln(1 + \Delta_\beta^{S2})}{q_\beta}\right]^2\right). \quad (13)$$

Notons que l'approche déterministe développée dans le cadre de ces travaux de recherche, offre un véritable intérêt opérationnel dans la mesure où elle permet d'aboutir à des résultats similaires à ceux découlant d'une approche simulatoire particulièrement intensive en temps de calcul et peu envisageable en pratique compte tenu de la charge de production des calculs réglementaires effectués par les acteurs de marché. De plus, les formules analytiques de conversion des chocs présentent l'avantage d'être complètement caractérisées par la notion d'horizon de risque (via le temps t) et les niveaux de confiance associés aux deux normes (α et $\beta = 99.5\%$). De ce fait, bien que des hypothèses de modèles (tel que Lee-Carter) ou des distributions gaussiennes ou log-normales soient nécessaires pour dériver les formules, ces dernières ne dépendent pas des paramètres des distributions. Cette propriété mathématique est très intéressante d'un point de vue pratique vu que l'entité évite ainsi de recalibrer des paramètres à chaque clôture. Les mêmes chocs peuvent ainsi être utilisés pour dériver le RA du moment où les chocs Solvabilité II, ainsi que les niveaux de confiance, restent inchangés, ce qui est en général le cas.

Néanmoins, le fait de reposer sur le cadre Solvabilité II, bien qu'il présente des avantages, est aussi une source de limites. En effet, le cadre théorique de Solvabilité II comporte un certain nombre d'hypothèses qui sont difficilement justifiables. Nous nous sommes particulièrement intéressés à l'hypothèse de comonotonie.

Hypothèse 3.1. *La valeur actuelle des engagements futurs $L(\widetilde{\mathbf{R}}_{T,\mathcal{X}})$ est une fonction monotone du facteur de risque $\widetilde{\mathbf{R}}_{T,\mathcal{X}}$.*

Cette hypothèse, en plus d'être très forte, n'est pas tout le temps vérifiée dans la pratique. Le capital économique, que ce soit le RA ou le SCR, peut être pénalisé à la fois par des valeurs très faibles et très élevées du facteur de risque. C'est le cas du risque de rachat qui, dans le cadre de la formule standard, est évalué pour un scénario à la hausse et à la baisse. Pourtant, d'un point de vue théorique, cette condition est nécessaire pour démontrer l'équivalence entre mesurer le quantile de la distribution de la valeur actuelle des engagements et évaluer ces engagements sur le quantile de la distribution du facteur de risque. En d'autres termes, $VaR_\beta\left(L(\widetilde{\mathbf{R}}_{T,\mathcal{X}})\right) = L\left(VaR_\beta(\widetilde{\mathbf{R}}_{T,\mathcal{X}})\right)$ si la juste valeur du passif est une fonction croissante du facteur de risque et $VaR_\beta\left(L(\widetilde{\mathbf{R}}_{T,\mathcal{X}})\right) = L\left(VaR_{1-\beta}(\widetilde{\mathbf{R}}_{T,\mathcal{X}})\right)$ si elle est décroissante. Cela permet de justifier le calcul du RA et du SCR en se basant sur les chocs.

Afin d'éviter d'effectuer des projections supplémentaires qui alourdiraient par là même ses travaux de production, l'entité d'assurance peut recourir à un proxy permettant, par exemple, d'évaluer l'impact d'une chronique de chocs de mortalité sur les flux futurs de trésorerie. Nous montrons également dans le chapitre 1 de cette thèse, que lorsque les cash-flows de ce proxy sont gaussiens, le RA élémentaire peut être directement dérivé du SCR y afférant. Cette hypothèse de normalité des cash-flows permet en outre d'alléger l'hypothèse de comonotonie discutée ci-dessus.

Afin de prendre en compte l'effet de diversification entre les risques, les RA élémentaires décrits ci-dessus sont agrégés grâce à une formule elliptique similaire au cadre Solvabilité II. Le RA diversifié s'écrit alors :

$$RA_{global} = \sqrt{{}^tR\Sigma R}, \tag{14}$$

où :

- ${}^tR = (RA_1, \dots, RA_P)$ le vecteur des RA marginaux,
- Σ la matrice de corrélations.

D'après de récentes communications à destination des investisseurs, plusieurs des groupes d'assurances utilisent aujourd'hui les matrices de corrélations de la formule standard de Solvabilité II pour diversifier les risques techniques sous IFRS 17. La question se pose alors si, compte tenu des différences entre les deux normes, notamment en ce qui concerne l'horizon de risque, l'utilisation des matrices de corrélation Solvabilité II fait sens sous IFRS 17. Cette problématique a été traitée dans le cadre de l'article "Risk adjustment under IFRS 17: An adaptation of Solvency II one-year aggregation into an ultimate view framework" (c.f. chapitre 2). Nous y introduisons la notion de "corrélation à l'ultime" sous IFRS 17, par opposition à la "corrélation à un an" de Solvabilité II. En plus des interdépendances entre les risques capturés par la "corrélation à un an", la "corrélation à l'ultime" capture des effets de diversification temporelle. Dans ses travaux de thèse, fournissons un lien théorique entre les deux en fonction d'un paramètre de diversification temporelle.

L'agrégation des *Risk Adjustments* calculés à la maille fine IFRS 17 suppose donc la prise en compte de la corrélation entre les groupes de contrats et la corrélation temporelle des flux futurs projetés. Nous examinons les structures de corrélation impliquant cette diversification temporelle et discutons les propriétés analytiques en termes de valeurs de corrélation possibles et de l'impact qui en résulte sur les caractéristiques du RA agrégé. À ce titre, différentes structures de corrélation sont envisagées dans le chapitre 2 et certaines sont illustrées dans la figure 17.

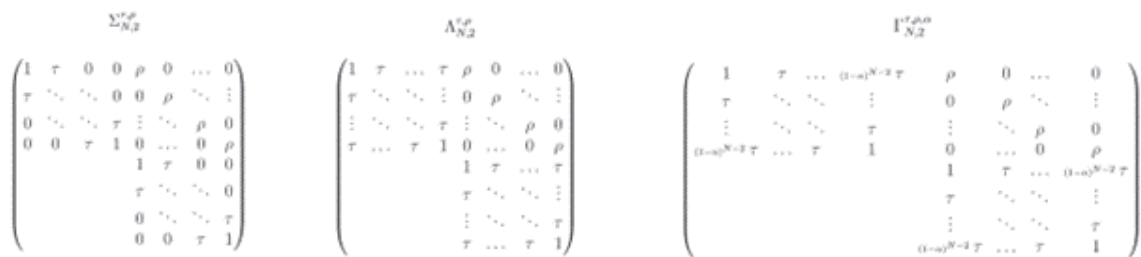


FIGURE 17 – Exemples de structures de corrélations

Le chapitre 2 a donc pour principale contribution la définition de la notion de corrélation entre les risques dans le cadre d'IFRS 17, qui se distingue de son homologue sous Solvabilité II par une vision à l'ultime. Lorsque la structure de dépendance entre les cash-flows afférents aux différents risques ou LoB à agréger est connue, il est possible de dériver une formule liant les corrélations des deux référentiels. Nous donnons ci-dessous un exemple de formule démontré dans le chapitre 2, lorsque la corrélation temporelle au sein d'une LoB décroît en l'écart temporel entre deux cash-flows en suivant une progression géométrique. Cette structure est notée Γ dans ce chapitre, et la corrélation IFRS 17 est alors donnée par la formule suivante :

$$\rho_{i,j}^{IFRS17} = \frac{\rho_{i,j}^{S2} \sum_{t=1}^N \sigma_{i,t} \sigma_{j,t}}{\sqrt{\sum_{t=1}^N \sigma_{i,t}^2 + 2\tau_i \sum_{1 \leq t < t' \leq N} (1-\gamma_i)^{(t'-t-1)} \sigma_{i,t} \sigma_{i,t'}} \sqrt{\sum_{t=1}^N \sigma_{j,t}^2 + 2\tau_j \sum_{1 \leq t < t' \leq N} (1-\gamma_j)^{(t'-t-1)} \sigma_{j,t} \sigma_{j,t'}}}, \quad (15)$$

où

- $\rho_{i,j}^{S2}$ est la corrélation Solvabilité II (en vision un an) entre les risques i et j ,
- $\sigma_{i,t}$ est la volatilité du $t^{\text{ème}}$ cash-flow du risque i ,
- τ_i est le paramètre de corrélation temporelle pour le risque i ,
- γ_i est le paramètre de raison géométrique.

En plus de l'introduction d'une nouvelle notion de "corrélation à l'ultime" propre au référentiel IFRS 17, l'article propose une formule fermée liant celle-ci à son homologue en vision un an sous Solvabilité II. Un résultat majeur qui découle de ces formules est le fait que pour deux risques similaires, la corrélation IFRS 7 est en général plus petite que celle de Solvabilité II en raison de la diversification temporelle qu'offre la vision à l'ultime. Actuellement, les acteurs de marché ont jusque-là utilisé les matrices de corrélation Solvabilité II faute de données pour calibrer des matrices de corrélations propres à IFRS 17. Nous montrons dans cet article qu'ainsi, ces acteurs ont tendance à généralement surestimer le montant du RA.

Comme lors du passage des chocs Solvabilité II vers les chocs IFRS 17, la conversion de la matrice de corrélation "un an" vers son équivalent "à l'ultime" présente des limites. Celles-ci sont encore une fois liées aux hypothèses sous-jacentes au cadre d'agrégation elliptique sous Solvabilité II. En effet, la prise en compte de la diversification des risques par le biais d'une matrice de corrélation requiert des hypothèses de linéarité et des distributions elliptiques des modules à agréger pas tout le temps vérifiées. De plus, le passage de la vision "à un an" vers "à l'ultime" requiert des hypothèses supplémentaires sur les distributions des cash-flows. Par ailleurs, dériver une formule fermée pour la corrélation IFRS 17 requiert la connaissance explicite des corrélations entre l'ensemble de ces cash-flows. De telles corrélations sont difficiles à calibrer en pratique, car les modules de risques sont rarement suivis simultanément. Dans le chapitre 2, nous avons opté pour une approche paramétrique, où la matrice de corrélation entre les cash-flows a une forme dite "de Toeplitz". Cette structure peut ne pas correspondre à l'ensemble des cas de figure rencontrés dans la pratique. Néanmoins, elle permet ici d'avoir des propriétés intéressantes concernant la sensibilité du RA par rapport à la diversification temporelle. Enfin, la pertinence de l'approche établie dans cette thèse pour convertir la corrélation Solvabilité II en corrélation IFRS 17 va dépendre de l'exactitude du cadre Solvabilité II. Nous montrons dans le chapitre 2 que si l'ajout de l'effet diversification temporelle permet de corriger la surestimation du RA due à la méthode actuelle du marché (i.e. agrégation des RAs via la matrice Solvabilité II), cela ne corrige en aucun cas l'erreur modèle déjà présente sous Solvabilité II et qui est due notamment au non-respect des hypothèses de linéarité.

3.5 Principes de cohérence du *Risk Adjustment*

Comme discuté dans la section 3.2, la norme IFRS 17 ne prescrit pas la technique d'estimation utilisée pour déterminer le RA. Néanmoins, pour que cet ajustement reflète l'indemnité que l'entité exigerait pour la prise en charge du risque non financier, la norme identifie des caractéristiques, détaillées dans le paragraphe B91, que la méthodologie d'évaluation du RA doit satisfaire. Nous les listons ci-dessous :

- (a) il sera d'un montant plus élevé si les risques sont peu fréquents, mais graves que s'ils sont fréquents, mais peu graves ;
- (b) pour des risques similaires, il sera d'un montant plus élevé si les contrats sont de longue durée que s'ils sont de courte durée ;
- (c) il sera d'un montant plus élevé si la distribution de probabilité des risques est large que si elle est étroite ;

- (d) il sera d'un montant d'autant plus élevé que l'estimation à jour et la tendance qu'elle présente comportent de nombreuses inconnues ;
- (e) il sera d'un montant d'autant moins élevé que les résultats techniques récents réduisent l'incertitude entourant le montant et l'échéancier des flux de trésorerie, et vice-versa.

Il est intéressant de rappeler que les approches les plus couramment utilisées dans la pratique pour calculer l'ajustement au risque sont la méthode du coût du capital et la méthode de la *VaR*. Si une entité applique la méthode du coût du capital, la norme IFRS 17 exige la communication d'un niveau de confiance équivalent. Dans cette thèse, nous nous intéressons donc à la méthode de la *VaR*, car en dérivant un niveau de confiance équivalent au montant basé sur le coût du capital, il serait difficile en pratique pour une entreprise de justifier que ce niveau du quantile varie beaucoup d'une année à l'autre. Cela peut introduire un biais d'ancrage en suggérant des distributions trop simplistes qui peuvent mal représenter les risques sous-jacents, et suggère que cette approche alternative doit produire des résultats proches de ceux de la méthode de la *VaR*. Il est donc pertinent d'étudier l'adéquation de la méthode *VaR* avec les cinq principes susmentionnés.

En outre, la norme IFRS 17 exige le calcul d'un ajustement du risque brut (de réassurance). Ainsi, le RA prend en compte l'exposition de l'entité aux risques extrêmes, avant que la réassurance non proportionnelle ne modère la queue du profil de risque. En général, le RA correspond à un quantile à un niveau de confiance compris entre 60% et 85%, et son estimation est donc plus fiable que le SCR de Solvabilité II mesuré à un niveau de confiance de 99,5%. Toutefois, cela soulève un problème quant au respect des principes précédents, en particulier dans un cadre non gaussien. Une *TVaR* à 75% rendrait mieux compte des scénarios extrêmes, mais cette approche est très rarement utilisée par les praticiens pour les calculs IFRS 17. Nous discutons succinctement de cette mesure de risque en lien avec les principes d'IFRS 17 en annexe C.2.

Les principes (a) et (c) traitent du profil de la distribution de risque, comme si nous étions dans un modèle à une période ou dans un cas où les résultats de la comparaison de deux profils de risque étaient les mêmes pour tous les flux de trésorerie et ainsi que pour leur valeur actuelle agrégée dans le temps (ce qui n'est pas nécessairement vrai, même en présence d'une indépendance temporelle). Le principe (b) concerne la période de couverture du contrat. Les principes (d) et (e) concernent l'incertitude et la capacité à réduire cette incertitude au fil du temps du fait de l'émergence de l'expérience d'une clôture à l'autre. Cette approche est similaire à celle des cartographies de risques dans le cadre de la gestion des risques d'entreprise, où l'on évalue chaque risque en fonction de sa probabilité et de son impact potentiel, alors qu'une distribution complète des scénarios de risques est en fait possible. Bien que chacun de ces principes semble raisonnable en soi, chacun d'entre eux présente ses propres défis et embûches en matière d'interprétation, et une contradiction peut survenir pour l'un d'entre eux ou pour plusieurs d'entre eux en même temps. Cela est principalement dû à la nature complexe de la structure de corrélation spatiotemporelle des flux de trésorerie d'une compagnie d'assurances, qui ne peut pas être facilement analysée principe par principe, tout comme le risque ne peut pas être réduit à l'évaluation de la probabilité et de son impact dans la gestion des risques de l'entreprise.

Prenons à titre d'exemple le premier principe, qui stipule que le RA croît lorsque la fréquence des sinistres diminue et que leur sévérité s'accroît. Dans un contexte stationnaire, un plus grand nombre de sinistres signifie une expérience plus rapide et une réduction plus rapide de l'incertitude, ce qui devrait conduire à une réduction du RA conformément au principe (e). Les corrélations temporelles, telles qu'étudiées dans le chapitre 2, peuvent rendre difficile la comparaison de la fréquence et de la gravité du risque pour tous les flux financiers simultanément. Mais, même en considérant un modèle à une période, ce principe pose déjà certains problèmes. Un outil mathématique classique pour modéliser la fréquence et la gravité des sinistres est le modèle de risque collectif. Nous considérons $S = \sum_{i=1}^N X_i$ et $S' = \sum_{i=1}^{N'} X'_i$, où N et N' sont des variables aléatoires de comptage et $\{X_i\}_i$ dans \mathbb{N}^* (respectivement $\{X'_i\}_i$ dans \mathbb{N}^*) est une séquence de variables aléatoires qui sont indépendantes et identiquement distribuées (iid), non négatives et indépendantes de N (respectivement N').

Une première interprétation simple du principe consiste à supposer que la fréquence de S est supérieure à celle de S' si la fréquence attendue $\mathbb{E}[N]$ est supérieure à $\mathbb{E}[N']$. De la même manière,

la gravité liée à S étant plus faible, nous supposons que $\mathbb{E}[X_1] \leq \mathbb{E}[X'_1]$. Nous nous attendons donc à ce que $RA_\alpha(S) \leq RA_\alpha(S')$. Dans de nombreuses applications, la distribution du nombre de sinistres est de Poisson ou de la classe de Panjer. Supposons que $N \sim \mathcal{P}(\lambda)$ où $\lambda > 0$ est le paramètre de distribution. Afin de garantir la comparabilité des RA en termes de montants, il semble raisonnable de faire correspondre les coûts totaux attendus des sinistres des deux modèles. Nous supposons alors qu'il existe un nombre constant positif $\gamma > 0$ tel que :

$$N' \sim \mathcal{P}\left(\frac{\lambda}{1 + \gamma}\right) \text{ et } X'_1 \stackrel{d}{=} (1 + \gamma)X_1 \quad (16)$$

La fréquence et la sévérité étant indépendantes dans les deux modèles, cette hypothèse garantit que $\mathbb{E}[S'] = \mathbb{E}[S]$. Nous vérifions alors dans le chapitre 3 que $\mathbb{V}[S'] \leq \mathbb{V}[S]$. Bien que la une variance plus petite de S n'implique pas forcément que $VaR_\alpha(S) \leq VaR_\alpha(S')$, cette inégalité est souvent vérifiée lorsque les distributions présentent des formes suffisamment régulières. Néanmoins, nous montrons via des contre-exemples que la caractérisation de la notion de "fréquence plus faible" ou de "sévérité plus élevée" grâce aux espérances n'est pas suffisante. La définition de ces deux concepts dans un cadre général, présente comme explicité dans le chapitre 3 plusieurs défis.

Le second principe stipule que, pour des risques similaires, le RA augmente avec la durée du contrat d'assurance. Le terme "durée" est utilisé ailleurs dans la norme pour désigner la période de couverture d'un contrat d'assurance ou d'un groupe de contrats. La notion de "risques similaires" se retrouve notamment dans la définition d'un portefeuille de contrats d'assurance comme décrite dans la seconde partie de cette introduction générale. En effet, la norme IFRS 17 impose à une entité d'identifier les portefeuilles de contrats soumis à des risques similaires et gérés ensemble. Lors de récentes discussions portant sur les contrats à devises multiples (voir [50]), l'IFRS Interpretations Committee a conclu qu'une entité ne regrouperait généralement les contrats que si les cash-flows futurs de ceux-ci réagissent de manière similaire, en termes de montant et de timing, à des changements d'hypothèses clés. Une retranscription mathématique de ce principe n'est pas évidente dans un cadre général, et peut là encore poser plusieurs défis dans un contexte de corrélation spatiotemporelle complexe.

Une interprétation intuitive de ce principe consisterait à considérer une dynamique temporelle pour un risque donné et à supposer que l'accumulation des déviations dans le temps a tendance à accroître l'incertitude entourant les valeurs du passif. Ainsi, un contrat ayant la même dynamique qu'un second contrat aurait un RA associé plus important si sa période de couverture est plus longue. Comme pour le principe précédent, il semble raisonnable de supposer que les valeurs attendues du passif pour les deux contrats sont égales afin de garantir que la différence entre les RA est uniquement due à la durée et non à une différence dans les volumes. Ce principe est d'ailleurs en phase avec la forme des chocs IFRS 17 établis dans le chapitre 1, vu que ceux-ci étaient croissants (en valeur absolue) en l'horizon temporel. Une période de couverture plus importante implique que les facteurs de risques centraux sont choqués avec des stress de plus en plus significatifs et engendre donc un RA plus grand. Nous montrons néanmoins que dans certains cas de figure, notamment lorsque la corrélation entre les cash-flows dans le temps est légèrement négative, ce principe n'est plus vérifié.

Les enjeux liés aux autres principes et d'autres exemples sont discutés dans l'article "On the characteristics of the risk adjustment and the need for an academic response to IFRS 17" (c.f. chapitre 3) de cette thèse. Nous y abordons la nécessité de travaux de recherche pour déterminer le domaine de validité de ces principes parmi les modèles de risque actuariel les plus couramment utilisés lorsque la VaR est impliquée, et pour proposer d'autres interprétations ou adaptations le cas échéant. Le concept de "risques similaires", mentionné explicitement dans le principe (b), et devant forcément être supposé de façon implicite dans d'autres principes, doit être étudié. En présence d'une agrégation temporelle avec des horizons potentiellement à long terme, une réponse académique à la norme IFRS 17 est nécessaire pour guider le jugement actuariel, dans la lignée de la réponse académique aux réglementations de Bâle fournie dans le passé par [12], [13], [3] et bien d'autres.

4 Synthèse des contributions de la thèse

Dans le cadre de sa démarche d'harmonisation et de clarification de l'information, l'Union Européenne demande depuis 2005 aux entreprises cotées en Bourse de présenter leurs comptes consolidés selon la norme IFRS (*International Financial Reporting Standards*). Entrée en vigueur depuis le 1er janvier 2023, la norme IFRS 17 impose une approche comptable unique pour l'évaluation des passifs des entités d'assurance. Cette norme est un enjeu stratégique pour les compagnies d'assurances internationales, étant donné qu'elle permettra aux investisseurs une meilleure comparabilité des bilans d'assurance et de la réelle performance de l'entreprise.

La norme IFRS 17 est une norme de principes. Les assureurs sont donc tenus de développer des interprétations pour les différents principes établis par la norme. Elle aura des conséquences significatives à la fois sur le plan opérationnel, pour le développement de processus de comptabilisation des contrats d'assurance, mais aussi sur la gouvernance. Par ailleurs, IFRS 17 intervient dans un contexte multinorme, où en plus des normes nationales propres à chaque pays, les assureurs sont soumis à la norme Solvabilité II. Les acteurs du marché de l'assurance s'attendent à des coûts de mise en place aussi significatifs que ceux liés à l'adoption de Solvabilité II. En effet, la mise en place des processus IFRS 17 nécessitera des investissements importants et le développement de nouveaux outils de production et de reporting financier. Dans ce cadre, les organismes soumis à IFRS 17 cherchent à capitaliser sur l'existant, en adaptant les outils Solvabilité II à ce nouveau référentiel comptable. À ce titre, les assureurs ont effectué plusieurs rapprochements méthodologiques entre la directive Solvabilité II et la norme IFRS 17 lors de l'implémentation de cette dernière. Ces rapprochements ont principalement concerné les techniques d'estimation et de projection des cash-flows futurs ou la construction de la courbe des taux. En plus des arguments pratiques, notamment la diminution du coût d'implémentation, la réconciliation des deux référentiels est également motivé par des considérations réglementaires. Comme présentée dans la seconde partie de cette introduction générale, la norme IFRS 17 requiert, lors de l'estimation des agrégats de passif, d'intégrer avec objectivité l'ensemble des informations raisonnables et justifiables qu'il est possible d'obtenir sans coût ou effort excessif. Il paraît donc judicieux de s'appuyer sur les modèles et résultats de la norme Solvabilité II. D'autant plus que celle-ci exige de communiquer dans le rapport sur la solvabilité et la situation financière (SFCR) une explication quantitative et qualitative de toute différence importante entre les bases, méthodes et principales hypothèses utilisées par l'entreprise pour la valorisation des provisions techniques à des fins de solvabilité et celles utilisées pour leur valorisation dans les états financiers.

Cette thèse s'intéresse aux synergies possibles entre IFRS 17 et Solvabilité II en termes de modélisation des risques non-financiers. Dans ce contexte, un indicateur clé d'IFRS 17, le *Risk Adjustment* a fait l'objet, dans le cadre de cette thèse, d'étude et de rapprochement avec le référentiel Solvabilité II. La norme IFRS 17 impose, en effet, aux compagnies d'assurances d'évaluer un ajustement pour risque (RA) en tant que compensation de l'incertitude des montants des flux de trésorerie futurs découlant des risques non financiers. La norme ne précise pas de méthode de calcul de l'ajustement au risque et son choix est laissé à l'appréciation de l'assureur. Les trois premiers articles traitent du RA et des liens possibles avec Solvabilité II. Le dernier article traite des enjeux de la séparation à la maille "générations de souscription" des profits futurs d'un portefeuille en phase avec la métrique de la norme IFRS 17. Une synthèse de chaque article est proposée dans la suite.

4.1 From a Solvency II SCR to an IFRS 17 Risk Adjustment

Ce papier propose une méthode de calcul du RA au titre d'un risque élémentaire basée sur le capital de solvabilité requis (SCR) pour ce même risque. Les ajustements nécessaires pour établir un pont entre les deux cadres comptables, en particulier en termes d'adéquation entre l'horizon de risque et l'appétit pour le risque, sont examinés. Il discute du passage des chocs Solvabilité II aux chocs IFRS 17 dans le contexte d'une méthode de type "formule standard" et des hypothèses qui doivent être satisfaites lors de l'application de cette méthode. Des formules fermées liant les chocs IFRS 17 et leurs homologues sous Solvabilité II sont dérivés sous hypothèses de normalité ou log-normalité des facteurs de risques sous-jacents. Une attention particulière est portée à l'hypothèse de comonotonie

entre la valeur actuelle du passif et ces facteurs de risque sous-jacents. Il est notamment montré que cette hypothèse peut être relaxée en la remplaçant par une condition de normalité des cash-flows. Il est conclu qu'un cadre commun, réconciliant les deux normes, présente des avantages pratiques en termes de modélisation et gestion des risques non-financiers dans une vision multinorme. Néanmoins, il nécessite en plus des hypothèses héritées du cadre Solvabilité II, de nouvelles conditions qui peuvent être difficilement justifiables en pratique.

4.2 Risk adjustment under IFRS 17: An adaptation of Solvency II one-year aggregation into an ultimate view framework

Cet article se concentre sur la prise en compte de l'avantage de diversification requis par IFRS 17 lors de l'évaluation du RA. Il propose une méthode d'agrégation des RA élémentaires (par risque et/ou par ligne d'activité) basée sur l'agrégation elliptique de Solvabilité II. Il introduit le concept de corrélation "à ultime" qui se différencie de la corrélation "à un an" de Solvabilité II par la prise en compte d'un effet de diversification dans le temps. Cet article fournit un pont théorique entre ces deux corrélations en fonction d'un paramètre de corrélation temporelle pour certaines structures de dépendance. Il est montré que pour des structures de corrélation impliquant une diversification temporelle, la méthode actuelle du marché, qui consiste à agréger les RA élémentaires en utilisant directement la matrice de corrélation Solvabilité II, peut mener à une mauvaise estimation du RA global. Des propriétés analytiques en termes de valeurs de corrélation possibles et de l'impact qui en résulte sur les caractéristiques du RA agrégé sont discutées. La restriction des hypothèses assurant le pont entre les deux normes et les limites qui en découlent, sont également abordées. Il est déduit qu'un cadre standardisé d'agrégation des risques, unifiant les deux normes, offre des avantages en matière de réemploi des outils et modèles. Toutefois, il exige, en supplément des hypothèses reprises du cadre elliptique de Solvabilité II, de connaître les structures de dépendance, à la fois entre les risques mais aussi dans le temps, très difficile à calibrer en pratique.

4.3 On the characteristics of the risk adjustment and the need for an academic response to IFRS 17

La norme IFRS 17 spécifie les caractéristiques auxquelles la méthodologie de calcul du RA doit se conformer. Cet article s'intéresse à l'application de ces principes dans le cas où le RA est estimé à l'aide d'une *Value at Risk*. Bien que la norme IFRS 17 ne précise pas de méthode pour l'évaluation du RA, la *Value at Risk* est une méthode largement utilisée par les entités. De plus, IFRS 17 requiert pour les entités utilisant une méthode autre que l'approche quantile de communiquer le niveau de confiance équivalent. L'horizon temporel étant sensiblement plus long dans IFRS 17 que dans Solvabilité II, la diversification temporelle et les risques à long terme jouent un rôle plus important dans le cadre de la première norme. Cet article aborde les défis liés à la retranscription mathématique de ces principes et les questions théoriques qui en découlent. Il fournit des pistes d'interprétation des principes et aborde, via des contre-exemples, des cas de figure où leur application pose des difficultés. Il est déduit l'importance de préciser les champs d'application théoriques où ces principes sont respectés, et la nécessité de proposer une reformulation plus appropriée de ces postulats ou d'élaborer des normes de pratique actuarielle.

4.4 Contractual service margin for participating insurance contracts with intergenerational risks sharing under IFRS 17

La norme IFRS 17 introduit une variante du modèle comptable général pour l'évaluation des contrats avec participation directe, appelée *Variable Fee Approach* (VFA). Ces contrats offrent aux assurés la possibilité de partager les bénéfices des actifs sous-jacents qui sont souvent mutualisés au sein d'un pool commun. Lors de l'application de la norme IFRS 17, dans sa version initiale, il est interdit aux entités de regrouper des contrats émis à plus d'un an d'intervalle. Cette exigence est l'une des questions les plus controversées de la norme, en particulier en ce qui concerne les

contrats avec partage intergénérationnel des risques. Les différents débats entre l'IASB d'un côté et les représentants des assureurs européens de l'autre, ont conduit au vote d'une option d'exclusion de l'exigence annuelle dans la version de la norme approuvée par la Commission Européenne.

Cet article fournit une interprétation mathématique du modèle VFA. Les différents agrégats et quantités comptables introduits par la norme IFRS 17 sont formalisés en considérant un actif suivant une dynamique brownienne. L'article suggère des méthodes d'allocation des bénéfices par cohorte et discutons de leur conformité avec les exigences de la norme. Des techniques d'allocation inspirées des discussions de l'IASB et du Transition Resource Group (TRG) sont comparées à des approches d'allocation de capital plus classiques (i.e. Euler et Shapley). L'option d'exemption européenne et son impact sur la présentation de la performance financière sont également abordés. Il en est déduit que l'activation de cette option peut conduire à la dissimulation d'informations utiles concernant l'évolution de la rentabilité du portefeuille suivant les générations de souscriptions. Au contraire, l'application des exigences de séparation des cohortes peut mener à une chronique reconnaissance du résultat incohérente avec le relâchement des services fournis. Une communication hybride, mêlant une communication du résultat global du portefeuille et des CSMs par cohorte serait une meilleure alternative.

Bibliographie

- [1] Hansjörg Albrecher, Daniel Bauer, Paul Embrechts, Damir Filipović, Pablo Koch-Medina, Ralf Korn, Stéphane Loisel, Antoon Pelsser, Frank Schiller, Hato Schmeiser, et al. Asset-liability management for long-term insurance business. *European Actuarial Journal*, 8 :9–25, 2018.
- [2] ALLIANZ. PRESENTATION IFRS 9/17. https://www.allianz.com/content/dam/onemarketing/azcom/Allianz_com/investor-relations/en/conferences/ifrs/221122-ifrs9-17-allianz.pdf, November, 22 2022.
- [3] Philippe Artzner, Freddy Delbaen, Jean-Marc Eber, and David Heath. Coherent measures of risk. *Mathematical finance*, 9(3) :203–228, 1999.
- [4] Aviva. IFRS 17 market update. <https://static.aviva.io/content/dam/aviva-corporate/documents/investors/pdfs/presentations/2022/Aviva-plc-IFRS-17-market-update-presentation.pdf>, December, 22 2022.
- [5] AXA. Investor presentation. https://www-axa-com.cdn.axa-contento-118412.eu/www-axa-com/bc4fd9b9-0ec7-48fb-9f8f-ebd35c2623a6_AXA_IFRS17_IFRS9_Presentation.pdf, November, 3 2022.
- [6] Daniel Bauer, Rüdiger Kiesel, Alexander Kling, and Jochen Ruß. Risk-neutral valuation of participating life insurance contracts. *Insurance : Mathematics and Economics*, 39(2) :171–183, 2006.
- [7] Tim J Boonen, Andreas Tsanakas, and Mario V Wüthrich. Capital allocation for portfolios with non-linear risk aggregation. *Insurance : Mathematics and Economics*, 72 :95–106, 2017.
- [8] Arne Buch, Gregor Dorfleitner, and Maximilian Wimmer. Risk capital allocation for rorac optimization. *Journal of Banking & Finance*, 35(11) :3001–3009, 2011.
- [9] Mathieu Cambou and Damir Filipović. Replicating portfolio approach to capital calculation. *Finance and Stochastics*, 22 :181–203, 2018.
- [10] Frederic Chevallier, Eric Dal Moro, Yuriy Kravych, and Igor Rudenko. Probability of sufficiency of the risk margin for life companies under ifrs 17. In *International Congress of Actuaries*, 2018.
- [11] CNP Assurances. Présentation IFRS 17. <https://www.cnp.fr/le-groupe-cnp-assurances/newsroom/communiqués-de-presse/2022/cnp-assurances-presente-aux-investisseurs-sa-mise-en-application-des-no> December, 12 2022.
- [12] Jon Danielsson, Paul Embrechts, Charles Goodhart, Con Keating, Felix Muennich, et al. An academic response to basel ii, 2001.
- [13] Jon Danielsson, Bjørn N Jorgensen, Sarma Mandira, Gennady Samorodnitsky, and Casper G De Vries. Subadditivity re-examined : the case for value-at-risk. Technical report, Cornell University ORIE, 2005.
- [14] Michel Denault. Coherent allocation of risk capital. *Journal of risk*, 4 :1–34, 2001.
- [15] Laurent Devineau and Stéphane Loisel. Risk aggregation in solvency ii : How to converge the approaches of the internal models and those of the standard formula? 2009.

BIBLIOGRAPHIE

- [16] Jan Dhaene, Ben Stassen, Karim Barigou, Daniël Linders, and Ze Chen. Fair valuation of insurance liabilities : Merging actuarial judgement and market-consistency. *Insurance : Mathematics and Economics*, 76 :14–27, 2017.
- [17] Jonas Eckert, Stefan Graf, Alexander Kling, and Jochen Ruß. Cross-subsidizing effects between existing and new policyholders in traditional life insurance. *European Actuarial Journal*, pages 1–29, 2022.
- [18] Peter D England, Richard J Verrall, and Mario V Wüthrich. On the lifetime and one-year views of reserve risk, with application to IFRS 17 and Solvency II risk margins. *Insurance : Mathematics and Economics*, 85 :74–88, 2019.
- [19] Hampus Engsner, Kristoffer Lindensjö, and Filip Lindskog. The value of a liability cash flow in discrete time subject to capital requirements. *Finance and Stochastics*, 24 :125–167, 2020.
- [20] Hampus Engsner, Mathias Lindholm, and Filip Lindskog. Insurance valuation : A computable multi-period cost-of-capital approach. *Insurance : Mathematics and Economics*, 72 :250–264, 2017.
- [21] ERNST & YOUNG. *INTERNATIONAL GAAP 2021*. John Wiley & Sons, Incorporated, 2021.
- [22] Eur-Lex. Commission Regulation (EU) 2021/2036 of 19 November 2021 amending Regulation (EC) No 1126/2008 adopting certain international accounting standards in accordance , 2021. with Regulation (EC) No 1606/2002 of the European Parliament and of the Council as regards International Financial Reporting Standard 17 .
- [23] European Commission. Solvency II Overview - Fact Sheet, 2015. <https://ec.europa.eu/commission/presscorner/detail/fr/MEMO153120>.
- [24] European Parliament, Council of the European Union. Directive 2009/138/EC of the European Parliament and of the Council of 25 November 2009 on the taking-up and pursuit of the business of Insurance and Reinsurance (Solvency II), 2009.
- [25] European Parliament, Council of the European Union. Commission Delegated Regulation (EU) 2015/35 of 10 October 2014, supplementing Directive 2009/138/EC of the European Parliament and of the Council on the taking-up and pursuit of the business of Insurance and Reinsurance (Solvency II), 2014.
- [26] Santiago Fallos, Redouan Hmami, Pierre Krämer, Jean-Michel Pinton, and Pierre Théron. Point d’actualités et présentation des travaux du GT IFRS 17. 100%Actuaires & 100%Data Science, 2018.
- [27] Damir Filipović. Multi-level risk aggregation. *ASTIN Bulletin : The Journal of the IAA*, 39(2) :565–575, 2009.
- [28] Anders Grosen and Peter Løchte Jørgensen. Fair valuation of life insurance liabilities : the impact of interest rate guarantees, surrender options, and bonus policies. *Insurance : Mathematics and Economics*, 26(1) :37–57, 2000.
- [29] Hans Hoogervorst. IFRS 17 Insurance Contracts - Why annual cohorts? <https://cdn.ifrs.org/content/dam/ifrs/project/amendments-to-ifrs-17/inbrief-ifrs17-factsheet-april2020.pdf>, 2020.
- [30] Peter Hieber, Ralf Korn, and Matthias Scherer. Analyzing the effect of low interest rates on the surplus participation of life insurance policies with different annual interest rate guarantees. *European Actuarial Journal*, 5(1) :11–28, 2015.
- [31] IASB. Board Decisions on International Accounting Standards - Update May 2002, 2002.
- [32] IASB. Exposure Draft ED 5 Insurance Contracts - July 2003, 2003. International Accounting Standards Board (IASB).
- [33] IASB. IFRS 4 Insurance Contracts, 2004. International Accounting Standards Board.
- [34] IASB. Discussion Paper - Preliminary Views on Insurance Contracts, 2007. Part 1 : Invitation to Comment and main text. International Accounting Standards Board (IASB).
- [35] IASB. Discussion Paper - Preliminary Views on Insurance Contracts, 2007. Part 2 : Appendices.

- [36] IASB. Exposure Draft Insurance Contracts ED/2010/8, 2010. International Accounting Standards Board (IASB).
- [37] IASB. IFRS 13 Fair Value Measurement, 2011. International Accounting Standards Board.
- [38] IASB. IFRS 4 Phase 2 “Insurance contracts” – Exposure Draft, 2013. International Accounting Standards Board (IASB).
- [39] IASB. IFRS 15 Revenue from Contracts with Customers, 2014. International Accounting Standards Board.
- [40] IASB. IFRS 9 Financial Instruments, 2014. International Accounting Standards Board.
- [41] IASB. Basis for Conclusions - IFRS 17 Insurance Contracts, 2017. International Accounting Standards Board.
- [42] IASB. IFRS 17 Insurance Contracts, 2017. International Accounting Standards Board.
- [43] IASB. AP2B Level of aggregation : annual cohorts for insurance contracts with intergenerational sharing of risks between policyholders, 2020. IASB meeting February 2020 - Staff paper.
- [44] IASB. IFRS 17 Insurance Contracts incorporating the June 2020 amendments, 2020. International Accounting Standards Board.
- [45] IASB. Summary of the Transition Resource Group for IFRS 17 Insurance Contracts meeting held on 4 April 2019, 2020.
- [46] IASC. Issues Paper on Insurance, 1999.
- [47] IASC. IAS 21 The Effects of Changes in Foreign Exchange Rates, 2003. International Accounting Standards Committee.
- [48] IFRS Foundation. Activités du Conseil des normes comptables internationales, 2017.
- [49] IFRS Foundation. IFRS Foundation Constitution, 2021.
- [50] IFRS Interpretations Committee. AP6 - Multi-currency Groups of Insurance Contracts (IFRS 17 and IAS 21), 2022. Initial Consideration.
- [51] IFRS Standards. Illustrative Examples - IFRS 17 Insurance Contracts, 2017. International Accounting Standards Board (IASB).
- [52] International Actuarial Association. *Risk Adjustments for Insurance Contracts*. 2018.
- [53] Malcolm Kemp. *Market consistency : model calibration in imperfect markets*. John Wiley & Sons, 2009.
- [54] Thomas Mack. Distribution-free calculation of the standard error of chain ladder reserve estimates. *ASTIN Bulletin : The Journal of the IAA*, 23(2) :213–225, 1993.
- [55] Semyon Malamud, Eugene Trubowitz, and Mario V Wüthrich. Market consistent pricing of insurance products. *ASTIN Bulletin : The Journal of the IAA*, 38(2) :483–526, 2008.
- [56] Robert C Merton. Theory of rational option pricing. *The Bell Journal of economics and management science*, pages 141–183, 1973.
- [57] Michael Merz and Mario V Wüthrich. Prediction error of the expected claims development result in the chain ladder method. *Bulletin of Swiss Association of Actuaries*, 1(2007) :117–137, 2007.
- [58] Robert S Miccolis and David E Heppen. A practical approach to risk margins in the measurement of insurance liabilities for property and casualty (general insurance) under developing international financial reporting standards. In *International congress of actuaries, Cape Town, South Africa*, 2010.
- [59] Christoph Möhr. Market-consistent valuation of insurance liabilities by cost of capital. *ASTIN Bulletin : The Journal of the IAA*, 41(2) :315–341, 2011.
- [60] Jan Natolski and Ralf Werner. Mathematical analysis of different approaches for replicating portfolios. *European actuarial journal*, 4(2) :411–435, 2014.
- [61] Lina Palmborg, Mathias Lindholm, and Filip Lindskog. Financial position and performance in IFRS 17. *Scandinavian Actuarial Journal*, pages 1–27, 2020.

BIBLIOGRAPHIE

- [62] Antoon Pelsser and Mitja Stadje. Time-consistent and market-consistent evaluations. *Mathematical Finance : An International Journal of Mathematics, Statistics and Financial Economics*, 24(1) :25–65, 2014.
- [63] Joshua V Rosenberg and Til Schuermann. A general approach to integrated risk management with skewed, fat-tailed risks. *Journal of Financial economics*, 79(3) :569–614, 2006.
- [64] Myron Scholes and Fischer Black. The pricing of options and corporate liabilities. *Journal of political Economy*, 81(3) :637–654, 1973.
- [65] Timothy J Sheldon and Andrew D Smith. Market consistent valuation of life assurance business. *British Actuarial Journal*, 10(3) :543–605, 2004.
- [66] Dirk Tasche. Risk contributions and performance measurement. 1999. Working paper.
- [67] Dirk Tasche. Capital allocation to business units and sub-portfolios : the euler principle. *arXiv preprint arXiv :0708.2542*, 2007.
- [68] Pierre-E Théron. About market consistent valuation in insurance. *Modelling in Life Insurance—A Management Perspective*, pages 43–60, 2016.
- [69] Transition Resource Group. AP2 - Determining the risk adjustment for non-financial risk in a group of entities, 2018. May 2018.
- [70] Transition Resource Group. AP5 - Determining quantity of benefits for identifying coverage units, 2018. May 2018.
- [71] Transition Resource Group. AP5 - Determining quantity of benefits for identifying coverage units, 2022. February 2018.
- [72] Andreas Tsanakas and Christopher Barnett. Risk capital allocation and cooperative pricing of insurance liabilities. *Insurance : Mathematics and Economics*, 33(2) :239–254, 2003.
- [73] UK Endorsement Board. Grouping insurance contracts : profitability buckets and annual cohorts, 2021. IFRS 17 Insurance Contracts - Endorsement, 17 september 2021, Agenda Paper 5.
- [74] Julien Vedani, Nicole El Karoui, Stéphane Loisel, and Jean-Luc Prigent. Market inconsistencies of market-consistent european life insurance economic valuations : pitfalls and practical solutions. *European Actuarial Journal*, 7 :1–28, 2017.
- [75] Shaun S Wang. A universal framework for pricing financial and insurance risks. *ASTIN Bulletin : The Journal of the IAA*, 32(2) :213–234, 2002.
- [76] Jochen Wieland. Runoff or redesign ? alternative guarantees and new business strategies for participating life insurance. *European Actuarial Journal*, 7(1) :29–50, 2017.
- [77] Mario V Wüthrich, Hans Bühlmann, Hansjörg Furrer, et al. *Market-consistent actuarial valuation*, volume 2. Springer, 2010.
- [78] Yixing Zhao, Rogemar Mamon, and Heng Xiong. Claim reserving for insurance contracts in line with the international financial reporting standards 17 : a new paid-incurred chain approach to risk adjustments. *Financial Innovation*, 7(1) :1–26, 2021.
- [79] Zurich. An introductory guide for investors and analysts. <https://www.zurich.com/-/media/project/zurich/dotcom/investor-relations/docs/investors/ifrs-17-at-zurich.pdf>, September, 27 2022.

Chapitre 1

From a Solvency II SCR to an IFRS 17 Risk Adjustment

TACHFINE EL ALAMI ET LAURENT DEVINEAU

In May 2017, the IASB (International Accounting Standard Board), in charge of enacting international accounting standards, published IFRS 17. It will be applied for reporting periods starting on January 1st, 2023, and replaces IFRS 4, introducing new challenges in terms of financial communication. In addition to its operational impact on data, systems, and processes, IFRS 17 has major effects on the internal organization and monitoring of the insurer's performance. In a context where insurers have invested significant time and resources in developing Solvency II models, several are investigating the possibilities of using those models in their IFRS 17 productions. This paper suggests a method for computing the risk adjustment (RA) based on the Solvency Capital Requirement (SCR). The adjustments required to bridge the gap between both accounting frameworks, particularly in matching the risk horizon and appetite, are discussed.

Keywords

IFRS 17, Solvency II, Risk adjustment, stress test, SCR

Introduction

IFRS 17 (International Financial Reporting Standard)[14] is an accounting standard that was issued by the International Accounting Standards Board (IASB) in May 2017. It will replace IFRS 4 on accounting for insurance contracts and has an effective date of 1st January 2023. IFRS 17 shall be applied to issued insurance and reinsurance contracts, held reinsurance contracts, and issued investment contracts with discretionary participation features. The purpose of IFRS 17 is to establish a consistent financial reporting framework that provides transparency about the insurance company's financial performance to which it applies. This standard enables better visibility of the entity's strategy and therefore allows comparison that was previously obstructed by the heterogeneity of local regulations. IFRS standards, particularly IFRS 17, are principle-based standards. Insurers are required to interpret the various concepts defined within the standards to implement and produce the financial statements. It provides freedom for the implementation and thus offers a lever for managing the entities' results.

Across the world, and more particularly in Europe, IFRS 17 arises in a multi-standard context, where insurers publish their financial statements under several frameworks, including Solvency II. Since January 1st, 2016, the Solvency II standard has given rise to a considerable work effort from insurance companies. European insurers have invested much time, energy, and resources in implementing the Solvency II calculations and reports. Several entities are investigating the opportunities of using Solvency II computations and models to assess IFRS 17 reporting to avoid duplication of computations and processes. The European Financial Reporting Advisory Group (EFRAG) acknowledges that in implementing IFRS 17, there are possible synergies with Solvency II, but the extent of such synergies varies between insurers (see [8]). Through a technical comparison of similarities and differences between IFRS 17 and Solvency II, EFRAG concludes that synergy potential is available in areas that have a high degree of commonality under both frameworks, i.e., the elementary contract data needed to establish the cash flow projections, and actuarial systems to measure insurance liabilities. Despite differences in the contract boundaries and the level of aggregation, the computation of the current value under IFRS 17 (i.e., the present value of future cash flows) is quite similar in principle to the best estimate calculation under Solvency II. While the best estimate under Solvency II is calculated by discounting cash flows using the EIOPA yield curve, neither the interest rates nor the methods for determining them are prescribed under IFRS 17. Nevertheless, the market is moving towards reconciling the two curves by adapting the EIOPA method to consider the particularities of each entity's liabilities.

In this paper, the discussion is restricted to the IFRS 17 risk adjustment (RA) computation. RA represents the compensation the entity requires for accepting uncertainty in the amount and timing of the cash flows arising from non-financial risk. We will examine its assessment and seek its relation with the Solvency II framework. Many RA computing techniques have already been discussed in the literature. The main reference here is the IAA monograph [15], which provides detailed implementation guidance for practitioners. It also describes the more common RA techniques, particularly quantile and cost-of-capital methods. Through a mathematical interpretation of the standards, Palmborg et al. [21] define an algorithm for profit or loss in accordance with IFRS 17 requirements. The RA is computed by a multi-period cost-of-capital approach introduced in [7]. Chevallier et al. [2] introduce a simple and general framework for estimating the probability of sufficiency of the technical provisions under an IFRS 17 environment for life insurance products using volatility and skewness of the risk factors. Miccolis et al. [20] chose a Rehman-Klugman methodology to estimate the parameters of the risk distribution. The authors then use a Wang Transform [23] to address the risk adjustment. In [24], authors studied the risk management of an automobile insurance policy in line with the conditions of IFRS 17. Using the approximated distribution with the bootstrap method, authors adopt four quantile approaches to compute RA : value at risk, conditional tail expectation, Wang transform, and cost of capital. However, no possible reconciliation with the Solvency II framework has been developed in these references.

Such a bridging has been studied for a non-life insurance scope in [6] where the authors bring together IFRS 17 ultimate view and Solvency II one-year of reserve risk. Indeed, the analytic formula-based approaches of [18] for the ultimate view of reserve risk and [19] for the one-year view of

Solvency II, have been compared to simulation-based results. Furthermore, the ultimate and one-year views were brought together by considering a sequence of one-year views until the liabilities extinction.

In this work, we wish to investigate a bond between IFRS 17 and Solvency II frameworks for Life & Health risks. We propose calculating the risk adjustment of IFRS 17 by exploiting Solvency II productions, particularly SCR. Using elementary SCR calculated under Solvency II can be of real practical interest. However, we will see that adjustments are necessary. In particular, the risk horizon must be modified to move from the one-year view of Solvency II to the duration of commitments required under IFRS 17. In addition, the underlying confidence threshold, set at 99.5% under Solvency II, depends under IFRS 17 on the risk aversion of the organization and will also be adjusted.

Section 1.1 compiles some basic facts on the IFRS 17 framework, focusing on the risk adjustment and the main issues related to its assessment. Section 1.2 establishes the relation between the SCR under Solvency II and the RA under IFRS 17. Using two different models, we derive a formula to convert Solvency II stresses into IFRS 17 stresses. We discuss the assumptions that enable us to switch from an SCR to a RA based on these shocks. Section 1.3 presents a life-insurance numerical example, discusses some properties, and challenges some assumptions.

1.1 Introducing IFRS 17 framework

1.1.1 Valuation principles of insurance liabilities

The measurement of insurance liabilities under IFRS 17 consists of the fulfillment cash flows and the contractual service margin (§32 in [14]). The fulfillment cash flows comprise the estimates of future cash flows and a risk adjustment for non-financial risk. The IFRS 17 current estimate of future cash flows is similar to the best estimate under Solvency II. It is the expected value of the full range of possible outcomes. It should be unbiased, excluding any provision, adjustment, or risk margin related to some form of prudence or risk sensitivity. The estimate of future cash flows should be adjusted to reflect the time value of money and the financial risks related to future cash flows. The risk adjustment for non-financial risk is, as defined in §37, the compensation an entity requires for bearing the uncertainty about the amount and timing of the cash flows that arise from non-financial risk as the entity fulfills insurance contracts. Further details about the risk adjustment are discussed in section 1.1.2.

In the IFRS 17 framework, the entity is not allowed to recognize the unearned future profit of a group as a gain when it issues the group of contracts at inception. Instead, a contractual service margin (CSM), which represents the amount of unearned profit still to be recognized, is computed. When initially recognizing a group of contracts, the entity estimates its contractual service margin as the opposite sum of the insurance liability value (including the risk adjustment) allocated to that group. If a group of contracts is onerous (i.e., expected to be or become loss-making), the loss of such a group is immediately recognized. At subsequent measurement, the entity adjusts the contractual service margin for changes in cash flows related to future services. In addition, interest is accreted at rates locked in at the initial recognition of a contract. Finally, to reflect the service provided, the contractual service margin is released to profit & loss in each period according to a pattern driven by coverage units (see §B119 in [14]). Note that the contractual service margin cannot be negative. If the sum of the liability value (including the risk adjustment) is positive, this amount will instead be the value of the loss component at initial recognition. The same applies to the subsequent measurement where unfavorable changes in future cash flows, which are greater than the remaining contractual service margin, are recognized in profit & loss. The measurement of the contractual service margin is related to the risk adjustment estimation. The risk adjustment is a deduction applied when estimating the contractual service margin at a group's inception. Its estimations can change from period to period, consequently updating the contractual service margin for each period. Hence, the risk adjustment The RA will thus provide a safety margin to absorb unfavorable changes in assumptions and impacts significantly how the profit is reported and emerges over time.

1.1.2 Focusing on the risk adjustment

The risk adjustment measures the compensation that the entity would require to be indifferent between fulfilling a liability that has a range of possible outcomes arising from non-financial risk and fulfilling a liability that will generate fixed cash flows with the same expected present value as the insurance contracts (see §B87 in [14]). Its primary purpose is to capture considerations related to uncertainty in the estimate, the variability of possible outcomes, and the risk of misestimation. IFRS 17 does not provide an explicit valuation method for risk adjustment. However, the Exposure Draft ED/2010/8 ([10]) dedicates a section on permitted risk adjustment techniques and suggests Value at Risk (*VaR*), Tail Value at Risk (*TVaR*), and cost of capital. A market consensus is heading toward two methods : the Value at Risk and the cost-of-capital approach. The first approach offers the advantage of being an intuitive risk measure, widely discussed in the literature ([1],[3]), and associated with a level of confidence that expressly reflects the entity's risk appetite. The second is the same approach used in the Solvency II framework for calculating the risk margin and thus ensures a reconciliation between these two quantities, which play a similar role in both frameworks. However, it is worth recalling that IFRS 17 requires an entity that does not apply a quantile approach to estimate the RA (this is the case for entities that have chosen a cost-of-capital approach) to disclose an equivalent confidence level.

The RA assessment method in this paper is a stress-based technique using calibrated shocks to compute the Value at Risk (*VaR*) for liability distribution. Then, its main advantage is to directly satisfy the IFRS 17 disclosure requirements regarding the confidence level corresponding to the RA. Moreover, a *VaR* approach based on instantaneous shocks is similar to one frequently used for internal economic capital calculations. That is, for instance, the case for assessing the Solvency Capital Requirement (SCR) under Solvency II. An entity may reuse existing *VaR* tools to compute the RA simply by modifying the shocks applied to the central risk factors.

Despite the possible synergies in cash flow projections and best estimate computation identified between the two accounting frameworks, several differences exist, especially regarding risk modeling and monitoring over time. It is worth pointing out that SCR is calculated over a one-year time horizon, whereas the RA under IFRS 17 would reflect a lifetime horizon limited by the contract boundaries. Solvency II is interested in a one-year deviation of the risk factors and requires the SCR to cover a bankruptcy on a one-year basis. From an annual closing to the next one, the Solvency II assumptions are reset. Under IFRS 17, we are instead interested in the risk deviations until the extinction of the insurer's commitments.

Furthermore, the entity should track the liability aggregates (e.g., fulfillment cash flows, CSM) throughout the coverage period of the insurance contracts. Thus, a variation between the initial assumptions set at the inception of a group of contracts and those revised at the subsequent closing periods will significantly impact the volatility of profit and loss over time. Besides, SCR corresponds to a high percentile (e.g., 99.5%) for a one-year view. The confidence level of the RA would generally reflect a lower percentile over a longer time horizon, which makes its estimation more reliable. Finally, SCR includes all risks the entity faces, including market risks, whereas RA is only required for non-financial risks. IFRS 17 explicitly states that the risk adjustment for non-financial shall not reflect the risks that do not arise from the insurance contracts, such as general operational risk. As such, SCR and RA amounts may not be directly comparable.

This work was intended to explore similarities between the requirements from both Solvency II and IFRS 17 frameworks in quantiles calculations while highlighting the key areas of difference where most adjustments are likely to be required. Given the investment and disruption caused by Solvency II, using existing systems and processes to implement IFRS 17 will help entities to achieve lower costs, improve management insight, drive profit, and accelerate reporting. Using the SCR calculation to provide a risk adjustment may be an excellent opportunity to benefit from synergies between both directives.

One may argue whether using the Solvency II risk margin may be a better alternative to the SCR. The cost-of-capital used for calculating the risk margin provides an interesting starting point for the IFRS 17 risk adjustment since IFRS 17 allows entities to adopt such a technique. In many aspects,

the definition of risk adjustment is consistent with the principles underlying the risk margin calculation. However, the requirement to disclose the confidence level associated with the risk adjustment may make a direct confidence interval approach more appealing. In practice, this can be achieved by assuming a distribution for the value of the liabilities and deriving a confidence level equivalent to the amount based on the cost of capital. Such a method encourages entities to adopt a "tick the box" strategy to ensure compliance of the RA with the standard by choosing simple models (Gaussian, log-normal...). It would be hard to justify that the equivalent quantile level varies significantly from one closing period to the next.

Besides, in IFRS 17, the company's own perspective should be considered rather than that of a reference undertaking. Solvency II prescribes the method for calculating the risk margin by the regulation, which states that it should be "calculated by determining the cost of providing an amount of own eligible funds equal to the Solvency Capital Requirement necessary to support the insurance and reinsurance obligations over the lifetime thereof" (Article 77, §5 in [9]). It also specifies a formula for the calculation as well as parameter values. Nevertheless, IFRS 17 principles for the valuation of insurance contract liabilities do not depend on the entity's Solvency. Capital requirements, capital adequacy assessments, and other solvency tests applied to an entity's capital or surplus are not directly relevant to the IFRS 17 risk adjustment. The valuation of insurance liabilities is market-consistent for both IFRS 17 and Solvency II regulations. The cost-of-capital rate under such an approach can be thought of as a measure of the excess return over the risk-free rate that investors expect to receive for investing in the entity. EIOPA prescribes the risk-free rate to discount future cash flows under Solvency II. IFRS 17 proposes two approaches to calculate the discount rate used for the present value of future cash flows : top-down and bottom-up. The bottom-up approach, which is the most commonly used, explicitly refers to the risk-free rate as a starting point. In order to build their bottom-up methodology for the production of IFRS 17 yield curves, several stakeholders have adapted the method provided by the EIOPA for the computation of the volatility adjustment. The yield curves between both standards can be quite comparable. Hence, even though cost-of-capital is a valid methodology to compute IFRS 17 risk adjustment, it is still a rather complex method to justify since there is no specific guidance regarding the choice of criteria for the amount of capital or cost-of-capital rates. Mainly because the capital requirements imposed by Solvency II or other insurance regulatory frameworks serve a different purpose than for IFRS reporting. Similarly, the IFRS 17 risk adjustment may not necessarily align with external market demands for a certain level of capital, solvency protection, or market returns on capital. When applying IFRS 17, the entity should consider its own compensation requirements for bearing uncertainty regarding cash flows.

The determination of risk compensation starts with an assessment of the uncertainty involved. This assessment involves identifying risks impacting the insurance contract cash flows and the key drivers or sources of such risks. The impact on the risk adjustments of those drivers, referred to in the following as "risk factors", may be quantified through risk models. Furthermore, IFRS 17 allows for risk diversification. In other words, the risk adjustment for non-financial risk also reflects the degree of diversification benefit the entity includes when determining the compensation it requires for bearing that risk, and both favorable and unfavorable outcomes, in a way that reflects the entity's degree of risk aversion. Diversification can occur because of the interaction between non-financial risks embedded in RA calculation or between insurance portfolios. IFRS 17 permits an entity to set the risk adjustment at the level of aggregation consistent with the measurement objective. Consequently, a VaR approach based on the computation of elementary RAs and their aggregation is a reasonable option to adequately address the risks to which the entity's liabilities are exposed and their diversification. On the contrary, it is difficult to identify these effects when applying the cost-of-capital approach.

1.2 Formalising the SCR-to-RA technique

This section provides a theoretical bond between a Solvency II SCR for an elementary risk (for instance, mortality, lapse. . .) and an IFRS 17 risk adjustment for the same risk. The entity is assumed

to compute its Solvency II SCR and IFRS 17 risk adjustment using a "standard formula" approach. Each elementary economic capital (i.e. elementary RA or elementary SCR) is assessed via a stress approach and represents the difference between the central best estimate according to the assumptions on the calculation date and a stressed one resulting from an instantaneous shock on these conditions. Elementary capitals are then aggregated with correlation matrices to reflect the risk diversification. Stresses and aggregation parameters within the Solvency II framework can be provided by the regulatory framework (Solvency II standard formula) or assessed by the company (full or partial internal models). Under IFRS 17, the entity may perform additional shock calibration analysis or adapt existing results from Solvency II.

Nevertheless, adjustments are required to revise the risk horizon, the underlying confidence level, and contract boundaries. Note that the discussion only focuses on estimating an elementary risk adjustment. The notion of correlation in the Solvency II framework in the one-year view differs from that of the IFRS 17 framework. Given its ultimate view of risk, time diversification is more important in the latter than in Solvency II. When the temporal correlation structure is known, it is possible to derive a relationship between the correlation matrices from both frameworks as discussed in [5].

Let \mathcal{X} stand for the policyholders' portfolio, and T the time horizon projection of liabilities computations, and let us denote by R the elementary risk (ex. mortality, lapse) and $(\widetilde{R}_{t,x})_{t \in \{1, \dots, T\}, x \in \mathcal{X}}$ the associated risk factor (ex. mortality rates, lapse rates) where x is a policyholder or a set of policyholders grouped by their features (ex. age ...) and t the period. Since IFRS 17 covers mainly liabilities, and the scope of risk adjustment does not include financial risks, we suppose that the risk R does not impact the entity's assets. Then, using the notation $R_{t,x} = \mathbb{E}[\widetilde{R}_{t,x}]$ and $\mathbf{R}_{T,\mathcal{X}} = (\widetilde{R}_{t,x})_{t \in \{1, \dots, T\}, x \in \mathcal{X}}$, the SCR to face the risk R is given by :

$$SCR_R = VaR_\beta \left(\mathbb{E}[L(\widetilde{\mathbf{R}}_{T,\mathcal{X}}) \mid \tilde{\epsilon}_1] \right) - L(\mathbf{R}_{T,\mathcal{X}}), \quad (1.1)$$

where $L(\mathbf{R}_{T,\mathcal{X}})$ stands for the fair value of liabilities as a function of the risk factor vector and $\tilde{\epsilon}_1$ is the risk deviation at the first period.

To assess the elementary capital related to the risk R , we deliver an instantaneous shock to the risk factor and determine the liabilities value under the stressed conditions. The shock reflects a deviation of the risk factor by a magnitude equivalent to the confidence level. Solvency II set this level at 99.5%, while IFRS 17 requires a level reflecting the entity's risk appetite. The amount of the shocked liabilities is then subtracted from the central liabilities fair value $L(\mathbf{R}_{T,\mathcal{X}})$ in order to obtain the SCR for R . For consistency with the definition of the Solvency II economic capital, the instantaneous stress delivered to the various elementary risks is homogeneous to extreme deviations at a confidence level β ($\beta = 0.5\%$ or 99.5% depending on which of an increase or a decrease of the risk factor has an adverse effect). Denoting Δ_β^{S2} the Solvency II shock, the elementary SCR for risk R is given by :

$$SCR_R = L((1 + \Delta_\beta^{S2})\mathbf{R}_{T,\mathcal{X}}) - L(\mathbf{R}_{T,\mathcal{X}}). \quad (1.2)$$

The current value of the entity's liabilities is assumed to be a monotonic function of the risk factor. Thus, measuring the quantile of the distribution of the current value of liabilities is equivalent to measuring the liabilities on the quantile of the risk factor distribution. In other words, $VaR_\beta(L(\widetilde{\mathbf{R}}_{T,\mathcal{X}})) = L(VaR_\beta(\widetilde{\mathbf{R}}_{T,\mathcal{X}}))$ if liabilities fair value is an increasing function of the risk factor and $VaR_\beta(L(\widetilde{\mathbf{R}}_{T,\mathcal{X}})) = L(VaR_{1-\beta}(\widetilde{\mathbf{R}}_{T,\mathcal{X}}))$ if it is a decreasing one. Note that this strong assumption can be relaxed using a predominance hypothesis (see [4] for more details).

1.2.1 From a Solvency II stress to an IFRS 17 stress

We focus now on the link between the shocks used to measure economic capital in each accounting framework. Recall that analogously to the Solvency II framework, the shocks applied in the IFRS 17 framework correspond to a deviation of the risk factor in line with the entity's risk appetite. Let α

stand for the RA confidence level. The IFRS 17 stress related to the risk R is given by :

$$\Delta_{t,x,\alpha}^{IFRS} = \frac{Q_\alpha(\widetilde{R}_{t,x}) - R_{t,x}}{R_{t,x}}. \quad (1.3)$$

It is worth pointing out that the main difference between the shocks applied under Solvency II and those adopted under IFRS 17 lies in the temporal view related to the risk. While under IFRS 17, the stressed risk factor corresponds to a quantile in the ultimate vision, under Solvency II, it is instead a one-year view. Hence, as explained below, we assume that the risk factor deviation under Solvency II occurs in the first year. Establishing a closed formula between the shocks of the two accounting standards requires identifying the risk factor dynamic. We first consider the normal model, which offers useful properties, particularly regarding conditional distributions. Then, the idea is to consider a distribution for the risk factors centered around the central conditions with random deviations accruing over time.

Proposition 1.2.1 (Normal approach). *We assume that the risk factor $\widetilde{R}_{t,x}$ follows a normal distribution given by :*

$$\widetilde{R}_{t,x} = R_{t,x} + \sigma R_{t,x} \sum_{k=1}^t \widetilde{\epsilon}_k, \quad (1.4)$$

where :

- $R_{t,x}$ is the mean parameter,
- σ is a volatility parameter,
- $(\widetilde{\epsilon}_k)_{k \in \{1, \dots, t\}}$ are independent standard normal variables.

Thus, denoting \mathbf{q}_α the α -quantile of a standard normal, we have :

$$\Delta_{t,x,\alpha}^{IFRS} = \frac{\mathbf{q}_\alpha}{\mathbf{q}_\beta} \sqrt{t} \Delta_{t,x,\beta}^{S2}. \quad (1.5)$$

Proof. According to the normality assumption above, one can easily prove that IFRS 17 stress is given by : $\Delta_{t,x,\alpha}^{IFRS} = \sigma \sqrt{t} \cdot \mathbf{q}_\alpha$. From another hand, under the one-year view of the Solvency II framework, the deviation related to the confidence level β occurs in the first year. We formalize this view considering a conditional expectation on the risk factor based on the information about the risk at the end of the first year of the cash-flows projection. This information is carried by the risk factors at $t = 1$. Note that conditioning by the first year risk factor is equivalent to taking null innovations $\widetilde{\epsilon}_k$ for $k > 1$. Indeed, one can easily see that : $\mathbb{E}[\widetilde{R}_{t,x} \mid \widetilde{\epsilon}_1] = R_{t,x} + \sigma R_{t,x} \widetilde{\epsilon}_1$. It is a simple matter to see that $\Delta_{t,x,\beta}^{S2} = \sigma \cdot \mathbf{q}_\beta$. The proof is then straightforward.

Note finally that since $\mathbf{q}_\alpha = -\mathbf{q}_{1-\alpha}$, the same proof remains valid for both an "up stress" (i.e., an increase of the risk factor has an adverse effect) and a "down stress" (i.e., a decrease of the risk factor has an adverse effect). □

The important point to note here is that the IFRS 17 Stress does not depend on the mean and volatility parameters of the risk factor. Thus, the entity's confidence level and the time horizon characterize the shock value. In practical terms, this is quite convenient since the entity may reuse Solvency II ALM models of the entity to compute elementary risk adjustments simply by replacing the instantaneous shocks.

This same formula can be verified for a mortality/longevity risk under a Lee-Carter ([17]) assumption. We refer the reader to appendix A.1 for more details.

In practice, the risk factors used to estimate the stressed current estimate are homogeneous to rates (i.e., mortality rate, surrender rate, ...). As a result, a normal approach is often rejected as it may lead to negative rates. The classical alternative, in this case, is the log-normal model. Thus, similarly, we consider a log-normal distribution with an accumulation of temporal deviations. We fix the log-normal parameters so that the average rate matches the central conditions.

Proposition 1.2.2 (Log-normal approach). *We assume under the log-normal approach that the risk factor $\widetilde{R}_{t,x}$ is given by :*

$$\widetilde{R}_{t,x} = R_{t,x} \exp\left(-\frac{\sigma^2}{2}t + \sigma \sum_{k=1}^t \epsilon_k\right),$$

where :

- $R_{t,x}$ is the mean parameter
- σ is a volatility parameter
- $(\widetilde{\epsilon}_k)_{k \in \{1, \dots, t\}}$ are independent standard normal variables

Denoting \mathbf{q}_α the alpha-quantile of a standard normal, an approximation of the IFRS 17 stress (for small values of $\sigma_{t,x}$) is given by :

$$1 + \Delta_{t,\alpha}^{IFRS} = \left(1 + \Delta_\beta^{S2}\right)^{\frac{\mathbf{q}_\alpha \sqrt{t}}{\mathbf{q}_\beta}} \exp\left(-\frac{t}{2} \left[\frac{\ln(1 + \Delta_\beta^{S2})}{\mathbf{q}_\beta}\right]^2\right). \quad (1.6)$$

Proof. The proof is much like for Proposition 1.2.2. We only provide the main ideas of the proof in the following. It is easy to check that

$$\Delta_{t,\alpha}^{IFRS} = \exp\left(\sigma \sqrt{t} \mathbf{q}_\alpha - t \frac{\sigma^2}{2}\right) - 1.$$

When considering a one-year deviation, the shock for the Solvency II framework is given by :

$$\Delta_\beta^{S2} = \exp\left(\sigma \mathbf{q}_\beta - \frac{\sigma^2}{2}\right) - 1.$$

Notice that for small values of σ , the Solvency II shock may be approximated by $\Delta_\beta^{S2} \approx \exp(\sigma \mathbf{q}_\beta) - 1$. An easy computation leads then to equation (1.6). \square

In what follows, we shall write $\Delta_{t,\alpha}^{IFRS, Norm}$ for the IFRS 17 stress under the normal approach and $\Delta_{t,\alpha}^{IFRS, LogNorm}$ for the log-normal. It is straightforward that the function $f : t \rightarrow \Delta_{t,\alpha}^{IFRS, Norm}$ under the normal approach is monotonous (increasing for up stress and decreasing otherwise). We may also note that for an up stress (resp. down stress) $\lim_{t \rightarrow \infty} \Delta_{t,\alpha}^{IFRS, Norm} = +\infty$ (resp. $\lim_{t \rightarrow \infty} \Delta_{t,\alpha}^{IFRS, Norm} = -\infty$), which means that for a long time horizon, the IFRS 17 stress may be rather significant, especially with a high aversion for risk.

For the log-normal approach, the shock's behavior is less obvious in case the adverse scenario corresponds to an increase of the risk factor ($\Delta_{t,x,\beta}^{S2} > 0$). For down stress, one can easily check that $\Delta_{t,\alpha}^{IFRS}$ decreases in time. We observe furthermore $\lim_{t \rightarrow \infty} \Delta_{t,\alpha}^{IFRS, LogNorm} = -1$) for both up and down stresses. The stress is bounded below by -1 , which is quite convenient in down scenarios. Nevertheless, as we will see in the numerical example in section 1.3, it means that in up scenarios, even if $\Delta_{t,\alpha}^{IFRS}$ starts by increasing, the function decreases and tends towards -1 . Thus, under the log-normal approach, up stress may take negative values due to the asymmetric shape of the log-normal distribution. We leave it to the reader to verify that, in fact, under the log-normal assumption $\forall t > \frac{4\mathbf{q}_\alpha^2}{\sigma^2}, R_{t,x} > Q_\beta(\widetilde{R}_{t,x})$ (i.e., the expected value of the risk factor is greater than risk appetite level percentile). Such negative shocks are counterintuitive and inconsistent with risk management practices when they relate to an upward scenario. Furthermore, a quantile that is lower than the expectation would lead to a negative RA. Since RA is an additional compensation to the value of the liability due to the uncertainty of the liability, a negative RA does not fulfill its primary objective.

1.2.2 From a Solvency II SCR to an IFRS 17 RA

The formulas presented in section 1.2.1 allow us to distort the stresses of Solvency II to consider the characteristics of the IFRS 17 regulatory framework regarding the entity's risk appetite and risk horizon. However, using such equations to compute risk adjustment assumes a comonotonicity between the risk factor and the fair value of liabilities. The shocks correspond to a quantile of the risk factor distribution. This assumption ensures equality between the quantile of the liability distribution and the BE evaluated as the quantile of the risk factor. This subsection aims to build a bridge between Solvency II SCR and IFRS 17 risk adjustment while relaxing the comonotonicity assumption. The main idea is to convert an SCR into a RA and avoid recomputing and projecting cash flows.

Let us denote the stochastic liability of the company :

$$L(\widetilde{\mathbf{R}}_{T,\mathcal{X}}) = \sum_{x \in \mathcal{X}} \sum_{t=1}^T \widetilde{DF}(\widetilde{\mathbf{R}}_{t,x}),$$

where :

- $\widetilde{\mathbf{R}}_{t,x}$ are annual risk factors (ex. annual lapse rates) that are supposed to be independent random variables
- $\widetilde{DF}(\widetilde{\mathbf{R}}_{t,x})$ are estimated future cash flows, possibly discounted.

It is worth pointing out that since $\widetilde{\mathbf{R}}_{t,x}$ are independent, the comonotonicity hypothesis is not verified. Thus, even though we have by definition of the stress $L(Q_\alpha(\widetilde{\mathbf{R}}_{t,x})_{t,x}) = L(((1 + \Delta_{t,x,\beta}^{S2})\widetilde{\mathbf{R}}_{t,x})_{t,x})$, the stressed liability value is not necessarily equal to $Q_\alpha(L((\widetilde{\mathbf{R}}_{t,x})_{t,x}))$. In other words, estimating the BE under assumptions stressed at a given level does not result in a measure of the quantile of the BE distribution at that level. Comonotonicity is a strong assumption of Solvency II that is not always verified in practice. The approach of using Solvency II shocks to calculate their IFRS 17 counterpart has the disadvantage of recovering the assumptions made in the former framework. It is, however, possible to avoid using a scaling function introduced in the following. An assumption of normal cash flows replaces comonotonicity.

To shorten notation, let \widetilde{DF}_t stand for $\sum_{x \in \mathcal{X}} \widetilde{DF}(\widetilde{\mathbf{R}}_{t,x})$ and let us assume that the distribution of \widetilde{DF}_t may be approximated with a normal distribution.

$$\nabla^{IFRS} = \frac{Q_\alpha(L((\widetilde{\mathbf{R}}_{t,x})_{t,x})) - L((\mathbf{R}_{t,x})_{t,x})}{L(Q_\alpha(\widetilde{\mathbf{R}}_{t,x})_{t,x}) - L((\mathbf{R}_{t,x})_{t,x})} \quad (1.7)$$

Note that ratio does not depend on the confidence level α . This result may be established by lemma A.2.1. Details are provided in appendix A.2. The same conclusion can be drawn for the Solvency II framework using a one-year quantile function and confidence level $\beta = 99.5\%$.

If RA_α (resp. SCR_β) stand for $Q_\alpha(L((\widetilde{\mathbf{R}}_{t,x})_{t,x})) - L((\mathbf{R}_{t,x})_{t,x})$ (resp. $Q_\beta^{1year}(L((\widetilde{\mathbf{R}}_{t,x})_{t,x})) - L((\mathbf{R}_{t,x})_{t,x})$) and ΔL_α stand for $L(((1 + \Delta_{t,x,\beta})\widetilde{\mathbf{R}}_{t,x})_{t,x}) - L((\mathbf{R}_{t,x})_{t,x})$, then for each confidence level α we have :

$$RA_\alpha = \frac{\nabla^{IFRS}}{\nabla^{S2}} \frac{\Delta L_\alpha^{IFRS}}{\Delta L_\beta^{S2}} SCR_\beta \quad (1.8)$$

We will call $\mathcal{S}_\alpha = \frac{\nabla^{IFRS}}{\nabla^{S2}} \frac{\Delta L_\alpha^{IFRS}}{\Delta L_\beta^{S2}}$ the scaling factor since it turns an SCR into a RA taking into account the required adjustments in terms of risk appetite and risk horizon. The liability function L may be replaced in practice by an approximation. An approximation could be, for example, a calculation of the BE at a higher level of aggregation (e.g., Model Point) or by considering an average scenario for financial risks (i.e., flexing). Such an approximation may be convenient to avoid computing and projecting cash flows twice for Solvency II and IFRS 17 production. Thus, each elementary SCR obtained via ALM models shall turn directly into a RA.

In addition, this result remains valid if the liabilities function is different between the two regulatory frameworks. It may be the case if the contract’s boundaries differ for both frameworks.

Let us finally recall that even though the comonotonicity assumption is not verified here, the RA value is still totally characterized by the stresses obtained in section 1.2.1 under this assumption. Nevertheless, the proof strongly depends on the normality of the cash flows.

1.3 Numerical application

We consider here an insurance company issuing a pension product. Insurers below 65 years pay an amount P at each period unless they die during the period or cancel their contract. Suppose the insured person is still alive at 65 years. In that case, the entity pays a benefit of C at each reporting period until the period when the person dies or the period when the insured person reaches age 111 years, whichever comes first. We assume that after they are 65 years old, policyholders do not cancel their contracts. The entity issues these contracts have at the same time to 10000 policyholders between the ages of 25 and 55 years. The proportion of different ages is that of the general population of France in 2020. The entity does not expect any of these contracts to be onerous. Thus they all form a single group of contracts.

The best estimate of this insurance product is given by :

$$BE = \sum_{x=25}^{55} \sum_{t=1}^{85} v^t {}_t p_x N_x \left[P(1 - R)^t \mathbf{1}_{\{x+t < 65\}} + C(1 - R)^{(65-x)+} \mathbf{1}_{\{x+t \in [65, 111]\}} \right],$$

where :

- N_x is the number of individuals of age x in the portfolio
- R is the annual lapse rate (i.e. annual probability of contract’s cancellation)
- ${}_t p_x$ is the probability that an individual of age x reaches the age $x + t$
- P is the annual premium paid by each policyholder
- C is the benefit paid to the policyholders after they are 65

Hence, the entity is subject to both lapse and mortality (or longevity) risks. It computes an elementary SCR for each risk by estimating a BE based on Solvency II stresses as in the standard formula. The entity also computes elementary RA after converting Solvency II stresses into IFRS 17 shocks. For longevity (i.e., decrease in mortality rates) and mortality (increase in mortality rates) risks, a Lee-Carter-based approach (see A.1) is considered. A normal and a log-normal approach are discussed for Up and Down scenarios of the lapse risk. Financial and non-financial assumptions are summarised in Table 1.1.

TABLE 1.1 – Assumptions of the numerical usecase

Life Table	TH002	RA level	$\alpha = 75\%$
Yield Curve	EIOPA 30/09/2020	Premiums	$P = -1$
Lapse Rate	$R = 4\%$	Claims	$C = 2$
Mortality Stress	$\Delta_{Mort}^{S^2} = 15\%$	Lapse Stress Up	$\Delta_{Lapse Up}^{S^2} = 50\%$
Longevity Stress	$\Delta_{Long}^{S^2} = -20\%$	Lapse Stress Down	$\Delta_{Lapse Down}^{S^2} = -50\%$

1.3.1 Computing IFRS 17 stresses

In order to compute the risk adjustments for both elementary risks, we first compute the IFRS 17 stresses according to the entity’s risk appetite (i.e., confidence level α). As mentioned, both log-normal and normal approaches are considered here for the lapse risk. In addition, we examine both an increase (Up scenario) and a decrease (Down scenario) in the lapse rate. Recall that in the standard

formula, the SCR for lapse risk corresponds to the least favorable of three scenarios : a permanent increase in lapse rates, a permanent decrease in those rates, or a massive lapse. Several entities follow this same rationale for the RA, except for a mass lapse which is excluded from the scope of the RA by some. The modeling considered in this paper is also not adequate for modeling extreme and discontinuous risk. For this reason, we do not consider the mass lapse scenario in the following.

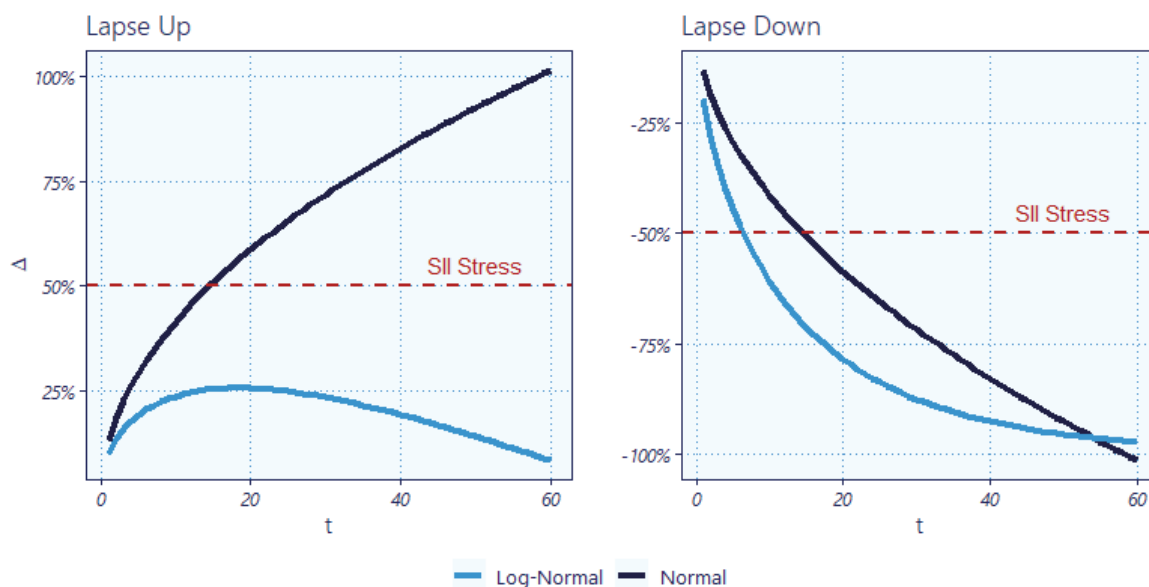


FIGURE 1.1 – IFRS 17 stresses for lapse risk under both normal and log-normal methods

For the up scenario, we notice that the log-normal stress is an increasing then decreasing function of time as shown in Fig. 1.1. As mentioned in 1.2.1, this is due to the asymmetrical shape of the log-normal distribution. Under this assumption, the IFRS 17 stress approaches -1 over time. The log-normal approach may lead to negative stresses for an Up Scenario, which contradicts its aim. This issue becomes even worse with low values of the confidence level α . Indeed, Fig. 1.2 shows that the stress is negative at each period for a confidence level α close to 50%. Nevertheless, for greater values of α , it takes more time for the stress function to decrease to negative values. From a more practical point of view, an entity may still use a log-normal approach if the confidence level is sufficiently high.

The log-normal approach has better properties for a Down scenario. The stress function decreases over time and approaches -1 . It ensures bounded values for the IFRS 17 stresses, in contrast with the normal approach, where the stresses are limitless in both directions. The normal approach may lead to substantial stress values, especially with high confidence levels. Besides, the log-normal approach generates significant stresses for the first periods compared to the normal assumption. Thus, it engenders greater risk adjustment for insurance contracts with a short coverage period.

1.3.2 Computing BE, SCR, and RA

A risk adjustment for each of the risks previously considered is assessed. To do so, we compute a stressed value of the best estimate using the previous shocks. Note that it is the same computation as SCR, with differing shocks. It should be noted that, unlike Solvency II, the shocks under IFRS 17 are not constant. The results are summarised in Table 1.2. It appears from calculations that the entity is unaffected by increased death and surrender rates. Therefore, only longevity and lapse Down risks have a significant adverse impact on the Best Estimate. Thus, we will restrict our attention to those two scenarios in the following.

Note that the capital required under Solvency II to cover longevity risk is lower than required for lapse risk for the normal approach. In contrast, the compensation required under IFRS 17 for lapse risk is lower than its counterpart for longevity risk. It means that the relative impact of a risk

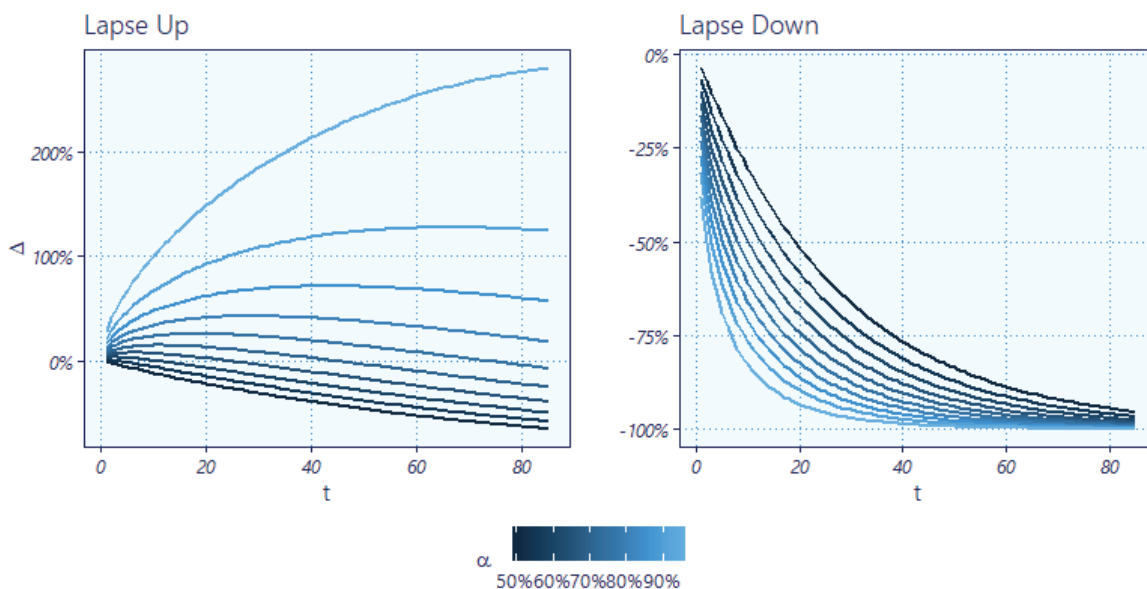


FIGURE 1.2 – Shape of IFRS 17 Stress for lapse risk under the log-normal approach depending on the confidence level.

TABLE 1.2 – Best estimate, SCR (Solvency II) and RA (IFRS 17) for lapse Down and longevity risks

Framework	BE	Longevity	Lapse (Normal)	Lapse (Log-normal)
Solvency II	- 43 843	9 241	9 998	9 998
IFRS 17	- 43 843	13 535	12 530	19 106

compared to all the risks to which the entity is exposed can change substantially according to whether one considers a one-year or ultimate run-off vision. Hence, considering both the company’s appetite threshold and the duration of coverage is necessary to estimate a consistent RA.

We also note that the log-normal approach gives a more significant RA than its counterpart. It is consistent with the properties of the log-normal approach in the context of downward stress, as seen above. Indeed, at the appetite threshold $\alpha = 75\%$, the log-normal approach results in higher shocks than the normal approach, which leads to a much more impacting RA. It is worth noting that the impact of choosing the normal or log-normal approach is not negligible. Indeed, in addition to raising the RA, the log-normal approach, in this case, will drastically reduce the CSM at inception and, therefore, the share of profit to be allocated in P&L over time. On the contrary, a lower RA value could lead to a situation where the GoC becomes onerous with an adverse deviation of the risk factor from one closing period to the next. If so, recall that the entity must recognize the loss incurred immediately and set up a Loss Component.

We then focus on the behavior of marginal RAs regarding the entity’s risk appetite. We plot in Figure 1.3 the evolution of the RA longevity and the RA lapse following the two parametric approaches as a function of the confidence level α . We notice that under the log-normal approach, the RA increases in an almost linear trend, as opposed to the normal approach, which increases more rapidly. Although the log-normal approach gives higher RA values, RA under a normal distribution becomes more significant for high confidence levels. We also observe that compared to the normal approach, the stresses under the log-normal assumption are much less affected by changes in the confidence level. Since the Lee-Carter approach leads to the same formula as in the normal case, the same conclusions still apply to longevity risk.

We are interested in the lapse risk and compare the deterministic stress test method to an empirical alternative. We simulate different trajectories of the BE under assumptions of co-monotony between the liabilities value and the surrender rates and construct an empirical distribution of the former for

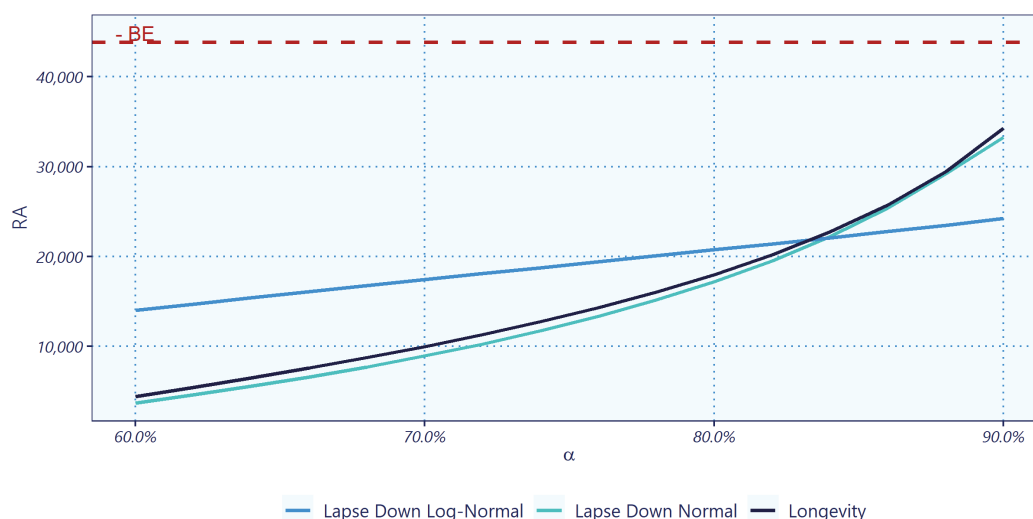


FIGURE 1.3 – Risk adjustment depending on the confidence level α for longevity (Lee-Carter based model) and lapse Down (Normal and log-normal). The dashed line represents the unsigned best estimate.

TABLE 1.3 – Best Estimate(median), SCR (Solvency II) and RA (IFRS 17) for lapse Down risk. Comparison of the deterministic and stochastic approaches.

	Framework	BE	Lapse Normal	Lapse Log-normal
Solvency II	Deterministic	- 43 843	9 998	9 998
	Stochastic (Norm)	- 43 838	9 940	-
	Stochastic (L-Norm)	- 43 422	-	9 584
IFRS 17	Deterministic	- 43 843	12 530	19 106
	Stochastic (Norm)	- 43 884	11 579	-
	Stochastic (L-Norm)	- 43 979	-	19 760

each accounting framework. The difference between the simulations under the two standards lies in the variance to consider around the simulated noise. The RA under IFRS 17 and the SCR under Solvency II are then measured on the generated distributions via a quantile of order 75% and 99.5% respectively and are shown in Table 1.3. While the normal and log-normal stochastic approaches lead to similar results in the one-year view, the risk adjustments are significantly different. The shocks and the standard deviations of the risk factors are greater in the log-normal framework, and hence the RA is greater in this case. Calculating the RA by deforming the Solvency II shocks gives similar results to the stochastic approaches.

1.3.3 Converting SCR to RA - A comonotonicity-free example

We now intend to drop the comonotonicity assumption within the simulative approach. The idea is to simulate time-independent risk factors. The results are summarized in Table 1.4. In contrast to the comonotone example presented previously (see Table 1.3), the RAs obtained by the simulatory approach are very low due to the temporal diversification induced by the assumption of independence of the risk factors. Thus, the absence of the comonotonicity hypothesis raises issues about the accuracy of the stress test approach in both Solvency II and IFRS 17 frameworks.

In a second step, we compute the risk factor presented in section 1.2, based on the quantiles at the $\alpha = 75\%$ threshold. Then, we shift the appetite confidence level and use the SCR-to-RA formula to compute the risk adjustment. The latter is then compared to the quantile at the same threshold obtained on the distribution of the simulated approach in figure 1.4.

TABLE 1.4 – Best Estimate, SCR (Solvency II) and RA (IFRS 17) for lapse risk. Comparison of the deterministic and stochastic approach.

Framework		BE	Lapse Normal	Lapse Log-normal
Solvency II	Deterministic	- 43 843	9 998	9 998
	Stochastic (Norm)	- 43 837	1 299	-
	Stochastic (L-Norm)	- 43 844	-	1 735
IFRS 17	Deterministic	- 43 843	12 530	19 106
	Stochastic (Norm)	- 43 868	1 004	-
	Stochastic (L-Norm)	- 43 832	-	445

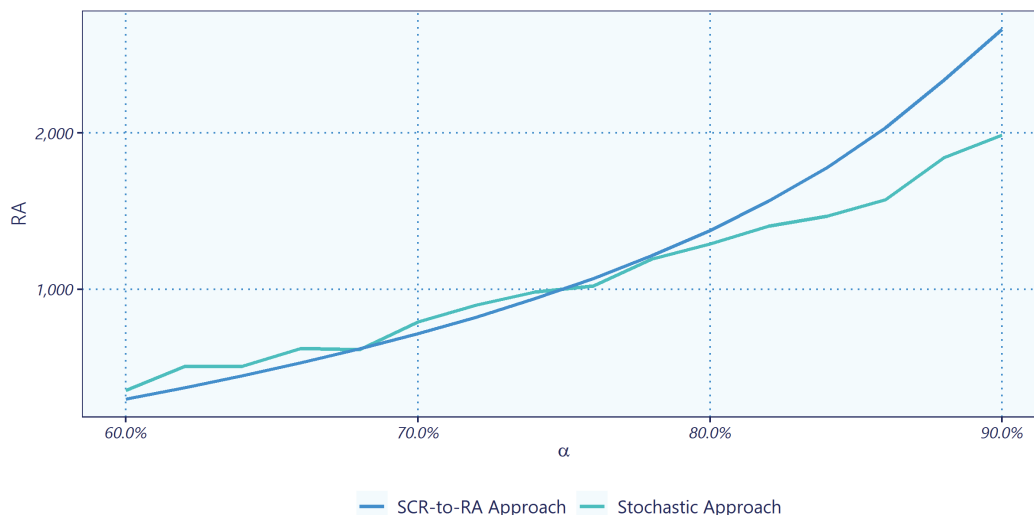


FIGURE 1.4 – Calculation of the risk adjustment under the normal Approach : Stochastic approach vs. SCR-to-RA approach

The SCR-to-RA approach gives consistent results compared to the simulative approach. It also has the advantage of being a deterministic approach requiring fewer resources and calculation time. Dropping the assumption of comonotonicity allows for a less restrictive theoretical modeling framework. Using a risk factor allows us to produce reliable results while relaxing the strict assumptions induced by the Solvency II regulation.

1.4 Conclusion

IFRS 17 introduces a new accounting model and, with it, many new challenges for insurers. Whether in processes, tools, modeling, or data management, entities anticipate various adjustments and acknowledge that modifications will be necessary to adapt current systems to data production times much shorter than those currently required under Solvency II. The industrialization of data production processes is thus becoming inevitable to gain efficiency and security.

One of the paths the market takes is reconciling the Solvency and IFRS 17 concepts. It makes it possible to reuse the processes and models existing under Solvency II to adapt them to the calculations of IFRS 17. Along with synergies regarding cash flow projections and computation of liabilities' current estimate, we have shown an additional bridging between SCR for an elementary risk and the corresponding risk adjustment. As well as reducing calculations and implementation delays, this enables consistency in the management of non-financial risks between both Solvency II and IFRS 17 while respecting their respective one-year and ultimate run-off views.

It is nevertheless important to note that the transition from Solvency II to IFRS 17 requires several

strong assumptions. We have considered normal and log-normal risk factors, two of the practitioners' most common approaches. Extending the shock conversion formulas to a more generic framework poses some theoretical problems, especially in explicitly defining the conditional expectation formula (conditioning on the deviation of the first year). It is thus more challenging to derive a closed formula for converting Solvency II shocks when the underlying distribution of the risk factor is more general or even unknown. This approach also shows limits, when the risks considered are not continuous. Then, it is inadequate for modeling catastrophe risks.

Moreover, calculating the RA with calibrated shocks assumes that the BE is comonotone with the risk factor. We have shown that this assumption can be relaxed by assuming that the cash flows are Gaussian. However, a limitation of the SCR-to-RA approach is that it is based entirely on Solvency II calculations and assumes that the SCR is accurate. An extension of this work could be to look at the error of the RA as a function of the error of the SCR.

If some assumptions, such as comonotonicity, may be relaxed, others on risk factor distribution or their elliptical features are harder to discard. While Solvency II is a prescriptive standard, the principle-based nature of IFRS 17 makes justifying such assumptions more challenging. Using Solvency II results for IFRS 17 calculations, the entity implicitly models non-financial risks in a highly restrictive theoretical framework that may not correspond to the IFRS 17 vision. Further examination of each elementary risk's normality (or log-normality) might be required in the disclosures to support such an approach.

Notwithstanding the possible need for adaptation regarding time horizon and risk appetite, significant efficiency gains can be reaped when utilizing existing Solvency II processes and cash flow models to assess IFRS 17. However, further adjustments may be required to bridge the gap arising from the differences in the contract boundaries between both frameworks.

Finally, reconciling the theoretical framework of risk modeling under IFRS 17 and Solvency II ensures consistency between the two frameworks. Thus, it is easier to reconcile the two standards' key performance indicators (KPIs) under a joint framework and even to explain the divergences. As a reminder, significant differences between IFRS 17 and Solvency II technical provisions must be explained quantitatively and qualitatively in the solvency and financial condition report (SFCR) as mentioned in Article 296 §2(c).

References

- [1] Philippe Artzner, Freddy Delbaen, Jean-Marc Eber, and David Heath. Coherent measures of risk. *Mathematical finance*, 9(3) :203–228, 1999.
- [2] Frederic Chevallier, Eric Dal Moro, Yuriy Krvavych, and Igor Rudenko. Probability of sufficiency of the risk margin for life companies under ifrs 17. In *International Congress of Actuaries*, 2018.
- [3] Jon Danielsson, Bjørn N Jorgensen, Sarma Mandira, Gennady Samorodnitsky, and Casper G De Vries. Subadditivity re-examined : the case for value-at-risk. Technical report, Cornell University ORIE, 2005.
- [4] Laurent Devineau and Stéphane Loisel. Risk aggregation in Solvency II : How to converge the approaches of the internal models and those of the standard formula? 2009.
- [5] Tachfine El Alami, Laurent Devineau, and Stéphane Loisel. Risk adjustment under IFRS 17 : An adaptation of Solvency 2 one-year aggregation into an ultimate view framework. 2022.
- [6] Peter D England, Richard J Verrall, and Mario V Wüthrich. On the lifetime and one-year views of reserve risk, with application to IFRS 17 and Solvency II risk margins. *Insurance : Mathematics and Economics*, 85 :74–88, 2019.
- [7] Hampus Engsner, Mathias Lindholm, and Filip Lindskog. Insurance valuation : A computable multi-period cost-of-capital approach. *Insurance : Mathematics and Economics*, 72 :250–264, 2017.
- [8] European Financial Reporting Advisory Group (EFRAG). 06-02B – IFRS 17 and Solvency II : Issues Paper, 2020.
- [9] European Parliament, Council of the European Union. Directive 2009/138/EC of the European Parliament and of the Council of 25 November 2009 on the taking-up and pursuit of the business of Insurance and Reinsurance (Solvency II), 2009.
- [10] International Accounting Standards Board (IASB). Exposure Draft Insurance Contracts ED/2010/8, 2010.
- [11] International Accounting Standards Board (IASB). Basis for Conclusions - IFRS 17 Insurance Contracts, 2017.
- [12] International Accounting Standards Board (IASB). Effective Analysis - IFRS 17 Insurance Contracts, 2017.
- [13] International Accounting Standards Board (IASB). Illustrative Examples - IFRS 17 Insurance Contracts, 2017.
- [14] International Accounting Standards Board (IASB). IFRS 17 Insurance Contracts incorporating the June 2020 amendments, 2020.
- [15] International Actuarial Association. *Risk Adjustments for Insurance Contracts*. 2018.
- [16] International Actuarial Association. International Actuarial Note 100 : Application of IFRS 17 Insurance Contracts, 2021.
- [17] Ronald D Lee and Lawrence R Carter. Modeling and forecasting us mortality. *Journal of the American statistical association*, 87(419) :659–671, 1992.

REFERENCES

- [18] Thomas Mack. Distribution-free calculation of the standard error of chain ladder reserve estimates. *ASTIN Bulletin : The Journal of the IAA*, 23(2) :213–225, 1993.
- [19] Michael Merz and Mario V Wüthrich. Prediction error of the expected claims development result in the chain ladder method. *Bulletin of Swiss Association of Actuaries*, 1(2007) :117–137, 2007.
- [20] Robert S Miccolis and David E Heppen. A practical approach to risk margins in the measurement of insurance liabilities for property and casualty (general insurance) under developing international financial reporting standards. In *International congress of actuaries, Cape Town, South Africa*, 2010.
- [21] Lina Palmborg, Mathias Lindholm, and Filip Lindskog. Financial position and performance in IFRS 17. *Scandinavian Actuarial Journal*, pages 1–27, 2020.
- [22] Transition Resource Group for IFRS 17 Insurance Contracts. AP02 – Determining the risk adjustment for non-financial risk in a group of entities, 2018.
- [23] Shaun S Wang. A universal framework for pricing financial and insurance risks. *ASTIN Bulletin : The Journal of the IAA*, 32(2) :213–234, 2002.
- [24] Yixing Zhao, Rogemar Mamon, and Heng Xiong. Claim reserving for insurance contracts in line with the international financial reporting standards 17 : a new paid-incurred chain approach to risk adjustments. *Financial Innovation*, 7(1) :1–26, 2021.

Chapitre 2

Risk adjustment under IFRS 17: An adaptation of Solvency II one-year aggregation into an ultimate view framework

TACHFINE EL ALAMI, LAURENT DEVINEAU ET STÉPHANE LOISEL

The standard IFRS 17 introduces a risk adjustment (RA) to reflect the compensation the insurance entity requires for bearing the uncertainty associated with non-financial risks. The risk adjustment is one of the main components in IFRS 17 disclosures and is a factor that strongly impacts IFRS 17 P&L and balance sheet as well as their evolution over a time horizon. IFRS 17 does not prescribe any specific techniques for calculation methodologies; insurance entities are free to adopt their own assessment while meeting several qualitative rules to ensure their consistency. This paper focuses on the recommendations of paragraph §B88 stating that the risk adjustment is required to reflect the diversification benefit of bearing the risk. Based on the Solvency II elliptic aggregation, we suggest a method for aggregating elementary RA (per risk and/or per Line of Business). We introduce the concept of ultimate correlation as opposed to Solvency II one-year correlation and provide a theoretical bridge between both depending on a time diversification parameter for some specific Toeplitz structures. We discuss analytical properties in terms of possible correlation values and the resulting impact on the aggregated RA features.

Keywords

IFRS 17, Solvency II, Risk Adjustment, Risk Aggregation, Correlation, Time diversification, Ultimate view

Introduction

After introducing the first temporary standard, IFRS 4 (International Financial Reporting Standard), in 2002, the International Accounting Standards Board (IASB) completed in 2020 its insurance accounting guidance project by issuing the amended standard IFRS 17 - Insurance Contracts (c.f. [23]). IFRS 17 is to be applied for all periods beginning on or after 1 January 2023 at the latest, to issued insurance and reinsurance contracts, held reinsurance contracts, and issued investment contracts with discretionary participation features (i.e. financial instrument that provides a particular investor with the contractual right to receive, as a supplement to an amount not subject to the discretion of the issuer, additional amounts). It aims to establish a consistent financial reporting framework that provides transparency about the insurance company's financial performance.

Besides, IFRS 17 introduces the concept of a risk adjustment for non-financial risk (RA). The risk adjustment measures the compensation that the entity would require to be indifferent between fulfilling a liability that has a range of possible outcomes arising from non-financial risk and liability that will generate fixed cash flows with the same expected present value as the insurance contracts (see §B87 in [23]). The risk adjustment forms an important part of the balance sheet under all IFRS 17 models. Moreover, it impacts the initial contractual service margin (CSM) assessment. It is worth recalling that within the IFRS 17 framework, the entity is not allowed to recognize the unearned future profit of a group as a gain when a group of contracts is issued. Instead, a contractual service margin (CSM), which represents the amount of unearned profit still to be recognized, is computed. When initially recognizing a group of contracts, its contractual service margin is calculated as the opposite sum of the insurance liability value (including the risk adjustment) allocated to that group. Thus, RA impacts how profits from insurance contracts are reported and allocated over time.

While the risk adjustment calculation method is not prescribed and is the choice of the insurance company, it still must satisfy several conditions detailed in paragraphs §B91 and §B92. Many RA computing techniques have already been discussed in the literature. The main reference here is the International Actuarial Association monograph (see [24]), which provides detailed implementation guidance for practitioners in the insurance field. It also describes the more common RA techniques, particularly percentile and Cost-of-Capital methods. Through a mathematical interpretation of the regulatory texts, Palmborg et al. [36] define an algorithm for profit or loss in accordance with IFRS 17 standard. The RA is computed by a multi-period cost-of-capital approach introduced in [13]. Another method has been provided by Chevallier et al. [4]. Here, the authors introduce a simple and general framework for estimating the probability of sufficiency of the technical provisions under an IFRS 17 environment for life insurance products using volatility and skewness of the risk factors. However, no possible reconciliation with the Solvency II framework has been developed in these references.

Such a bridging has been studied for a non-life insurance scope in [12] which the authors bring together the IFRS 17 lifetime view and Solvency II one-year reserve risk. Indeed, the analytic formula-based approaches of Mack [30] for the lifetime view of reserve risk and Merz-Wüthrich [34] for the one-year view of Solvency II have been compared to simulation-based methods. Furthermore, the lifetime and one-year views were brought together by considering a sequence of one-year views until the liabilities are extinguished.

This paper focuses on IFRS 17 allowance for risk diversification while linking it to the Solvency II aggregation framework. A risk diversification principle is stated in paragraph §B88 as follows :

Because the risk adjustment for non-financial risk reflects the compensation the entity would require for bearing the non-financial risk arising from the uncertain amount and timing of the cash flows, the risk adjustment for non-financial risk also reflects :

- (a) the degree of diversification benefit the entity includes when determining the compensation it requires for bearing that risk; and
- (b) both favourable and unfavourable outcomes, in a way that reflects the entity's degree of risk aversion.

Diversification can occur because of the interaction between non-financial risks embedded in RA calculation or between insurance portfolios (e.g., between contracts, groups of contracts, portfolios, entities, etc . . .). A global RA is usually smaller than the sum of stand-alone RA (per elementary risk and/or insurance portfolio) due to the inter-dependencies between insurance risks or portfolios. IFRS 17 being a principle-based accounting standard, insurance companies will need to determine how to account for this risk diversification and at which level of aggregation it should be included.

To quantify risk diversification, we are interested in this paper in a bottom-up approach. We define this approach as a method where the risk adjustment is assessed at the elementary risks level and then aggregated to the entity level. The bottom-up approach is very convenient in practice and is likely to arise when risk adjustment computations and the present value of future cash flows calculations are executed simultaneously. This is, for instance, the case if marginal risk adjustments are assessed through a stress test approach. Once calculated, marginal risk adjustments are then aggregated using interdependence properties between the associated risks. The main idea is to obtain meaningful measures for the overall risk the firm is exposed to while taking into account the stochastic inter-dependencies between the different risk types. Among the variety of approaches to model inter-dependencies discussed in the risk aggregation literature, copulas are one of the most flexible tools to quantify risk diversification within an insurance firm. Copulas are widely discussed and have been used in quantitative finance ([3]), actuarial science ([8]), and risk management ([33]). They are powerful tools for the modeling of complex relationships between a large number of variables in an operational treatment. They allow the dependence between variables to be captured using various structures : Archimedean and elliptic copulas ([19],[18]), vine copulas ([26], [6],[11]), and hierarchical copula models ([31]). However, due to the closing deadlines of IFRS 17 and Solvency II, practitioners do not often adopt these methods because of the complexity of their implementation and the challenge of gathering the necessary data for their calibration. This is also closely related to how operational agents carry out their computations by separating them into marginal calculations without first characterizing the joint law of the underlying factors. Hence, we focus in this paper on elliptic aggregation discussed by Rosenberg and Schuermann [37], and Filipović [17]. This method of risk aggregation uses a correlation matrix and is based on the notion of an economic capital that corresponds to the difference between a quantile and the expected value. The elliptic aggregation has been extensively investigated, especially under the Solvency II framework (see [9]).

We attempt to provide a theoretical bridge between risk aggregation within the Solvency II framework and its IFRS 17 counterpart. The purpose is to identify the effects of the shift from the Solvency II one-year view to the IFRS 17 ultimate view on the correlation between elementary risks and their aggregation. We introduce the notion of ultimate correlation, which is characterized by time diversification and differs from a one-year correlation. We suggest correlation structures incorporating an inter-LoB correlation parameter (between Lines of Business or elementary risks) and a time correlation parameter. Similar structures have already been exploited in the literature, most notably in the property and casualty (P&C) insurance context to include a temporal diversification within a frequency-severity approach (see [29],[38]).

We use Toeplitz matrices (see [2]) to derive correlation structures for the cash flows for two elementary risks. Toeplitz matrices have also been employed in a wide variety of applications, especially in numerical analysis, signal processing, system theory, . . .(see for instance [32]). We use spectrum properties of Toeplitz matrices (see [1],[21]) to discuss acceptable values of correlation parameters and explore the resulting aggregated risk adjustment behavior.

The first section introduces the theoretical framework for the RA aggregation methodology. It is organized as follows. Subsection 2.1.1 presents the elliptic aggregation approach and its assumptions. Subsection 2.1.2 introduces the notation for the stochastic liabilities value and the underlying risk factor. Subsection 2.1.3 presents the time correlation structures and discusses some analytical results about the ultimate correlation. Subsection 2.1.4 formalizes the Solvency II one-year view and the assumptions required to link it with the ultimate view.

The second section presents numerical results for risk aggregation under IFRS 17. Subsection 2.2.1 discusses the acceptable values of the correlation parameters and examines the behavior of the

ultimate correlation towards the one-year correlation. Subsection 2.2.2 presents an example of the aggregation of the Lapse and Expense risks and compares the elliptic aggregation to a simulative approach. It also discusses some of the limitations of this paper's approach, especially those related to its restrictive assumptions.

2.1 Theoretical framework

2.1.1 Risk aggregation : Elliptic approach

This paper shall consider that the risk adjustment is calculated via a standard formula-like approach. The term "standard formula" describes any method that aims to calculate an economic capital at the level of elementary risks (lapse rate, mortality rate,...) or marginal Lines of Business (LoB) and then aggregate these stand-alone elements with correlation matrices (see [37],[17] for more details about this method and its limits).

A standard formula-like method may either cover a single level of aggregation or implement successive aggregations, as is the case for the Solvency II directive (see Annex IV in [14]). Indeed, in the Solvency II context, this method consists of a first aggregation step within risk modules (Market, Life, Non-Life...), called intra-modular aggregation, then a second phase where these modules are aggregated to obtain an overall economic capital (inter-modular aggregation). The technique of risk aggregation using a correlation matrix is based on the notion of an economic capital that corresponds to the difference between the quantile and the expected value of a reference distribution (liabilities value, amount of losses, equity level,...). For a deeper discussion of the standard formula elliptic aggregation and its use in the Solvency II framework, see [9] and the references given there.

As for IFRS 17 risk adjustment, we shall assume that its computation is based on a Value at Risk (*VaR*) approach on the stochastic distribution of the best estimate (i.e., the stochastic value of the entity's liabilities). Thus, denoting \widetilde{BE}^{IFRS} the stochastic liabilities value of the entity under IFRS 17 framework, the global risk adjustment is then given by :

$$RA = VaR_{\alpha}(\widetilde{BE}^{IFRS}) - \mathbb{E}[\widetilde{BE}^{IFRS}]. \quad (2.1)$$

The notation α stands for the confidence level at which the risk adjustment is disclosed as required by IFRS 17. Let us recall that the risk adjustment is not necessarily equivalent to a Value at Risk. IFRS 17 does not specify the method to be adopted to compute the RA. It does, however, specify that the disclosure of the methodology requires to include the equivalent confidence level (see §119, B92 in [23]). It is worth pointing out that the most common approaches used in practice for calculating the risk adjustment are the cost-of-capital and Value at Risk methods. If an entity applies the cost-of-capital method, IFRS 17 requires the disclosure of an equivalent confidence level. Recent presentations by insurance groups to investors reveal that many of them have adopted a Value at Risk approach with confidence levels between 60% and 90%.

We shall now assume that the entity is exposed to P non-financial risks. For each of these elementary risks (or different LoBs) indexed by i , we consider a related risk adjustment to be calculated and given by : $RA_i = VaR_{\alpha}(\widetilde{BE}_i^{IFRS}) - \mathbb{E}[\widetilde{BE}_i^{IFRS}]$. As for the elementary Solvency Capital Requirements (SCR) under Solvency II, the entity aims to aggregate those marginal RAs to estimate the global RA of the formula (2.1). Moreover, we shall that the variables \widetilde{BE}^{IFRS} and $(\widetilde{BE}_i^{IFRS})_{i \in 1, \dots, P}$ have finite first and second moments. Practitioners generally consider that the random variable \widetilde{BE}_i^{IFRS} corresponds to the measure of the liabilities value (expected under financial risks) with a hazard which depends only on the risk i and which is calculated under central assumptions of other non-financial risks. In theory, nonetheless, the aggregated value of the liabilities must be a linear combination of the marginal values as in assumption 2.1.1.

Assumption 2.1.1 (Linearity). *The global liabilities variable \widetilde{BE}^{IFRS} is a affine function of elementary liabilities values \widetilde{BE}_i^{IFRS} :*

$$\widetilde{BE}^{IFRS} = a_0 + \sum_i a_i \widetilde{BE}_i^{IFRS}.$$

The aggregation approach's idea is to derive the global risk adjustment from previous elementary risk adjustments using the correlations between those. However, this assumes that the vector of marginal values of liabilities is elliptically distributed (see assumption 2.1.2).

Assumption 2.1.2 (Elliptic distribution). *The vector of liabilities values $\left(\widetilde{BE}_i^{IFRS}\right)_{i \in \{1, \dots, P\}}$ follows an elliptic distribution (e.g., Gaussian or Student distribution).*

We denote $\Sigma_{IFRS} = (\text{cor}(\widetilde{BE}_i^{IFRS}, \widetilde{BE}_j^{IFRS}))_{(i,j) \in \{1, \dots, P\}^2}$ the correlation matrix between the elementary risks and $R = (RA_i)_{i \in \{1, \dots, P\}}$ the vector of elementary risk adjustments. We suppose, throughout the paper, that assumptions 2.1.1 and 2.1.2 are verified. Then, the global risk adjustment is given by :

$$RA = \sqrt{R^t \Sigma_{IFRS} R}. \quad (2.2)$$

2.1.2 Liabilities value under IFRS 17 - an ultimate view

We focus in this subsection on the specification of elementary liabilities introduced above. Since the underlying theory behind the elliptic aggregation method holds regardless of the level of aggregation considered, the term LoB is used, throughout this paper, to describe either a portfolio, a risk module, or an elementary risk.

Let $\tilde{\varepsilon}_{t,i}$ be the risk factor at time period t , which we associate with LoB i . The notion of risk factor refers to random variables that model a source of risk at a period t . The vector of risk factors at time period t is denoted briefly by $(\tilde{\varepsilon}_{k,i})_{k \in \{1, \dots, t\}} = \tilde{\varepsilon}_{t,i}$.

Hence, the stochastic marginal liabilities value under IFRS 17, denoted previously \widetilde{BE}_i^{IFRS} , corresponds to the sum of the discounted future cash flows, which are contingent on the future uncertainty of LoB i and is written :

$$\widetilde{BE}_i^{IFRS} = \sum_{t=1}^N F_i(t, \tilde{\varepsilon}_{t,i}), \quad (2.3)$$

where

- $F_i(t, \tilde{\varepsilon}_{t,i})$ the discounted cash flow at time t for the i^{th} LoB. The cash flow is viewed as a function of the time period t and the innovations from period 1 to period t (i.e. all the risk factors from 1 to t),
- N the projection time horizon.

Note that the cash flow function $t \mapsto F_i(t, \tilde{\varepsilon}_{t,i})$ depends on the characteristics of the LoB i , and also on the time t to incorporate the effects of deterministic trends such as discounting effects, or temporal changes in premium or claims amounts that do not depend on the random factor $\tilde{\varepsilon}_{t,i}$. We have also chosen to accumulate random factors over time. Indeed, we notice that the cash flow at period t depends on all the risk factors between 1 and t . Without loss of generality, this approach makes the ultimate view more intuitive than the one-year view introduced later in subsection 2.1.4.

Finally, we introduce the following notation for the deterministic best estimate under IFRS 17 :

$$BE_i^{IFRS} = \sum_{t=1}^N \mathbb{E} \left[F_i(t, \tilde{\varepsilon}_{t,i}) \right]. \quad (2.4)$$

2.1.3 Time correlation structure

We will now examine the correlation structure between the entity's cash flows. Calibrating such correlations presents significant challenges in terms of data requirements. In the following, we present three parametric correlation structures that we intend as a bridge between IFRS 17 and Solvency II frameworks. The point is to illustrate the reasoning that allows us to switch from a one-year view aggregation to an ultimate view, then establish formulas for those specific structures that practitioners can easily implement. Given two different LoBs $i, j \in \{1, \dots, P\}, (i \neq j)$, we adopt approaches based on two parameters : an inter-LoB correlation parameter (associated with the Solvency II correlation) denoted $\rho_{i,j}$, and a time correlation parameter within each LoB i denoted τ_i . For the whole set of correlation structures considered, we assume that the inter-LoB correlation is entirely carried by the cash flows of the two LoBs occurring at the same period. We thus assume, for simplicity, that each cash flow of the first LoB is uncorrelated with all cash flows from the second LoB that do not occur in the same period.

Σ -structure : Time correlation through consecutive cash flows

We first consider a correlation structure within each LoB, for which the time correlation is fully carried by the consecutive cash flows. More specifically, cash flows that are distant than more than one period are assumed to have a zero correlation. This behavior is much like that of an $MA(1)$ moving-average process in time series applications. Hence, let us introduce the temporary notation $\rho_{F_i(t), F_j(t')}$ for the correlation between the cash flows $F_i(t, \tilde{\varepsilon}_{t,i})$ and $F_j(t', \tilde{\varepsilon}_{t',j})$, and assume that for $i, j \in \{1, \dots, P\}, (i \neq j)$:

$$\rho_{F_i(t), F_j(t')} = \rho_{i,j} \mathbb{1}_{\{t=t'\}}, \forall t, t' \in \{1, \dots, N\},$$

and

$$\rho_{F_i(t), F_i(t')} = \begin{cases} 1 & \text{if } t = t' \\ \tau_i & \text{if } |t - t'| = 1, \forall t, t' \in \{1, \dots, N\}. \\ 0 & \text{else} \end{cases}$$

Denoting I_N the identity matrix of size N , we shall restate this assumption in matrix notation by introducing the following $NP \times NP$ matrix :

$$\Sigma_{N,P} = \begin{pmatrix} \mathcal{T}_{1,N}^\Sigma & \rho_{1,2} I_N & \dots & \rho_{1,P} I_N \\ & \ddots & \ddots & \vdots \\ & & \ddots & \rho_{P-1,P} I_N \\ & & & \mathcal{T}_{P,N}^\Sigma \end{pmatrix}, \quad (2.5)$$

where $\mathcal{T}_{i,N}^\Sigma$ is the following $N \times N$ matrix :

$$\mathcal{T}_{i,N}^\Sigma = \begin{pmatrix} 1 & \tau_i & 0 & \dots & 0 \\ \tau_i & \ddots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \ddots & \ddots & \ddots & 0 \\ \vdots & \ddots & \ddots & \ddots & \tau_i \\ 0 & \dots & 0 & \tau_i & 1 \end{pmatrix}. \quad (2.6)$$

The matrix $\Sigma_{N,P}$ can be seen as the correlation matrix of the random vector of all cash flows :

$$\left(F_1(1, \tilde{\varepsilon}_{1,1}), \dots, F_1(N, \tilde{\varepsilon}_{N,1}), \dots, F_P(1, \tilde{\varepsilon}_{1,P}), \dots, F_P(N, \tilde{\varepsilon}_{N,P}) \right).$$

The blocks on the diagonal, which depend on the time correlations, represent the correlation structure within each LoB. The remaining blocks stand for correlations between cash flows from distinct LoBs.

It's now of interest to derive a formula for the global correlation between stochastic liabilities values between the i^{th} and the j^{th} LoB (denoted $\rho_{\widetilde{BE}_i, \widetilde{BE}_j}^{\Sigma, IFRS}$). Using the previous Σ -correlation structure, and let $\sigma_{i,t}$ stand for the standard deviation of cash flow $F_i(t, \tilde{\varepsilon}_{t,i})$. An easy computation shows that :

$$\rho_{\widetilde{BE}_i, \widetilde{BE}_j}^{\Sigma, IFRS} = \frac{\rho_{i,j} \sum_{t=1}^N \sigma_{i,t} \sigma_{j,t}}{\sqrt{\sum_{t=1}^N \sigma_{i,t}^2 + 2\tau_i \sum_{t=1}^{N-1} \sigma_{i,t} \sigma_{i,t+1}} \sqrt{\sum_{t=1}^N \sigma_{j,t}^2 + 2\tau_j \sum_{t=1}^{N-1} \sigma_{j,t} \sigma_{j,t+1}}}. \quad (2.7)$$

Λ -structure

We now consider that within a single LoB i , all cash flows are correlated with the same value τ_i . Since the underlying factors explaining the correlations between cash flows from different periods (policyholders' behaviors, socioeconomic environment...) tend to differ, especially over long time horizons, this scenario is not fully realistic. However, it is useful from an analytical perspective, as we shall discuss further below. It introduces a strong correlation between the different cash flows, leading to a high value for the elementary risk adjustment. We will see that this is a bounding scenario for the more generic structure introduced in the next subsection. Thus, we assume that for $i, j \in \{1, \dots, P\}$, ($i \neq j$)

$$\rho_{F_i(t), F_j(t')} = \rho_{i,j} \mathbb{1}_{\{t=t'\}}, \quad \forall t, t' \in \{1, \dots, N\},$$

and

$$\rho_{F_i(t), F_i(t')} = \tau_i \mathbb{1}_{\{t \neq t'\}} + \mathbb{1}_{\{t=t'\}} \quad \forall t, t' \in \{1, \dots, N\}.$$

We shall then introduce the following matrix :

$$\Lambda_{N,P} = \begin{pmatrix} \mathcal{T}_{1,N}^{\Lambda} & \rho_{1,2} I_N & \dots & \rho_{1,P} I_N \\ & \ddots & \ddots & \vdots \\ & & \ddots & \rho_{P-1,P} I_N \\ & & & \mathcal{T}_{P,N}^{\Lambda} \end{pmatrix}, \quad (2.8)$$

where $\mathcal{T}_{i,N}^{\Lambda}$ is the following $N \times N$ matrix :

$$\mathcal{T}_{i,N}^{\Lambda} = \begin{pmatrix} 1 & \tau_i & \dots & \tau_i \\ \tau_i & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & \tau_i \\ \tau_i & \dots & \tau_i & 1 \end{pmatrix}. \quad (2.9)$$

In the same manner, as previously, we deduce the following formula for the global correlation between stochastic liabilities values :

$$\rho_{\widetilde{BE}_i, \widetilde{BE}_j}^{\Lambda, IFRS} = \frac{\rho_{i,j} \sum_{t=1}^N \sigma_{i,t} \sigma_{j,t}}{\sqrt{\sum_{t=1}^N \sigma_{i,t}^2 + 2\tau_i \sum_{1 \leq t < t' \leq N} \sigma_{i,t} \sigma_{i,t'}} \sqrt{\sum_{t=1}^N \sigma_{j,t}^2 + 2\tau_j \sum_{1 \leq t < t' \leq N} \sigma_{j,t} \sigma_{j,t'}}}. \quad (2.10)$$

Γ -structure

We consider, in the following, a more general structure. The main idea was motivated by the notion of "weak dependence" discussed in [7]. This notion makes explicit the asymptotic independence between past and future; this means that the past is progressively forgotten. Another way of stating it is to specify a covariance between a past event and a future one which decreases with the distance

between both. For example, a lapse deviation observed in a period may be considered to have relatively slight dependence with a deviation from a more distant period because the underlying causes may dissipate over time.

Here, we introduce a time correlation that will be reduced from one period to another according to the sequence of discrete-time coefficients depending on the lag between both periods. This sequence will be supposed to be a geometric progression. Thus, an equivalent formulation is to assume that for $i, j \in \{1, \dots, P\}, (i \neq j)$:

$$\rho_{F_i(t), F_j(t')} = \rho_{i,j} \mathbb{1}_{\{t=t'\}}, \quad \forall t, t' \in \{1, \dots, N\},$$

and

$$\rho_{F_i(t), F_i(t')} = \begin{cases} \tau_i (1 - \gamma_i)^{(|t-t'|-1)} & \text{if } t \neq t' \\ 1 & \text{if } t = t' \end{cases}, \quad \forall t, t' \in \{1, \dots, N\}.$$

We shall introduce the following matrix :

$$\Gamma_{N,P} = \begin{pmatrix} \mathcal{T}_{1,N}^\Gamma & \rho_{1,2} I_N & \dots & \rho_{1,P} I_N \\ & \ddots & \ddots & \vdots \\ & & \ddots & \rho_{P-1,P} I_N \\ & & & \mathcal{T}_{P,N}^\Gamma \end{pmatrix}, \quad (2.11)$$

where $\mathcal{T}_{i,N}^\Gamma$ is the following $N \times N$ matrix :

$$\mathcal{T}_{i,N}^\Gamma = \begin{pmatrix} 1 & \tau_i & (1-\gamma_i) \tau_i & \dots & (1-\gamma_i)^{N-2} \tau_i \\ \tau_i & \ddots & \ddots & \ddots & \vdots \\ (1-\gamma_i) \tau_i & \ddots & \ddots & \ddots & (1-\gamma_i) \tau_i \\ \vdots & \ddots & \ddots & \ddots & \tau_i \\ (1-\gamma_i)^{N-2} \tau_i & \dots & (1-\gamma_i) \tau_i & \tau_i & 1 \end{pmatrix}. \quad (2.12)$$

Note that this construction generalizes those of subsections 2.1.3 and 2.1.3 given respectively $\gamma_i = 1$ and $\gamma_i = 0$. Furthermore, we emphasize that the geometric progression of the time correlation is similar to an autoregressive–moving-average model ARMA(1,1). In the particular case when $\gamma_i = 1 - \tau_i$, the Γ –structure is equivalent to an AR(1) process.

We conclude then the following formula for the global correlation between stochastic liabilities values of both LoBs under the Γ –correlation structure :

$$\rho_{\widetilde{BE}_i^{IFRS}, \widetilde{BE}_j^{IFRS}}^\Gamma = \frac{\rho_{i,j} \sum_{t=1}^N \sigma_{i,t} \sigma_{j,t}}{\sqrt{\sum_{t=1}^N \sigma_{i,t}^2 + 2\tau_i \sum_{1 \leq t < t' \leq N} (1-\gamma_i)^{(t'-t-1)} \sigma_{i,t} \sigma_{i,t'}} \sqrt{\sum_{t=1}^N \sigma_{j,t}^2 + 2\tau_j \sum_{1 \leq t < t' \leq N} (1-\gamma_j)^{(t'-t-1)} \sigma_{j,t} \sigma_{j,t'}}}. \quad (2.13)$$

The global correlation is thus defined as a ratio between the inter-LoB correlation $\rho_{i,j}$ between the i^{th} and the j^{th} LoB, and an adjustment factor $f_M(\tau_i, \tau_j, \gamma_i, \gamma_j, N)$, related to the correlation structure matrix $M (= \Sigma, \Lambda \text{ or } \Gamma)$, that depends on time correlations τ_i, τ_j and the projection horizon N . For instance, for the Γ –structure, the adjustment factor is given by

$$f_\Gamma(\tau_i, \tau_j, \gamma_i, \gamma_j, N) = \frac{\sqrt{\sum_{t=1}^N \sigma_{i,t}^2 + 2\tau_i \sum_{1 \leq t < t' \leq N} (1-\gamma_i)^{(t'-t-1)} \sigma_{i,t} \sigma_{i,t'}} \sqrt{\sum_{t=1}^N \sigma_{j,t}^2 + 2\tau_j \sum_{1 \leq t < t' \leq N} (1-\gamma_j)^{(t'-t-1)} \sigma_{j,t} \sigma_{j,t'}}}{\sum_{t=1}^N \sigma_{i,t} \sigma_{j,t}}, \quad (2.14)$$

and the global correlation under IFRS 17 is given by : $\rho_{\widetilde{BE}_i^{IFRS}, \widetilde{BE}_j^{IFRS}}^\Gamma = \frac{\rho_{i,j}}{f_\Gamma(\tau_i, \tau_j, \gamma_i, \gamma_j, N)}$.

This factor is proportional to the product of the standard deviations of the marginal stochastic liabilities values. Observe that a time correlation structure that would indicate a high variance would imply a lower (in absolute value) global correlation between LoBs. The global correlation is thus a decreasing function in the standard deviations of the marginal distributions of LoB. Nevertheless, the global risk adjustment would not behave the same way since a higher variance implies, in practice, higher marginal risk adjustment amounts.

Proposition 2.1.1. For a correlation structure matrix $M(= \Sigma, \Lambda \text{ or } \Gamma)$, we have :

- The functions $\tau_i \mapsto \rho_{\widetilde{BE}_i^{IFRS}, \widetilde{BE}_j^{IFRS}}^M$ and $\tau_j \mapsto \rho_{\widetilde{BE}_i^{IFRS}, \widetilde{BE}_j^{IFRS}}^M$ are decreasing.
- For positive values for τ_i and τ_j , $\left| \rho_{\widetilde{BE}_i^{IFRS}, \widetilde{BE}_j^{IFRS}}^M \right| \leq |\rho_{i,j}|$.

Proof. Since the adjustment factor $f_M(\tau_i, \tau_j, N)$ is obviously an increasing function of both τ_i and τ_j , the decreasing nature of the global correlation according to the time correlation is straightforward. Thus, a large time correlation within each branch will tend to overwhelm the effect of the inter-LoB correlation. Furthermore, using a Cauchy-Schwartz inequality, it is easy to show that $\forall \tau_i, \tau_j \geq 0$,

$$\sum_{t=1}^N \sigma_{i,t} \sigma_{j,t} \leq \sqrt{\sum_{t=1}^N \sigma_{i,t}^2 + 2\tau_i \sum_{1 \leq t < t' \leq N} (1 - \gamma_i)^{(t'-t-1)} \sigma_{i,t} \sigma_{i,t'}} \sqrt{\sum_{t=1}^N \sigma_{j,t}^2 + 2\tau_j \sum_{1 \leq t < t' \leq N} (1 - \gamma_j)^{(t'-t-1)} \sigma_{j,t} \sigma_{j,t'}}. \quad (2.15)$$

The inequality $\left| \rho_{\widetilde{BE}_i^{IFRS}, \widetilde{BE}_j^{IFRS}}^M \right| \leq |\rho_{i,j}|$ is then easy to check. \square

In practice, the time correlation within an LoB often takes positive values. Hence, the overall correlation under IFRS 17 will then be lower (in absolute value) than the inter-LoB correlation due to time diversification. We shall show in the following that this property is typical of the ultimate view of IFRS 17 as opposed to the one-year view of Solvency II.

We recall that for identical inter-Lob correlation and time correlation parameters, the correlation structures previously discussed lead from one approach to the other to significantly differing global correlation values. An interesting feature is the asymptotic behavior of the global correlations for high values of projection horizon N . When considering constant correlations parameters for all the LoBs, denoted simply by ρ , τ , and γ , and constant cash flows variance through time, we notice that when N tends to infinity, the global correlation under the Σ -structure tends to $\frac{\rho}{1+2\tau}$. The Σ -structure will, in general, tend to reduce the inter-Lob correlation by a factor proportional to the time correlation. On the contrary, for the Λ -structure, the global correlation tends to 0. For a large projection horizon, the strong time correlation between cash flows induced by this structure will tend to override the inter-LoB correlation and even make it disappear at the aggregation level. Moreover, the global correlation under the Γ -structure will tend towards $\frac{\rho}{1+2\frac{\tau}{\gamma}}$. This is again an intermediate case, where the correlation obtained varies, according to the geometric common ratio parameter γ , between the two bounds defined by the first two structures.

The three correlation structures also differ in terms of acceptable values for the correlation parameters τ and ρ that allow the correlation structure to remain positive semidefinite (see Appendix B.1). It is easy to verify that in the case of the Σ -structure, at a fixed ρ , the interval of possible values for τ , whose length will depend on ρ and N , will always be centered. This structure thus admits positive and negative time correlation values of the same intensity. The Λ -structure, on the other hand, places more weight on the positive time correlation values, as we will see in the numerical application in section 2.2. The interval related to Γ -structure will also vary between the two previous intervals depending on the value of the γ parameter.

Finally, we emphasize that the notion of inter-Lob correlation, which we have defined so far, corresponds to a correlation between the cash flows of the two LoBs. In general, it does not necessarily refer to the one-year correlation (between risk factors or best estimates) as used in a Solvency II context for SCR aggregation. Therefore, we demonstrate in section 2.1.4 that both correlations are identical under certain assumptions, establishing a useful path between the IFRS 17 correlation and its Solvency II counterpart.

General time correlation structure

The dependency structures introduced above have the advantage of being parametric approaches and provide closed formulas for the ultimate correlation. These formulas can be extended to more general matrices. We shall introduce the following matrix :

$$G_{N,P} = \begin{pmatrix} \mathcal{T}^{G_{1,N}} & \rho_{1,2}I_N & \dots & \rho_{1,P}I_N \\ & \ddots & \ddots & \vdots \\ & & \ddots & \rho_{P-1,P}I_N \\ & & & \mathcal{T}^{G_{P,N}} \end{pmatrix}, \quad (2.16)$$

where $\mathcal{T}^{G_{i,N}}$ is the following $N \times N$ matrix :

$$\mathcal{T}^{G_{i,N}} = \begin{pmatrix} 1 & a_{1,2}^{(i)} & \dots & a_{1,N}^{(i)} \\ a_{1,2}^{(i)} & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & a_{N-1,N}^{(i)} \\ a_{1,N}^{(i)} & \dots & \ddots & 1 \end{pmatrix}. \quad (2.17)$$

Similarly to the previous structures, the formula for the ultimate correlation for the IFRS 17 framework is given by :

$$\rho_{\widetilde{BE}_i^{IFRS}, \widetilde{BE}_j^{IFRS}}^G = \frac{\rho_{i,j} \sum_{t=1}^N \sigma_{i,t} \sigma_{j,t}}{\sqrt{\sum_{t=1}^N \sigma_{i,t}^2 + \sum_{1 \leq t < t' \leq N} a_{t,t'}^{(i)} \sigma_{i,t} \sigma_{i,t'}} \sqrt{\sum_{t=1}^N \sigma_{j,t}^2 + \sum_{1 \leq t < t' \leq N} a_{t,t'}^{(j)} \sigma_{j,t} \sigma_{j,t'}}}. \quad (2.18)$$

Such a structure will require more work to use in practice. Indeed, due to the lack of historical data following all risk factors over time, it is difficult to calibrate matrices between cash flows linked to several risks or LoBs. Practitioners generally manage their risks by portfolio or by nature of the commitments, usually in separate teams or entities, making monitoring risks as a whole difficult. In this paper, we will only focus on the first three structures. These structures offer the advantage of being driven by few parameters, allowing us to highlight the differences between the one-year vision of Solvency II and the ultimate vision of IFRS 17.

Another way to approach this problem would have been to calibrate time dependency matrices for each risk. Each of these matrices models the time dependency within a LoB or risk in a standalone view. Then, create a global matrix by gathering the different temporal blocks and those related to the inter-LoB correlation. This global matrix may, however, not be positive semidefinite. We can then try to determine the closest correlation matrix via optimization techniques, i.e., Semi Definite Programming (see [22, 5]).

Another possible approach to modeling time diversification would be to randomly generate correlation matrices between the cash flows and study the sensitivity of the RA on a large sample of correlation structures. There has been extensive work (see, for instance, [25],[35]) on simulating correlation matrices with random entries, that is, generating positive-semidefinite matrices with all entries bounded by $[-1, 1]$ and having ones along the diagonal. These simulation techniques are used in several fields, such as heritability estimation, network analysis, and classification. In particular, they enable the study of an indicator's sensitivity to several random correlation structures. Nevertheless, their application to the RA framework can bring some challenges. To our knowledge, no efficient algorithm allows us to simulate blocks of a correlation matrix while fixing the values in the other blocks. As the Solvency II framework gives the blocks of inter-LoB dependencies, one should only simulate the blocks modeling time diversification. Moreover, a well-known limitation of random correlation matrix generation algorithms is that they often lead to non-realistic matrices. This problem has been assessed in recent papers by considering Toeplitz structures (see [20, 26]), which is equivalent to assuming a Γ -structure introduced in section 2.1.3.

When estimating the liabilities, IFRS 17 requires the entity to incorporate all reasonable and supportable information available without undue cost or effort (§B39 in [23]). Therefore, European entities are extensively using Solvency II models and tools for IFRS 17 assessments. Regarding the correlation between risks for the calculation of the RA, the entities mainly use the Solvency II correlations. A correlation estimation technique based on the Solvency II framework seems more aligned

with IFRS 17. On the other hand, significant differences between IFRS 17 and Solvency II technical provisions must be explained quantitatively and qualitatively in the solvency and financial condition report (SFCR) as mentioned in Article 296 §2(c) in [15]. It is easier to reconcile the two standards' key performance indicators (KPIs) and explain the divergence under a joint framework. It motivates the choice of a method that adapts the Solvency II framework rather than a completely new approach unrelated to this framework.

Finally, recall that the IFRS 17 correlation derived from the general structure of the formula (2.16) can be bounded by the Λ -structure. Let us introduce the following notation : $\bar{a}_i = \max_{1 \leq t < t' \leq N} a_{t,t}^{(i)}$ and $\underline{a}_i = \min_{1 \leq t < t' \leq N} a_{t,t'}^{(i)}$. Then, it can easily be shown that :

$$\rho_{\widetilde{BE}_i^{IFRS}, \widetilde{BE}_j^{IFRS}}^{\Lambda(\tau_i=\bar{a}_i)} \leq \rho_{\widetilde{BE}_i^{IFRS}, \widetilde{BE}_j^{IFRS}}^G \leq \rho_{\widetilde{BE}_i^{IFRS}, \widetilde{BE}_j^{IFRS}}^{\Lambda(\tau_i=\underline{a}_i)} \quad (2.19)$$

2.1.4 Liabilities value under Solvency II - a one-year view

We are now interested in the formulation of liability values under the Solvency II framework. The idea is to make a connection between the correlation used in the Solvency Capital Requirement (SCR) aggregation and those used for the risk adjustment computation. It is useful to remember that the Solvency II economic capital corresponds to the amount of own funds available to a company facing financial bankruptcy with a one-year horizon and a confidence level of 99.5%.

Solvency II relies on a one-year view that differs from its counterpart IFRS 17, which is in the ultimate view. The one-year view is formalized by considering a conditional expectation on the best estimate based on the information at the end of the first year of the cash flows projection. This information is carried by the risk factors at $t = 1$ for all LoBs. Thus, the stochastic value of the liabilities under the Solvency II framework for the i^{th} LoB is given by :

$$\begin{aligned} \widetilde{BE}_i^{S2} &= \mathbb{E} \left[\sum_{t=1}^N F_i(t, \tilde{\varepsilon}_{t,i}) \mid (\tilde{\varepsilon}_{1,1}, \dots, \tilde{\varepsilon}_{1,P}) \right] \\ &= F_i(1, \tilde{\varepsilon}_{1,i}) + \mathbb{E} \left[\sum_{t=2}^N F_i(t, \tilde{\varepsilon}_{t,i}) \mid (\tilde{\varepsilon}_{1,1}, \dots, \tilde{\varepsilon}_{1,P}) \right]. \end{aligned} \quad (2.20)$$

It is worth pointing out that the contract boundary definition could differ between Solvency II and IFRS 17. IFRS 17 includes within the contract boundary all cash flows of an insurance contract if they arise from substantive rights and obligations that exist during the reporting period in which the entity can compel the policyholder to pay the premiums or in which the entity has a substantive obligation to provide the policyholder with services. Hence, any possible future cash flow is inside the contract boundary unless the substantive obligation to provide insurance contract services ends (see §34 in [23] for more details). In contrast, under a common interpretation of Solvency II, the entity has to justify that cash flows are inside the contract boundary, particularly for unit-linked businesses. As a result, even though for many contracts, the boundary will be the same for both frameworks, some cash flows outside the contract boundary for Solvency II may be inside the contract boundary for IFRS 17. For example, this is the case for future savings deposits, which are not considered under Solvency II, but it is not clearly stated that they must be excluded under IFRS 17. For convenience, we suppose through the paper that contracts boundaries for both frameworks are identical. Hence, the central best estimate in equation (2.4) remains unchanged under Solvency II.

Further assumptions on the distribution of cash flows and their dependence on risk factors are required to establish a relationship between the Solvency II correlation and the inter-LoB correlation introduced in the previous section. The Solvency II correlation denoted $\rho_{\widetilde{BE}_i^{S2}, \widetilde{BE}_j^{S2}}^\Gamma$, is the inter-LoB correlation between the stochastic liability values in Solvency II view, between the i^{th} and the j^{th} LoB. The notation Γ stand for the Γ -structure discussed in section 2.1.3. Since it is the most generic case, we will write Γ to describe any of the correlations structure previously discussed when no

confusion can arise. In the following, we present two conditions under which a relationship between $\rho_{\widetilde{BE}_i^{S2}, \widetilde{BE}_j^{S2}}^\Gamma$ and $\rho_{i,j}$ can be easily specified.

Case 1 : Cash flows as a linear function of Gaussian risk factors

Although quite restrictive, linearity assumptions are often used in practice, in particular, to ensure that the normality of the marginal best estimates when its associated risk factor is Gaussian. These assumptions are required for the calculation of economic capital (SCR under Solvency II or RA under IFRS 17) by a bottom-up aggregation methodology (see [9] for more details). In our case, a linearity assumption on cash flows will be used to explicit the formula of the conditional expectation.

Assumption 2.1.3. *We suppose that :*

- $\forall i \in \{1, \dots, P\}$, $(\tilde{\varepsilon}_{1,1}, \dots, \tilde{\varepsilon}_{1,P}, \tilde{\varepsilon}_{2,i}, \dots, \tilde{\varepsilon}_{N,i})$ is a Gaussian vector.
- There exists constants $(a_{t,i}^{(k)})_{k \geq 0}$ such as :

$$\forall t, F_i(t, \tilde{\varepsilon}_{t,i}) = a_{t,i}^{(0)} + \sum_{k=1}^t a_{t,i}^{(k)} \tilde{\varepsilon}_{k,i}.$$

Under assumption 2.1.3, it follows immediately that the liabilities values in equations (2.4) and (2.20) are linear functions of the risk factors. In addition, since the vector of risk factors is Gaussian and risk factors $\tilde{\varepsilon}_{t,i}, \forall t, t' \geq 2$ are independent with $\tilde{\varepsilon}_{t',j}$ for $j \neq i$ and $t \neq t'$, the Solvency II stochastic best estimate is a linear function of the first-period risk factor $\tilde{\varepsilon}_{1,i}$ as is easy to check (i.e., $\widetilde{BE}_i^{S2} = A_{0,i} + A_{1,i} \tilde{\varepsilon}_{1,i}$ where $A_{0,i}$ and $A_{1,i}$ are constants). We use the linearity of the BE, as well as that of the cash flows, to demonstrate that :

$$\rho_{\widetilde{BE}_i^{S2}, \widetilde{BE}_j^{S2}}^\Gamma = \text{cor}(\tilde{\varepsilon}_{1,i}, \tilde{\varepsilon}_{1,j}) = \text{cor}\left(F_i(1, \tilde{\varepsilon}_{1,i}), F_j(1, \tilde{\varepsilon}_{1,j})\right) = \rho_{i,j}.$$

Recall that the correlation between cash flows is identical to that between risk factors, which is also the same as the correlation between best estimates. This property allows us to consider a unique notion of inter-risk correlation, which permits aggregate marginal best estimates while being calibrated on the risk factors. For example, a correlation between lapse and expense risks could be calibrated directly on surrender and expense rates instead of the related best estimates.

Case 2 : Cash flows following elliptic distributions

The linearity assumption mentioned above can be restrictive in several situations and is not always in line with the models used in practice. The risk factors are very often linear to annual rates (surrender rates, mortality rates...), and the cash flows are then products of risk factors functions (probability of occurrence, survival...). We propose an alternative hypothesis allowing us to obtain the same result while dropping the linearity of cash flow. Instead, an assumption on the distribution of cash flows and first-period risk factors is required.

Assumption 2.1.4. *We suppose that :*

- $\forall i, \left(\tilde{\varepsilon}_{1,1}, \dots, \tilde{\varepsilon}_{1,P}, F_i(2, \tilde{\varepsilon}_{2,i}), \dots, F_i(N, \tilde{\varepsilon}_{N,i})\right)$ is a Gaussian vector.
- The first-period cash flow is a linear function of the first-period risk factor :

$$\forall i \in \{1, \dots, P\}, F_i(1, \tilde{\varepsilon}_{1,i}) = a_i^{(0)} + a_i^{(1)} \tilde{\varepsilon}_{1,i},$$

where $a_i^{(0)}$ and $a_i^{(1)}$ are constants.

Note that the linearity assumption for the first cash flow is not constraining. Indeed, if we consider, without loss of generality, that risk factor $\tilde{\varepsilon}_{1,i}$ is homogeneous to an annual rate for the risk considered (for example, a surrender rate for a policyholder depending on the maturity of the contract), the cash flow associated with the first year often takes the following generic form : $F_i(1, \tilde{\varepsilon}_{1,i}) = C_1 \tilde{\varepsilon}_{1,i} + C_2(1 - \tilde{\varepsilon}_{1,i})$ (where C_1 and C_2 are constants), and hence corresponds to a linear function of the risk factor.

Let us denote $\mathcal{F}_i(\tilde{\varepsilon}_{N,i}) = \sum_{t=2}^N F_i(t, \tilde{\varepsilon}_{t,i})$, such as

$$\widetilde{BE}_i^{S2} = F_i(1, \tilde{\varepsilon}_{1,i}) + \mathbb{E}\left[\mathcal{F}_i(\tilde{\varepsilon}_{N,i}) \mid (\tilde{\varepsilon}_{1,1}, \dots, \tilde{\varepsilon}_{1,P})\right].$$

Thus, it follows immediately from assumption 2.1.4 that the vector $(\tilde{\varepsilon}_{1,1}, \dots, \tilde{\varepsilon}_{1,P}, \mathcal{F}_i(\tilde{\varepsilon}_{N,i}))$ is a Gaussian vector. Let us now partition this vector into sub-vectors $\mathcal{F} = \mathcal{F}_i(\tilde{\varepsilon}_{N,i})$ and the first-year innovations $\mathcal{E} = (\tilde{\varepsilon}_{1,1}, \dots, \tilde{\varepsilon}_{1,P})$. We correspondingly partition the mean vector and the covariance matrix into :

$$\begin{pmatrix} \mu_{\mathcal{E}} \\ \mu_{\mathcal{F}} \end{pmatrix} \text{ and } \begin{pmatrix} \Sigma_{\mathcal{E},\mathcal{E}} & \Sigma_{\mathcal{E},\mathcal{F}} \\ \Sigma_{\mathcal{F},\mathcal{E}} & \Sigma_{\mathcal{F},\mathcal{F}} \end{pmatrix}.$$

Hence, a well-known result about the conditional distribution of multivariate Gaussian gives the following :

$$\mathbb{E}[\mathcal{F} \mid \mathcal{E}] = \mu_{\mathcal{F}} + \Sigma_{\mathcal{E},\mathcal{F}} \Sigma_{\mathcal{F},\mathcal{F}}^{-1} (\mathcal{E} - \mu_{\mathcal{E}}). \quad (2.21)$$

A trivial analysis shows that the Solvency II stochastic liabilities value \widetilde{BE}_i^{S2} is a linear function of first period risk factors $\tilde{\varepsilon}_{1,1}, \dots, \tilde{\varepsilon}_{1,P}$ (i.e., $\widetilde{BE}_i^{S2} = A_{0,i} + \sum_{k=1}^P A_{k,i} \tilde{\varepsilon}_{1,k}$).

Note that unlike the linear case in section 2.1.4, the risk factor $\tilde{\varepsilon}_{t,j}$ of LoB $j \neq i$ appears in \widetilde{BE}_i^{S2} formula. Since the cash flows beyond $t = 2$ depend on the risk factor $\tilde{\varepsilon}_{1,i}$, it is not clear whether they are independent of $\tilde{\varepsilon}_{t,j}$, $j \neq i$ or not. This model thus presents the inconvenience that the value of the liabilities for the LoB i is also depending on the LoB $j \neq i$, and is consequently not fully in line with how LoBs or risks are managed in practice. More assumptions are needed to remove the term that depends on $\tilde{\varepsilon}_{t,j}$.

Another alternative is to condition the cash flows of LoB i only by the risk factor of this same LoB. We write $\widetilde{BE}_i^{S2} = \mathbb{E}[\sum_{t=1}^N F_i(t, \tilde{\varepsilon}_{t,i}) \mid \tilde{\varepsilon}_{1,i}]$ as an approximation to formula (2.20). We can prove in much the same way that, when dropping $\tilde{\varepsilon}_{1,j}$ conditioning for $j \neq i$, the stochastic liabilities value BE_i^{S2} is hence a linear function of the first-period risk factor $\tilde{\varepsilon}_{1,i}$. Hence, since the first-period cash flow is also linear on $\tilde{\varepsilon}_{1,i}$, we conclude that $\rho_{\widetilde{BE}_i^{S2}, \widetilde{BE}_j^{S2}}^{\Gamma} = \rho_{i,j}$.

The proof strongly depends on the assumption that the concatenation of cash flows and first-year risk factors is a Gaussian vector. This allows for characterizing the conditional distribution and gives a closed formula for the conditional expectation in equation (2.21). However, the same result may be obtained considering a t-Student multivariate vector (see [27],[10]) or, more generally, any elliptic distribution (see [16]).

Finally, whether under the linearity or elliptic distribution assumption, we show that the global correlation between two given LoBs i and j under IFRS 17 can be obtained by dividing the Solvency II correlation for those same LoBs by an adjustment factor as follows :

$$\rho_{\widetilde{BE}_i^{IFRS}, \widetilde{BE}_j^{IFRS}}^M = \frac{\rho_{\widetilde{BE}_i^{S2}, \widetilde{BE}_j^{S2}}}{f_M(\tau_i, \tau_j, N)}. \quad (2.22)$$

The adjustment factor $f_M(\tau_i, \tau_j, N)$ can be obtained by closed formula (see Formula (2.14)). It reflects the time diversification effect obtained by the switch from the one-year view to the ultimate view. Thus, using the same aggregation processes between IFRS 17 and Solvency II is possible through an adjustment of the correlation parameter under the aforementioned assumptions. This method offers a practical benefit since such an adjustment is simple to implement in the time-consuming closing process for IFRS 17. In addition, it allows the entity to justify to the various stakeholders

the nature of the correlation assumptions used, as these are derived from the Solvency II regulatory framework. Finally, it leads, in our case, given our assumptions, to a lower consolidated RA, which is explained by a more favorable level of IFRS 17 correlation due to time diversification.

2.2 Numerical application

2.2.1 Acceptable values for dependence parameters

To shorten the notation, we first consider two correlated risks. Let ρ stand for the inter-LoB correlation and τ for the time correlation, which will be identical for both risks. We focus on the set of possible values for the couple (ρ, τ) for each of the structures described in section 2.1.3. In other words, for each dependence structure, we seek to specify the set of values for the pair (ρ, τ) for which this structure is positive semidefinite. Note that for each of the structures, when two risks are involved with a single time diversification parameter, it is possible to analytically identify the range of possible values for the couple (ρ, τ) (see Appendix B.1). These results are difficult to generalize to a general framework. However, it is possible to empirically restrain the acceptable values.

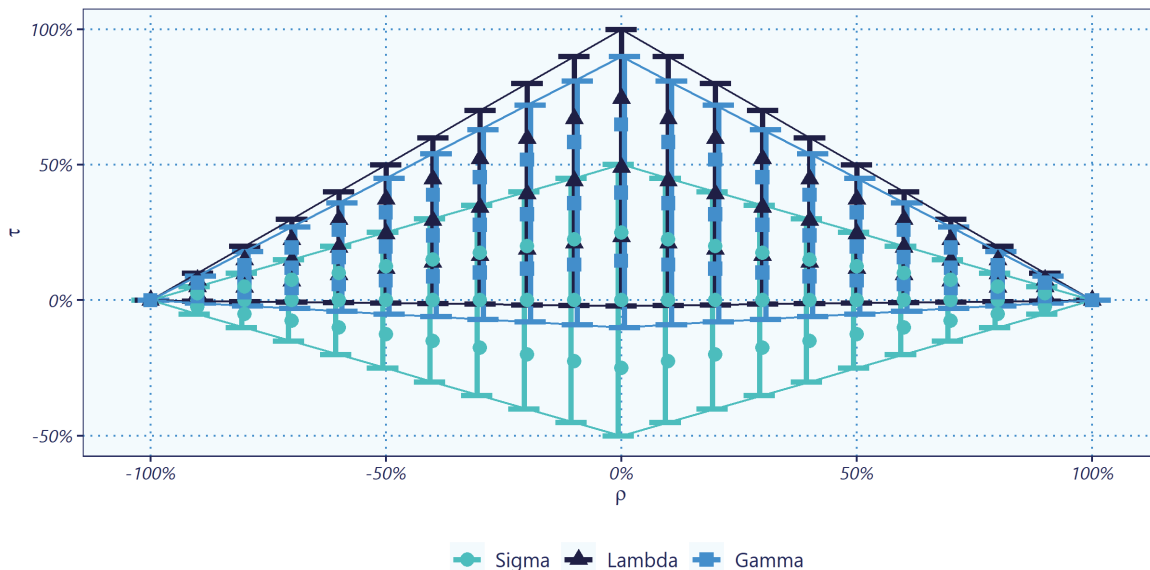


FIGURE 2.1 – Sets of acceptable values for the correlation parameters. In the Γ –structure case, we set $\gamma = 20\%$.

Figure 2.1 represents the set of possible values for the couple (ρ, τ) for each of the correlation structures considered previously. The intervals (in bold) have been numerically computed by looking through a grid of values for the pair (ρ, τ) and checking for the positivity of matrices eigenvalues. The thin lines represent the theoretical intervals described in Appendix B.1. Recall that unlike the theoretical intervals of Σ –structure (see B.1.1) and Λ –structure (see B.1.2), only a necessary but not sufficient condition for the semidefiniteness of Γ –structure is provided in B.1.3. Figure 2.1 shows nevertheless that the latter represents a reasonable approximation of the intervals derived empirically.

We notice that for all these structures, a large value (in absolute value) of the inter-LoB correlation ρ , induces a smaller field of possible values for the time correlation τ , the values of τ being moreover smaller. The same reasoning applies when changing the roles of ρ and τ . Moreover, we notice that in the case of the Σ –correlation structure ($\gamma = 1$), at a fixed ρ , the interval of possible values of τ is centered in 0. Thus, the Σ –structure admits positive and negative time correlation values of the same intensity. In the case of the Λ –matrix ($\gamma = 0$), the interval of possible values of τ at a fixed ρ tends more towards positive values (only negative values very close to 0 falls within the range of possible values). The general case Γ ($\gamma \in]0, 1[$) will move between the two previous cases depending

on the parameter γ value. We observe that the generic Γ -model is fairly appropriate for the practical considerations since it focuses more on positive values of the time correlation.

Figure 2.2 illustrates the trend of the global correlation as a function of τ for different values of γ with a fixed ρ . The far left curve represents the global correlation in the case of the Σ -matrix ($\gamma = 1$), while the curve on the right is related to the Λ -matrix ($\gamma = 0$). Those are both extreme cases, the Γ -general case curves being necessarily between them, as shown in the figure. We notice that for all cases, the global correlation is decreasing along with the time correlation. Moreover, the decrease slope is steeper when we approach the Λ -case (when γ decreases).

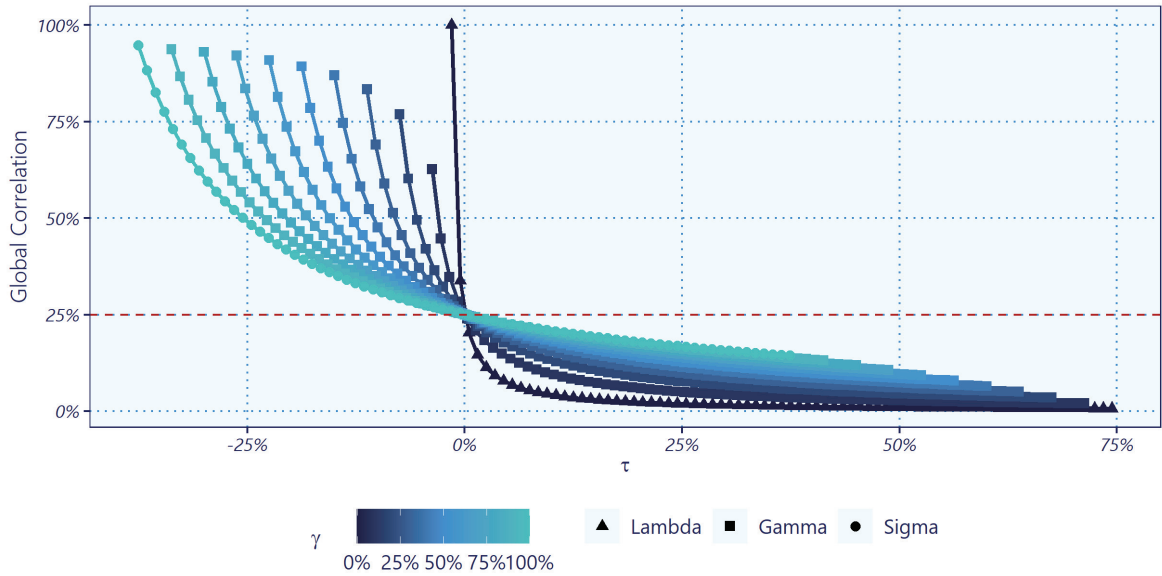


FIGURE 2.2 – Global correlation as a function of time correlation τ ($\rho = 25\%$).

Thus, even for small values of τ , the more this time dependence remains substantial despite the gap between the cash flows, the faster we tend towards a global decorrelation between the two LoBs. To state it another way, a correlation structure with an important time correlation between the cash flows within the same LoB tends in the ultimate view to completely eclipse the inter-LoB correlation observed in the one-year view. Such a situation leads to uncorrelated LoBs. Hence, two LoBs that are correlated in the Solvency II one-year view may, in some cases, be non-correlated within IFRS 17 ultimate framework, especially when the time correlation within each LoB is significant.

2.2.2 Application to the aggregation of Lapse and Expense risks

The following provides an example of aggregation between two risks within an insurance portfolio. We assume that this portfolio is exposed to Lapse and Expense risks. The risk factors associated with these risks are, respectively, the surrender rates and the expense rates. For simplicity, we assume that all liabilities will be modeled by a single group of contracts with a single policyholder (Model Point is often called an MP in practice). The liabilities value is given by the formula (2.23) :

$$L\left(\left(\widetilde{R}_{t,lapse}, \widetilde{R}_{t,expense}\right)_{t \in \{1, \dots, N\}}\right) = \sum_{t=1}^N \widetilde{R}_{t,lapse} \prod_{k=1}^{t-1} (1 - \widetilde{R}_{k,lapse}) F_t + \sum_{t=1}^N \widetilde{R}_{t,expense} \prod_{k=1}^t (1 - R_{k,lapse}) F_t, \quad (2.23)$$

where

- $\widetilde{R}_{t,lapse}$ is the stochastic surrender rates at time period t , ($R_{t,lapse} = \mathbb{E}[\widetilde{R}_{t,lapse}]$),
- $\widetilde{R}_{t,expense}$ is the stochastic expense rates at time period t , ($R_{t,expense} = \mathbb{E}[\widetilde{R}_{t,expense}]$),
- F_t is the cash flow component which does not depend on Lapse and Expenses risks. at time period t ,

— N the projection horizon.

The term $\prod_{k=1}^t (1 - \widetilde{R_{k,lapse}}) F_t$ can be seen as the remaining capital at risk at period t . The liability value is the sum, over all periods t , of the benefits paid at surrender $\widetilde{R_{t,lapse}} \prod_{k=1}^{t-1} (1 - \widetilde{R_{k,lapse}}) F_t$ and the charges $\widetilde{R_{t,expense}} \prod_{k=1}^t (1 - \widetilde{R_{k,lapse}}) F_t$, which are proportional to the expected remaining capital at risk. We compute the expected remaining capital at risk as the amount $\prod_{k=1}^t (1 - R_{k,lapse})$ and not as the expectation $\mathbb{E}[\prod_{k=1}^t (1 - \widetilde{R_{k,lapse}}) F_t]$ to be in line with practical considerations. Indeed, practitioners usually calculate the BE as liabilities measured at the mean of the risk factors and not as the mean of the liabilities values. The difference between both approaches is minor and does not affect the conclusions of this section. Note that although the last is contingent on the lapse probability, is calculated using deterministic surrender rates. This ensures the linearity between both Lapse and Expense components (see Assumption 2.1.1). For simplicity of notation, the term F_t includes all effects that do not depend on Lapse and Expense risks. Since the focus is solely on the dependence between those two risks, these effects, such as discounting or effects related to other risks (mortality, costs), are assumed to be deterministic.

Computing time correlation τ

We start our analysis by addressing the time correlation within the risk Lapse. We use an anonymized surrender rate history for this purpose (see Figure 2.3). For simplicity, we assume that expense rates will follow a similar time correlation structure as surrender rates. In practice, extracting correlation structures specifically for each risk may lead to different correlation characterizations. In this case, a generalization of the theory presented in this paper is necessary to reflect the difference in the time correlation structure of each LoB.

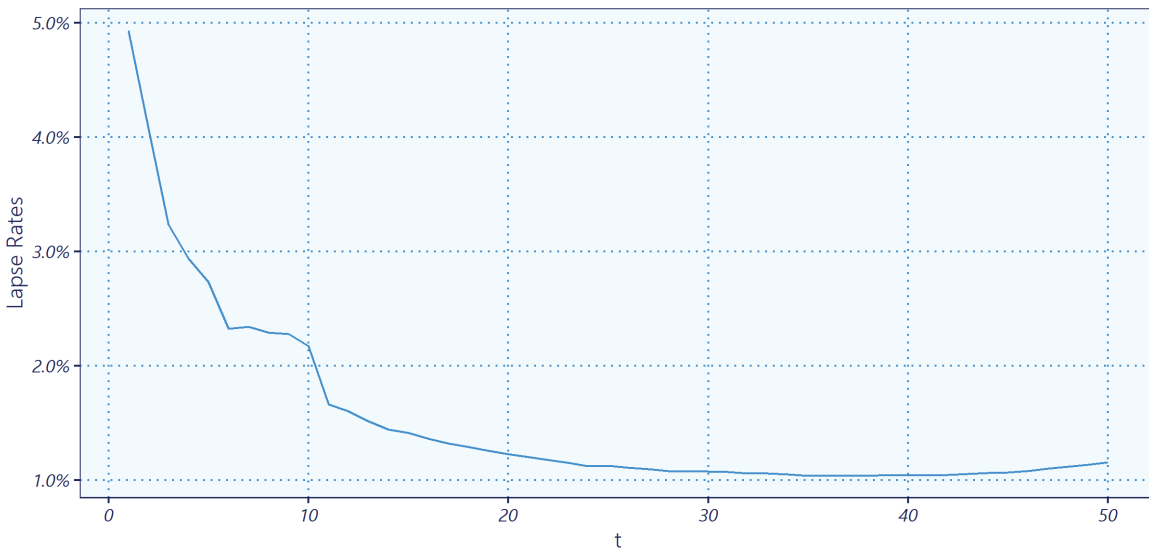


FIGURE 2.3 – Data : Lapse rates time series

We suppose that the time series of surrender rates can be separated into a trend component and a noise component. The residual risk represents the Gaussian noise component over the temporal trend. The trend is calibrated using polynomial regression. The degree of the polynomial regression is set as the maximum degree, such as all the regression coefficients are significant. Hence, the trend has here been calibrated via an 8^{th} degree polynomial.

We perform the KPSS unit root test (see [28]) to ensure the stationarity of the noise component. We then fit a moving-average MA(1), an autoregressive AR(1), and an autoregressive–moving-average ARMA(1,1) model. The coefficients obtained are then used to derive the correlation parameters for

the temporal dependence structure. We thus argue that a simplified Γ -structure with two parameters is still an adequate approach to match the realistic data. Table 2.1 shows the time correlation parameters related to each time series model.

	MA(1)		AR(1)		ARMA(1,1)		
	ma1	intercept	ar1	intercept	ar1	ma1	intercept
Coefficients	0.52	0E+00	0.33	0E+00	-0.4	0.91	0E+00
s.e.	0.26	2E-04	0.13	2E-04	0.17	0.1	2E-04
Time correlation τ	40.98%		33.24%		29.39%		
Common ratio parameter γ	-		66.76%		140.17%		

TABLE 2.1 – Time series analysis results for Lapse rates and equivalent temporal correlation structures parameters

According to the AIC criterion, the ARMA(1,1) appears as the preferred model. Moreover, a further search over possible models shows also that it is the best-approximating model among ARIMA(p,d,q) models following the same criterion. We also note that in terms of temporal dependence, the ARMA(1,1) and AR(1) structures present close first-order time correlation values (i.e., the correlation between the cash flows of successive periods denoted τ), as well as relatively similar geometric progressions (in absolute value). Nevertheless, the ARMA(1,1) structure shows an alternating sign for the auto-correlation values, which appears to be inconsistent with the ACF plot in Figure 2.4. The MA(1) structure yields a higher time correlation value than the other two approaches. This seems consistent with the fact that all of the inter-dependencies occurring in the Lapse rate time series are captured only by the first-order auto-correlation. Hence one would intuitively expect a larger time correlation between two successive cash flows. However, as discussed in the previous subsection, the Σ -structure related to the MA(1) model does not allow for too large values for τ , especially when the inter-LoB correlation is large.

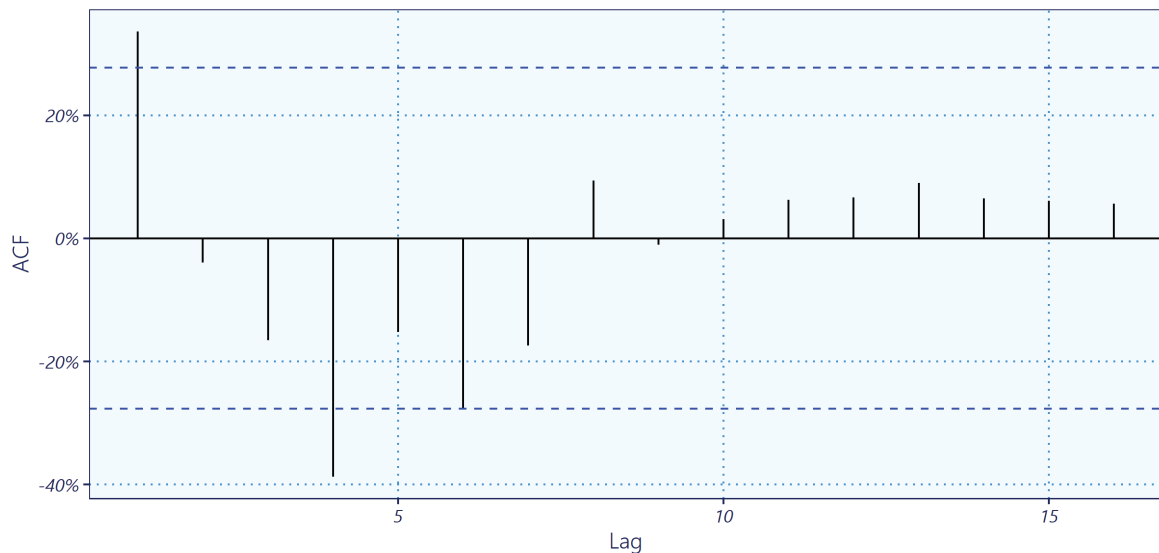


FIGURE 2.4 – ACF for the noise component of the Lapse rates time series

Finally, the overall Γ -correlation matrix, related to the ARMA(1,1), is not positive semidefinite when we consider that these two LoBs follow the same time dependence structure. The same issue arises in the case of the MA(1) model. In the following, we prefer the AR(1) model and set, from now on, the time correlation parameter to $\tau = 33.24\%$ and the common ration parameter to $\gamma = 66.76\%$.

Computing risk adjustments

Once the time correlation parameter is defined, we compute the risk adjustments by simulations. Thus, we assume that the vector of rates $\left((R_{t,lapse})_{t \in \{1, \dots, N\}}, (R_{t,expense})_{t \in \{1, \dots, N\}} \right)$ associated with both risks follows a multivariate Gaussian distribution, centered around the deterministic rates, with a $\Gamma(\rho, \tau, \gamma)$ correlation structure. The time correlation parameter τ and the common ratio parameter γ are those calibrated via the AR(1) process in the previous step. The inter-LoB correlation parameter ρ is set to $\rho = 50\%$ and corresponds to the correlation in the one-year view between the Lapse and Expense risks under Solvency II Standard Formula. The standard deviation of the surrender and expense rates was determined by back-calibration on the shocks of the Solvency II Standard Formula via the following equation : $\sigma_i = \frac{R_i * \Delta_i}{\mathbf{q}_{99.5\%}}$ (where i stand for either the Lapse or Expense risk, σ_i the standard deviation of surrender or expense rates, and Δ_i the shock related to the risk i). The idea is to determine, for each risk i , the value of the standard deviation σ_i , so that the Solvency II shock Δ_i applied to the central rates R_i corresponds to the 99.5%–quantile on the distribution of this rate. In the Lapse risk case, the Solvency II shock is set to $\Delta_{Lapse} = 50\%$. For the Expense risk, we have derived a single shock equivalent to the combination of the 10% increase of the amount of expenses and the 1% point increase of the expense inflation rate, over the projection horizon N . The equivalent shock obtained is $\Delta_{Expense} = 42.47\%$. Table 2.2 summarizes the numerical assumptions made in this example.

Time Horizon	$N = 50$	Number of simulations	10^5
Inter-LoB correlation	$\rho = 50\%$	Time correlation	$\tau \simeq 33.24\%$
Common ratio parameter	$\gamma \simeq 66.76\%$	Global correlation	$\rho^\Gamma = 25.43\%$
Confidence level	$\alpha = 75\%$	Discounted cash flow	$F_t = 10^5 \cdot e^{-r \cdot t}$
Central expense rate	$R_{t,expense} = 5\%$	Interest rate	$r \simeq 1.13\%$

TABLE 2.2 – Numerical assumptions

We simulate various paths for surrender rates and expense ratios, then calculate the liabilities value for each path using formula (2.23). We thus generate an empirical distribution of the liabilities value and derive two marginal risk adjustments (Lapse and Expense) and the global risk adjustment. Risk adjustments are computed using a Value-at-Risk approach at $\alpha = 75\%$ confidence level. Both marginal risk adjustments are then aggregated using the elliptic approach with the global correlation ρ^Γ given by the formula (2.13) developed in this paper. For the sake of comparison, we also provide the aggregation using the Solvency II one-year correlation ρ . All the results are listed in Table 2.3.

BE	RA Lapse	RA Expense	RA Global (simulated)	RA Aggregated	RA Aggregated (S2)
163 602.91	2 172.54	2 885.08	4 036.86	4 028.88	4 394.49
-	-	-	-	0.20%	8.86%

TABLE 2.3 – Best Estimate, marginal RAs, and global RA under linearity assumption

We note that the aggregation via the global correlation provides a very close approximation of the consolidated risk adjustment with an error of around 0.20%. On the other hand, aggregating the risk adjustment using the one-year correlation will tend to overestimate the overall RA, in this case by approximately 8.86%. This is because including the ultimate view induces an additional diversification due to the time correlation brought by the Γ –structure. Thus, the inter-LoB correlation in one-year view $\rho = 50\%$ is reduced to $\rho^\Gamma = 25.43\%$ due to the time diversification. We thus note that the theoretical bridge between the one-year and ultimate views, although built under constraining assumptions, may prove to be a reasonable alternative to the simulatory approach in practice. Thus, by simply adjusting the correlations to one year, we can reuse the SCR aggregation setups under Solvency II to aggregate marginal risk Adjustments for the IFRS 17 framework.

Error model vs Time diversification effect

In the following, we are looking at the sensitivity of the aggregated RA to the time correlation parameter τ . We retain the same assumptions of liabilities as previously and the dependence structure based on the AR(1) model and vary the value of τ . We simulate for each value of τ an empirical distribution of the liabilities' current value as in formula (2.23) and measure in the same way as before the global RA and the marginal RAs. We aggregate the marginal RAs using the IFRS 17 correlation derived with the formula (2.13) and then the Solvency II correlation.

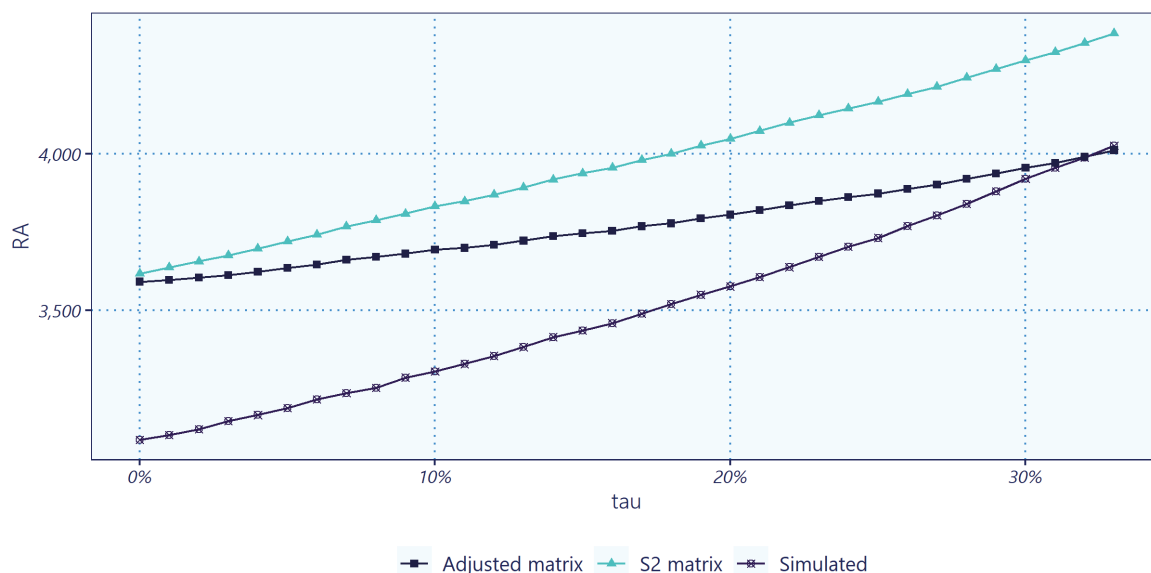


FIGURE 2.5 – Global RA and aggregated RAs as a function of τ

Figure 2.5 illustrates the variation of the global RA and the aggregated RAs under the two frameworks as a function of the time correlation τ . When τ tends to 0, the RA aggregated using the IFRS 17 correlation approaches that aggregated using the Solvency II matrix. As τ increases, the RA aggregated using the IFRS 17 correlation decreases to get closer to the overall RA obtained from the simulations. Note that the difference between the aggregated RA and the global RA when $\tau = 0$ is only due to the model error. This error is induced by the fact that the cash flows are neither linear functions of risk factors nor Gaussian variables.

Note that the dependence structure derived from the AR(1) process has been calibrated based on surrender rates, which are a linear function of the innovations. In the absence of linearity assumptions between cash flows and risk factors, the correlation between two cash flows belonging to the same LoB is different from the correlation between the risk factors (in this example, the surrender rates). Calibrating the time dependence structure on risk factors rather than cash flows is more in line with what practitioners would normally do. Indeed, the risk factors are directly related to the non-financial assumptions linked to a specific risk (Life Table, surrender rates). The cash flows are more volatile and depend on other characterizations (discounting rates, granularity of the computations). Moreover, since cash flows are a product of Gaussian variables, they are not normally distributed, which explains the observed model error. As shown in the figure, this model error is due to non-compliance with the assumptions of linearity between cash flows and risk factors. This is an assumption mainly inherited from the Solvency II framework.

We realize a second scenario where the cash flows are linear in the risk factors. In this example, for the t^{th} cash flow, only the surrender rate at time t will be considered random. Thus, each cash flow becomes linear in the risk factor and is normally distributed. This is an example where both assumptions 2.1.3 and 2.1.4 are satisfied. The value of the liability in this example is written as follows.

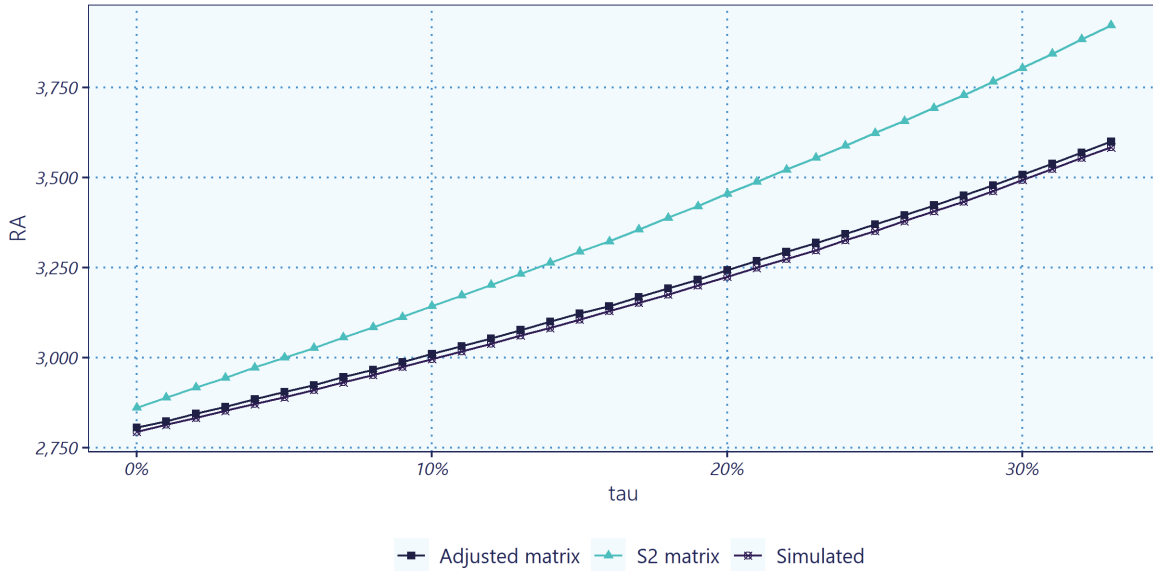


FIGURE 2.6 – Global RA and aggregated RAs as a function of τ : Linear cash flows

$$L\left(\left(\widetilde{R}_{t,lapse}, \widetilde{R}_{t,expense}\right)_{t \in \{1, \dots, N\}}\right) = \sum_{t=1}^N \widetilde{R}_{t,lapse} \prod_{k=1}^{t-1} (1 - R_{k,lapse}) F_t + \sum_{t=1}^N \widetilde{R}_{t,expense} \prod_{k=1}^t (1 - R_{k,lapse}) F_t, \quad (2.24)$$

We plot the three global RAs again as a function of τ in figure 2.6. We notice this time that the model error due to the non-respect of the linearity assumption disappears. The difference between the aggregation via the Solvency II correlation and the simulated global RAs is mainly due to not considering the time diversification effect. We thus show that if the ultimate correlation introduced in this paper allows correcting the misestimation of the RA linked to the correlation in time, it does not enable correcting the model error connected to the non-respect of the assumptions inherited from the Solvency II framework.

Comparing correlation structures

We are now concerned by the effect of the correlation structure on the global correlation and the aggregated RA. The main idea is then to perform a sensitivity on the already calibrated Γ -correlation structure by assessing the impacts of the Σ and Λ -structures. We calibrate for this purpose for each of these two matrices an equivalent time correlation to obtain marginal RAs similar to those simulated with the primary Γ -structure.

Let us introduce the temporary notation τ^Γ for time correlation τ calibrated under the Γ -structure in the previous subsection. We then seek to identify time correlation values τ^Σ for a Σ -structure and τ^Λ for a Λ -structure so that the marginal RAs induced by these two structures remain comparable to the marginal RA of the reference structure. Denoting $R(M, \tau^M)$ the vector of marginal risk adjustments simulated under an M -structure given a time correlation τ^M , we compute Σ and Λ -structures by minimizing the Euclidian distance between marginal RAs simulated using a Σ or Λ -structure, and the previous RAs. For a correlation matrix $M = \Sigma$ or Λ , the time correlation parameters is given by :

$$\tau^M = \underset{\tau}{\operatorname{argmin}} \{ \|R(M, \tau) - R(\Gamma, \tau^\Gamma)\| \}. \quad (2.25)$$

Table 2.4 summarises the equivalent time correlation parameters and the marginal and global RAs. We notice that the Λ -structure leads to a small time correlation value compared to the reference Γ -structure. Since the first induces constant inter-dependencies between all the cash flows within each LoB, this result seems quite natural. We also note that the global IFRS 17 correlation and

the aggregated RA are very close between Γ –structure and Λ –structure. The shift in the temporal interdependence structure from a Γ –matrix to a Λ –matrix thus appears to have no impact on marginal RAs aggregation. We emphasize that the value of the time correlation parameter obtained here for the Λ –structure is quite close to the equilibrium time correlation between the theoretical correlations of these two structures, which we denote $\tau_{eq}^{\Lambda} = \frac{2(N\gamma-1+(1-\gamma)^{N-2})}{N(N-1)\gamma^2} \tau = 1.97\%$ (i.e., the analytical solution of the equation $\rho_{\widetilde{BE}_1^{IFRS}, \widetilde{BE}_2^{IFRS}}^{\Gamma} = \rho_{\widetilde{BE}_1^{IFRS}, \widetilde{BE}_2^{IFRS}}^{\Lambda}$, using the formulas and notation of section 2.1.3). The reason is that minimizing the distance between the marginal RAs is almost equivalent to minimizing the distance between the standard deviations related to them. Since the inter-Lob correlation ρ is fixed (i.e., the numerator of the global IFRS 17 correlation), this is equivalent to equalizing the denominator since it is directly linked to the marginal standard deviations. In the case where the Gaussian assumptions 2.1.4 are perfectly respected, this result is straightforward.

Structure	τ^M	Global correlation	BE	RA Lapse	RA Expense	RA Global	RA Aggregated
Γ –structure	33.24%	25.43%	163 602.91	2 172.54	2 885.08	4 036.86	4028.88
Σ –structure	25.04%	33.54%	163 576.92	2 179.69	2 526.68	3 596.05	3850.82
Λ –structure	2.18%	24.2%	163 585.36	2 147.28	2 879.27	4 005.01	3986.60

TABLE 2.4 – Equivalent time correlation parameters and the marginal and global RAs

On the contrary, the Σ –structure leads to aggregated RA and global IFRS 17 correlation values that are quite different from those of the reference Γ –structure. We further note that the marginal RAs simulated with the first remain slightly off the reference marginal RAs. Furthermore, the time correlation value for the Σ –structure is smaller than that of the Γ –structure. Since the temporal interdependencies are exclusively carried by the first-order auto-correlation in the case of the Σ –structure, we expect to give more weight to the correlations between successive cash flows. This result then seems very less intuitive. In reality, we remark that the value $\tau^{\Sigma} = 25.04\%$ obtained here is quite identical to the value noted $\tau_{max}^{\Sigma} = \frac{1-\rho}{2 \cdot \cos(\frac{\pi}{N+1})} = 25.04\%$ which corresponds to the maximum value from the semidefiniteness interval of the Σ –matrix. Thus, the minimum of the optimization problem (2.25) in the case of the Σ –matrix is reached at the edge of the interval of possible values and does not necessarily reflect an almost null distance between the marginal RA of the reference Γ –structure and its equivalent Σ –structure. In fact, we observe that the equation $\rho_{\widetilde{BE}_1^{IFRS}, \widetilde{BE}_2^{IFRS}}^{\Gamma} = \rho_{\widetilde{BE}_1^{IFRS}, \widetilde{BE}_2^{IFRS}}^{\Sigma}$ does not have a solution among the set of admissible values. We show that the Σ –structure, in contrast to the two alternative structures, has limitations in terms of modeling time correlation, especially when the cashflows have significant temporal inter-dependencies.

An alternative might have been to target overall RA rather than marginal RA. Nevertheless, we are interested in equalizing the marginal RAs to ensure comparability of the contributions of each risk to the overall RA. Then we aim to focus only on the impact of the dependency structure on the IFRS 17 correlation and the overall RA, which is the quantity of interest. Nevertheless, we show in appendix ?? that the conclusions remain the same even when we target the global RA.

Aggregating RA in a non-linear situation

We now assume that the surrender rates in the charges' term $R_{t,expense} \prod_{k=1}^t (1 - R_{k,lapse}) F_t$ are no longer deterministic. The liabilities value is thus rewritten as follows :

$$L\left(\left(\widetilde{R}_{t,lapse}, \widetilde{R}_{t,expense}\right)_{t \in \{1, \dots, N\}}\right) = \sum_{t=1}^N \widetilde{R}_{t,lapse} \prod_{k=1}^{t-1} (1 - \widetilde{R}_{k,lapse}) F_t + \sum_{t=1}^N \widetilde{R}_{t,expense} \prod_{k=1}^t (1 - \widetilde{R}_{k,lapse}) F_t. \quad (2.26)$$

We emphasize that, in this case, the global stochastic value of the liabilities can no longer be split into a linear mixture of a random lapse component and a random expense component.

Keeping the same assumptions and simulated paths for surrender rates and expense rates as in subsection 2.2.2, we derive an empirical density for the value of liabilities and similarly conclude the marginal and aggregated RAs (see Table 2.5). When dropping the linearity assumption, we notice that

the RA aggregation is less accurate when compared to the linear case (−2.34% error in the non-linear case versus 0.20% error in the linear case). In the non-linear situation, the elliptic aggregation equation (2.2) is not met, which leads to a higher approximation error. However, adjusting the correlation to reflect time diversification still results in a more accurate approximation than immediately using the Solvency II correlation.

BE	RA Lapse	RA Expense	RA Global (simulated)	RA Aggregated	RA Aggregated (S2)
178 693.62	3 740.66	2 885.08	5 399.43	5 273.12	5 753.99
-	-	-	-	-2.34%	6.57%

TABLE 2.5 – Best Estimate, marginal RAs, and global RA in a non-linear situation

Discussing the inter-LoB blocks

We now reconsider the correlation structure examined in this paper and specifically discuss the inter-LoB correlation blocks. It was assumed that the correlation between risks was fully carried by cash flows of the same period. Thus, two cash flows belonging to separate LoBs and occurring at different time steps were considered to be uncorrelated. We question this assumption and examine an inter-LoB correlation structure similar to the time correlation one. Hence, the correlation between two cash flows from different LoBs is assumed to decrease with the lag between both cash flows according to a geometric progression. We introduce the following 2-LoBs correlation matrix :

$$\Pi_{N,P=2}^{\tau,\rho,\gamma,\phi,\pi} = \left(\begin{array}{cccc|cccc} 1 & \tau & \dots & (1-\gamma)^{N-2\tau} & \rho & (1-\pi)\rho & \dots & (1-\pi)^{N-1}\rho \\ \tau & \ddots & \ddots & \vdots & (1-\pi)\rho & \rho & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & \tau & \vdots & \ddots & \rho & (1-\pi)\rho \\ (1-\gamma)^{N-2\tau} & \dots & \tau & 1 & (1-\pi)^{N-1}\rho & \dots & (1-\pi)\rho & \rho \\ \hline \rho & (1-\pi)\rho & \dots & (1-\pi)^{N-1}\rho & 1 & \tau & \dots & (1-\gamma)^{N-2\tau} \\ (1-\pi)\rho & \rho & \ddots & \vdots & \tau & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \rho & (1-\pi)\rho & \vdots & \ddots & \ddots & \tau \\ (1-\pi)^{N-1}\rho & \dots & (1-\pi)\rho & \rho & (1-\gamma)^{N-2\tau} & \dots & \tau & 1 \end{array} \right). \quad (2.27)$$

Notice that in the case where $\pi = 1$, the correlation structure is equivalent to the Γ -structure discussed previously.

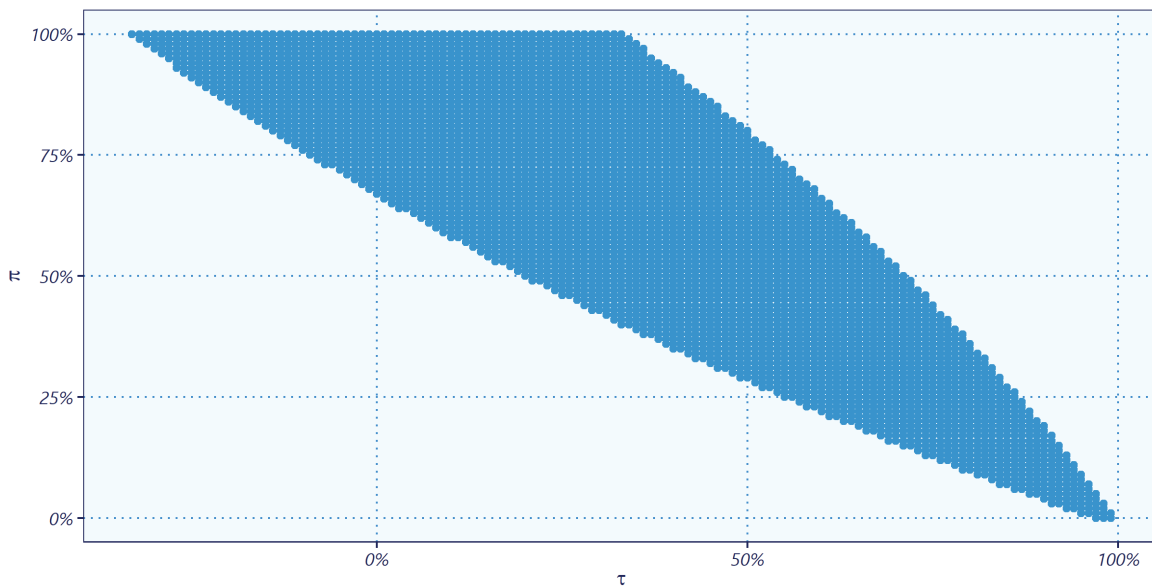


FIGURE 2.7 – Semidefiniteness domain for Π -structure

We are first concerned with the semidefiniteness condition of the Π -structure. The inter-LoB correlation parameter is set to $\rho = 50\%$. We assume an AR(1)-like structure for the time correlation (i.e., $\gamma = 1 - \tau$) and we perform sensitivities on the time correlation parameter τ and the geometric common ratio π . Figure 2.7 shows the positive semidefinite domain of the matrix (2.27) depending on these two parameters.

We notice that the definition range of the time correlation parameter τ is getting narrow when the common ratio π decreases. The largest interval matches the case $\pi = 1$ (i.e., Γ -structure). Therefore, the longer the inter-LoB correlation persists in time, the less room there is for variation in the time correlation value τ . In addition, a high correlation between the cash flows of opposite LoBs at all time steps necessarily induces a much higher time correlation within each LoB. This contrasts with the Γ -structure exposed in this paper, where the effects of the time correlations and inter-LoB seemed to compensate for each other.

Keeping the same assumptions as of the preceding numerical application (see Table 2.2), we compute in a second phase the risk adjustment as a function of the common ratio π . Figure 2.8 shows that the RA decreases with the common ratio π . To put it another way, ignoring the correlation between the cash flows of opposite LoBs occurring at different periods can lead to an underestimation (up to 12% in this example) of the amount of the overall RA. While using a sparse matrix can simplify the formulas and ease the correlation parameters calibration, the Γ -structure can show many limitations in case of strong cross-correlation between cash flows (i.e correlation between cash flows from distinct LoBs and different periods).

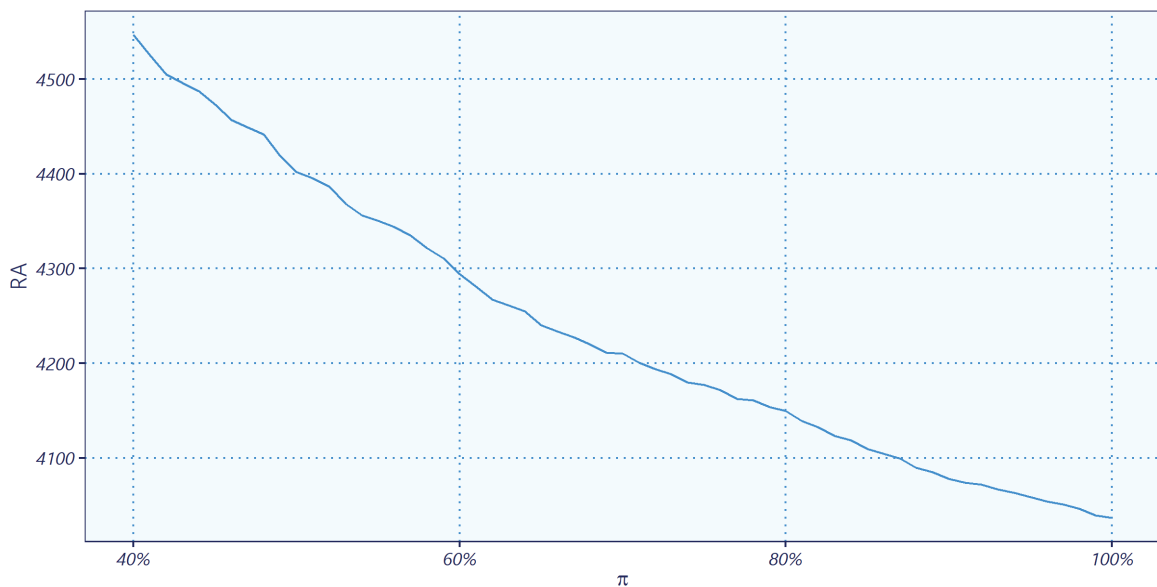


FIGURE 2.8 – Risk adjustment for Π -structure

Similar conclusions can be drawn for a larger number of LoBs P (see example 6-LoBs in Appendix B.2). Nevertheless, when the number of LoBs to be aggregated increases, the range of possible values for the two parameters τ and π drastically reduces. Thus, if the Π -structure brings about more intuitive behaviors in terms of interactions between the time correlation and the inter-LoB correlation, it has the disadvantage of an extremely restricted positive semidefiniteness field, making it rather difficult to be calibrated in practice. On the other hand, the Γ -structure offers more flexibility for operational use but presents much stronger assumptions that might not match the dependence observed between the risks in practice

Conclusion

This paper adapts the elliptical aggregation framework from Solvency II to IFRS 17. This method is motivated by choice made by several entities to re-use the Solvency II models in the assessment of IFRS 17 accounts. We show thus that it is possible to have a theoretical framework common to both standards, which allows entities to benefit from the Solvency II computations tools to aggregate the marginal RAs under IFRS 17. Moreover, it reconciles the two standards in a way that helps explain possible variations in results between the two accounting policies. Nevertheless, we demonstrate that the current market method, which aggregates the RAs by directly using the standard formula's correlation matrices for dependence structures involving both time and inter-risk correlations, can misestimate the global RA. This misestimation is since the correlation under Solvency II is in a one-year view and therefore does not reflect the effects of temporal diversification. We thus introduce the notion of ultimate correlation, which combines the effects of time dependence and the inter-LoB correlation.

For specific Toeplitz structures, we have derived formulas to link the ultimate correlation and the one-year correlation. We show that the estimation of the global RA is more precise when the marginal RAs are aggregated by converting the one-year correlation into the ultimate correlation using the formulas. For such structures, we show that within an LoB, a time correlation structure with strong inter-dependencies between cash flows tends to reduce the impact of the inter-Lob correlation in the ultimate view. Likewise, with a fixed correlation structure, an increasing time correlation value strongly declines the ultimate correlation.

The formulas converting a one-year correlation into an ultimate correlation can be generalized to other structures but require explicit knowledge of the correlation matrix between the cash flows. However, in practice, such structures are difficult to calibrate due to the lack of data that simultaneously tracks the evolution of the different risk factors over time. An alternative is to assume a parametric form for the dependence. However, this paper shows this leads to an inflexible model with a limited range of admissible values for the parameters, especially when the number of risks or LoBs to aggregate becomes significant. Moreover, the formulas for adapting the risk horizon for correlation presented in this paper only consider the effect of temporal diversification. Accordingly, they do not correct model errors due to the unsuitability of the model or assumptions, particularly those inherited from the Solvency II framework. Other approaches, such as copulas or optimization methods (e.g., SDP), may be more flexible in modeling complex dependency structures, but the link with the Solvency II standard is harder to achieve. Moreover, the industrialization of such processes is extremely challenging and is likely to lead to methodological and results divergences between the two standards.

While the approach suggested in this paper allows entities to address risk diversification in a multi-standard context better, it raises several other limitations. The model's inflexibility, reflected by the parameters' restricted values, is heightened by some strong assumptions. Some of these assumptions regarding the linearity of the global best estimate (as a function of the marginal best estimates) or the underlying elliptical distributions are inherited from the Solvency II framework. These assumptions allow us to justify the elliptical aggregation in the one-year view. Extending this approach to the ultimate view requires additional and highly debatable assumptions on the distributions and dependencies of the cash flows. Therefore, due to the different risk horizons between the two standards, entities are forced to make a trade-off between choosing a rigid framework with restrictive assumptions that allows modeling non-financial risks in a multi-standard context or opting for more flexible methods but making it difficult to explain the differences in the results between the two accounting frameworks.

References

- [1] Albrecht Böttcher and Sergei M Grudsky. *Spectral properties of banded Toeplitz matrices*. SIAM, 2005.
- [2] Albrecht Böttcher and Bernd Silbermann. *Introduction to large truncated Toeplitz matrices*. Springer Science & Business Media, 2012.
- [3] Umberto Cherubini, Elisa Luciano, and Walter Vecchiato. *Copula methods in finance*. John Wiley & Sons, 2004.
- [4] Frederic Chevallier, Eric Dal Moro, Yuriy Kravavych, and Igor Rudenko. Probability of sufficiency of the risk margin for life companies under ifrs 17. In *International Congress of Actuaries*, 2018.
- [5] Stefan Cutajar, Helena Smigoc, and Adrian O’Hagan. Actuarial risk matrices : The nearest positive semidefinite matrix problem. *North American Actuarial Journal*, 21(4) :552–564, 2017.
- [6] Claudia Czado, Ulf Schepsmeier, and Aleksey Min. Maximum likelihood estimation of mixed c-vines with application to exchange rates. *Statistical Modelling*, 12(3) :229–255, 2012.
- [7] Jérôme Dedecker, Paul Doukhan, Gabriel Lang, León R José Rafael, Sana Louhichi, and Clémentine Prieur. Weak dependence. In *Weak dependence : With examples and applications*, pages 9–20. Springer, 2007.
- [8] Michel Denuit, Jan Dhaene, Marc Goovaerts, and Rob Kaas. *Actuarial theory for dependent risks : measures, orders and models*. John Wiley & Sons, 2006.
- [9] Laurent Devineau and Stéphane Loisel. Risk aggregation in solvency ii : How to converge the approaches of the internal models and those of the standard formula? 2009.
- [10] Peng Ding. On the conditional distribution of the multivariate t distribution. *The American Statistician*, 70(3) :293–295, 2016.
- [11] Jeffrey Dissmann, Eike C Brechmann, Claudia Czado, and Dorota Kurowicka. Selecting and estimating regular vine copulae and application to financial returns. *Computational Statistics & Data Analysis*, 59 :52–69, 2013.
- [12] Peter D England, Richard J Verrall, and Mario V Wüthrich. On the lifetime and one-year views of reserve risk, with application to IFRS 17 and Solvency II risk margins. *Insurance : Mathematics and Economics*, 85 :74–88, 2019.
- [13] Hampus Engsner, Mathias Lindholm, and Filip Lindskog. Insurance valuation : A computable multi-period cost-of-capital approach. *Insurance : Mathematics and Economics*, 72 :250–264, 2017.
- [14] European Parliament, Council of the European Union. Directive 2009/138/EC of the European Parliament and of the Council of 25 November 2009 on the taking-up and pursuit of the business of Insurance and Reinsurance (Solvency II), 2009.
- [15] European Parliament, Council of the European Union. Commission Delegated Regulation (EU) 2015/35 of 10 October 2014, supplementing Directive 2009/138/EC of the European Parliament and of the Council on the taking-up and pursuit of the business of Insurance and Reinsurance (Solvency II), 2014.

REFERENCES

- [16] Kai-Tai Fang, Samuel Kotz, and Kai Wang Ng. *Symmetric multivariate and related distributions*. Chapman and Hall/CRC, 2018.
- [17] Damir Filipović. Multi-level risk aggregation. *ASTIN Bulletin : The Journal of the IAA*, 39(2) :565–575, 2009.
- [18] Christian Genest and Johanna Nešlehová. Copulas and copula models. *Encyclopedia of environmental metrics*, 2, 2006.
- [19] Christian Genest and Louis-Paul Rivest. Statistical inference procedures for bivariate archimedean copulas. *Journal of the American statistical Association*, 88(423) :1034–1043, 1993.
- [20] Johanna Hardin, Stephan Ramon Garcia, and David Golan. A method for generating realistic correlation matrices. *The Annals of Applied Statistics*, pages 1733–1762, 2013.
- [21] Philip Hartman and Aurel Wintner. On the spectra of toeplitz’s matrices. *American Journal of Mathematics*, 72(2) :359–366, 1950.
- [22] Nicholas J Higham. Computing the nearest correlation matrix—a problem from finance. *IMA journal of Numerical Analysis*, 22(3) :329–343, 2002.
- [23] IASB. IFRS 17 Insurance Contracts incorporating the June 2020 amendments, 2020. International Accounting Standards Board.
- [24] International Actuarial Association. *Risk Adjustments for Insurance Contracts*. 2018.
- [25] Harry Joe. Generating random correlation matrices based on partial correlations. *Journal of multivariate analysis*, 97(10) :2177–2189, 2006.
- [26] Harry Joe and Dorota Kurowicka. *Dependence modeling : vine copula handbook*. World Scientific, 2011.
- [27] Samuel Kotz and Saralees Nadarajah. *Multivariate t-distributions and their applications*. Cambridge University Press, 2004.
- [28] Denis Kwiatkowski, Peter CB Phillips, Peter Schmidt, and Yongcheol Shin. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root : How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of econometrics*, 54(1-3) :159–178, 1992.
- [29] Gee Y Lee and Peng Shi. A dependent frequency–severity approach to modeling longitudinal insurance claims. *Insurance : Mathematics and Economics*, 87 :115–129, 2019.
- [30] Thomas Mack. Distribution-free calculation of the standard error of chain ladder reserve estimates. *ASTIN Bulletin : The Journal of the IAA*, 23(2) :213–225, 1993.
- [31] Jan-Frederik Mai and Matthias Scherer. H-extendible copulas. *Journal of Multivariate Analysis*, 110 :151–160, 2012.
- [32] John Makhoul. On the eigenvectors of symmetric toeplitz matrices. *IEEE Transactions on Acoustics, Speech, and Signal Processing*, 29(4) :868–872, 1981.
- [33] Alexander J McNeil, Rüdiger Frey, and Paul Embrechts. *Quantitative risk management : concepts, techniques and tools-revised edition*. Princeton university press, 2015.
- [34] Michael Merz and Mario V Wüthrich. Prediction error of the expected claims development result in the chain ladder method. *Bulletin of Swiss Association of Actuaries*, 1(2007) :117–137, 2007.
- [35] Chi Tim Ng and Harry Joe. Generating random ar (p) and ma (q) toeplitz correlation matrices. *Journal of Multivariate Analysis*, 101(6) :1532–1545, 2010.
- [36] Lina Palmborg, Mathias Lindholm, and Filip Lindskog. Financial position and performance in IFRS 17. *Scandinavian Actuarial Journal*, pages 1–27, 2020.
- [37] Joshua V Rosenberg and Til Schuermann. A general approach to integrated risk management with skewed, fat-tailed risks. *Journal of Financial economics*, 79(3) :569–614, 2006.
- [38] Peng Shi, Xiaoping Feng, and Jean-Philippe Boucher. Multilevel modeling of insurance claims using copulas. *The Annals of Applied Statistics*, 10(2) :834–863, 2016.

Chapitre 3

On the characteristics of the risk adjustment and the need for an academic response to IFRS 17

TACHFINE EL ALAMI ET STÉPHANE LOISEL

IFRS 17 requires insurance companies to assess a risk adjustment as compensation for the uncertainty of future cash flow amounts arising from non-financial risks. In comparison to the questionable one-year view of Solvency II Solvency Capital Requirement, the time horizon is much longer in IFRS 17, which makes time diversification and long-term risks play a more important role in theory. The standard does not specify a method for computing the risk adjustment and its choice is left to the insurer's judgment. However, the standard does specify characteristics that the risk adjustment must comply with. Besides, if the Value-at-Risk method (widespread in the market) is not chosen, an equivalent quantile level must be disclosed. In this paper, we address the mathematical challenges of interpreting these principles and associated theoretical issues. We show the importance of specifying their domain of validity, as well as the necessity of an academic response to IFRS 17, related to risk adjustment and to other challenges highlighted in the conclusion.

Keywords

IFRS 17, Solvency II, Risk Adjustment, Risk Aggregation, Correlation, Time diversification, Ultimate view

Introduction

IFRS 17 - Insurance Contracts is an International Financial Reporting Standards (IFRS) issued by the International Accounting Standards Board (IASB) in May 2017 (see [11]) with an effective date of January 1st, 2023. It establishes principles for the measurement and disclosure of insurance contracts issued, reinsurance contracts held and investment contracts with discretionary participation features issued. The objective of IFRS 17 is to ensure that an entity provides relevant information that faithfully represents its financial performance.

The measurement of insurance liabilities under IFRS 17 consists of the fulfillment cash flows and the contractual service margin. The fulfillment cash flows include a current estimate of future cash flows and a risk adjustment for non-financial risk (RA). The contractual service margin (CSM) represents the amount of unearned profit the entity expects to earn over the coverage period and is still to be recognized.

The risk adjustment for non-financial risk, which is the focus of this paper, forms an important part of the balance sheet. It is defined in IFRS 17 as the compensation an entity requires for bearing the uncertainty about the amount and timing of the cash flows that arises from non-financial risk as the entity fulfills insurance contracts. The risk adjustment measures the amount the entity would require to be indifferent between, a liability that has a range of possible outcomes arising from non-financial risk, and a liability that will generate fixed cash flows with the same expected present value as the insurance contracts (see §B87 in [11]).

IFRS 17 does not prescribe the estimation technique used to determine RA, however, it still identifies characteristics, detailed in §B91, RA must satisfy :

- (a) risks with low frequency and high severity will result in higher risk adjustments for non-financial risk than risks with high frequency and low severity ;
- (b) for similar risks, contracts with a longer duration will result in higher risk adjustments for non-financial risk than contracts with a shorter duration ;
- (c) risks with a wider probability distribution will result in higher risk adjustments for non-financial risk than risks with a narrower distribution ;
- (d) the less that is known about the current estimate and its trend, the higher will be the risk adjustment for non-financial risk ; and
- (e) to the extent that emerging experience reduces uncertainty about the amount and timing of cash flows, risk adjustments for non-financial risk will decrease and vice versa.

The Exposure Draft ED/2010/8 ([9]) dedicates a section on permitted risk adjustment techniques and presents three methods for RA computation : the Value at Risk (VaR), the Tail Value at Risk (TVaR), and the cost-of-capital (CoC). Those techniques and others have already been discussed in the literature. The International Actuarial Association monograph (see [13]) provides general implementation guidance about RA for practitioners in the insurance field. Palmborg et al. define (in [15]) an algorithm for profit or loss in accordance with IFRS 17 standard where the RA is computed by a multi-period cost-of-capital approach. Value at Risk techniques have been discussed in [7] and [6] and brought together with the one-year view of Solvency II (where time diversification plays a very small role, as one considers a quantile of a sum of expected discounted cashflows). Nevertheless, none of these references discuss the compliance of the RA with the characteristics outlined in the standard.

It is worth pointing out that the most common approaches used in practice for calculating the risk adjustment are the cost-of-capital method and the Value at Risk method. If an entity applies the cost-of-capital method, IFRS 17 requires the disclosure of an equivalent confidence level. In practice, it can be achieved by assuming a (multivariate) distribution for the value of the liabilities (year by year) and deriving a confidence level equivalent to the amount based on the cost-of-capital. However, such a method encourages entities to adopt a "tick the box" strategy to ensure compliance of the RA with the standard by choosing simple models (Gaussian, log-normal...) and it would be hard in practice for an undertaking to justify that the equivalent quantile level varies a lot from one year to the other. This can introduce an anchoring bias by suggesting overly simplistic distributions that may poorly

represent the underlying risks, and suggests that this alternative approach needs to produce results that are close to those of the Value-at-Risk method. It is therefore relevant to study the adequation of Value-at-Risk method with the five above-mentioned principles.

Furthermore, IFRS 17 requires the calculation of a gross (of reinsurance) risk adjustment. Thus, the RA takes into account the entity's exposure to extreme risks, before non-proportional reinsurance moderates the tail of the risk profile. In general, the RA corresponds to a quantile at a confidence level between 75% and 85%, and its estimation is consequently more reliable as opposed to the SCR of Solvency II measured at a 99.5% confidence level. Nevertheless, this raises a problem as to the respect of the previous principles especially in a non-Gaussian framework. The 75%-TVaR would better capture extreme scenarios, but this approach is very rarely used by practitioners for IFRS 17 calculations. Therefore, we limit our attention to the Value at Risk method in the sequel. For time horizon $d \geq 1$, and $1 \leq i \leq d$, let F_i represent the discounted cash-flow at time i . Denoting $L = \sum_{i=1}^d F_i$ the stochastic liabilities value of the entity and α the confidence level related to its risk appetite, the RA is then given by¹

$$RA_{\alpha}(L) = \left(VaR_{\alpha}(L) - \mathbb{E}[L] \right)_{+}. \quad (3.1)$$

We can immediately note that the RA can be zero for (gross of reinsurance) asymmetrical, extreme risks (like natural disaster risk, cyber risk, industry fire risk,...). The RA requirements specified in IFRS 17 are rather imprecise and thus, their formalization provides theoretical interest. Prior to establishing compliance of the Value-at-Risk with these principles, it is quite challenging to translate them into mathematical concepts.

3.1 Challenges with risk adjustment principles

3.1.1 General comments

Principles 1 and 3 deal with the shape of the distribution of the risk profile, as if we were in a one-period model or in a case where results of comparison of two risk profiles were the same for all cash-flows and for their time-aggregated present value (which is not necessarily true, even in presence of time-independence). Principle 2 is about the duration of the contract. Principles 4 and 5 are about uncertainty and the capacity to reduce this uncertainty over time thanks to experience. This approach is similar to the one of risk maps in Enterprise Risk Management, where one assesses each risk through its likelihood and its potential impact, while a full distribution of risk scenarios is in fact possible. While each of these principles seems reasonable by itself, each of them presents its own interpretation challenges and pitfalls, and some contradiction may occur for one of them or for several of them at the same time, due to the complex nature of space-time correlation structure of cash-flows of an insurance company, which cannot be easily analyzed principle by principle, just like risk cannot be reduced to likelihood and impact assessment in ERM.

3.1.2 About the first principle

Consider the first principle, which states that the RA increases when the frequency of claims drops and the severity increases. In a stationary world where nothing changes, let us note that more claims mean faster experience and faster uncertainty reduction, which should lead to smaller RA according to Principle 5. Let us ignore this aspect here and focus on the core of Principle 1. As stated above, time correlations may make it difficult to compare frequency and severity of risk for all cash flows simultaneously. But this principle already creates some challenges in a one-period model, that we

1. IFRS 17 does not explicitly prohibit RA to be negative. Within intermediate calculations, individual risk adjustments (per portfolio or per risk) can be negative as both favorable and unfavorable scenarios are accounted for. Nonetheless, in practice, we expect the overall risk adjustment to be nonnegative and use this convention in this letter.

consider temporarily here to simplify the discussion.

A classic mathematical tool for modeling the frequency and severity of claims is the collective risk model. We consider $S = \sum_{i=1}^N X_i$ and $S' = \sum_{i=1}^{N'} X'_i$, where N and N' are counting random variables and $\{X_i\}_{i \in \mathbb{N}^*}$ (respectively $\{X'_i\}_{i \in \mathbb{N}^*}$) is a sequence of random variables which are independent and identically distributed (iid), nonnegative, and independent of N (respectively N').

A first and simple interpretation of the principle is to assume that the frequency of S is greater than that of S' if the expected frequency $\mathbb{E}[N]$ is greater than $\mathbb{E}[N']$. In the same way, the severity related to S being lower we assume that $\mathbb{E}[X_1] \leq \mathbb{E}[X'_1]$. Thus, we expect to have $RA_\alpha(S) \leq RA_\alpha(S')$.

In order to ensure the comparability of the Risk Adjustment in terms of amounts, it seems reasonable to match the expected total costs of the claims of both models. We then assume that there is a positive constant number $\gamma > 0$ such that :

$$\mathbb{E}[N'] = \frac{1}{1 + \gamma} \mathbb{E}[N] \text{ and } \mathbb{E}[X'_1] = (1 + \gamma) \mathbb{E}[X_1]. \tag{3.2}$$

Since frequency and severity are independent in both models, this assumption ensures $\mathbb{E}[S'] = \mathbb{E}[S]$.

In many applications, the claim number distribution is Poisson or in the Panjer class. Let us suppose that $N \sim \mathcal{P}(\lambda)$ where $\lambda > 0$ is the distribution parameter, and in line with the constraints in (3.2) we assume that $N' \sim \mathcal{P}(\frac{\lambda}{1+\gamma})$ and $X'_1 =^d (1 + \gamma)X_1$.

A trivial verification shows that the variance of the aggregated claim amount for each model is given by $\mathbb{V}[S] = \lambda \mathbb{E}[X_1^2]$ and $\mathbb{V}[S'] = (1 + \gamma) \lambda \mathbb{E}[X_1^2]$. Thus, we have $\mathbb{V}[S] \leq \mathbb{V}[S']$.

This shows that for a compound Poisson distribution, such an increase in frequency combined with a decrease in severity reduces the variance of the aggregate claim amount. This is true for compound Binomial and compound Negative Binomial models as well. Even if it is not guaranteed, a smaller variance for the aggregate claim amount often results in a smaller RA, as shown in the numerical example in Table 3.1. Here, a Gamma distribution is considered for severity in both collective models. We denote $X_1 \sim \Gamma(k, \theta)$ where k (respectively θ) is the shape parameter (respectively scale parameter). In accordance with the assumptions above, we have $X'_1 \sim \Gamma(k, (1 + \gamma)\theta)$. The RA was estimated at confidence level $\alpha = 75\%$ on a distribution generated through simulations.

TABLE 3.1 – Example 1 : a Poisson-Gamma collective model

Model	Frequency parameter	Severity Mean		Total claims		RA
		Mean	Variance	Mean	Variance	
S	50	20	40	1 000	22 000	98
S'	33	30	90	1 000	33 000	119

The strong assumption $X'_1 =^d (1 + \gamma)X_1$ ensures that a higher severity is induced by both a higher level of average severity ($\mathbb{E}[X]$) and a higher level of uncertainty ($\mathbb{V}[X]$). This leads to the increase observed in the variance of the total claims amount. By relaxing this assumption, counterexamples can simply be constructed as summarized in Table 3.2. Here, while the expected severity for S is smaller than that of S' , the severity variance $\mathbb{V}[X_1]$ is assumed to be much higher. Consequently, the variance of the total claims amount is more important. Since its frequency is also larger, this leads to a situation that conflicts with the principle if we interpret it with average severity.

TABLE 3.2 – Example 2 : Poisson-Normal collective model

Model	Frequency parameter	Severity Mean		Total claims		RA
		Mean	Variance	Mean	Variance	
S	50	20	400	20 000	40 000	130
S'	33	30	1	20 000	30 033	112

Of course, the variance of claim amounts should be taken into account when interpreting "low frequency, high severity risk", which any actuary would associate more to S than to S' in Example

2. Another way to formalize this could be to decompose the compound Poisson variable into a sum of two independent ones (corresponding to claims with amounts smaller and larger than 100, say). It would be then easy to check that the number of claims whose amounts are larger than 100 is smaller (in the first stochastic order sense) for the S' -model than for the S -model, as $33 P(X'_1 > 100) > 50 P(X_1 > 100)$. The choice of the threshold can be nonetheless challenging in less caricatural situations.

However, using the variance or convex orderings is not the answer. Note that this principle also depends on the nature of the risk and the underlying distributions involved. The risk adjustment is generally disclosed at a risk appetite level between 75% and 85%. Accordingly, risks with large positive mass at zero may often result in null RA. Consider for example a risk $X \sim \mathcal{LN}(\mu, \sigma^2)$ and X' with distribution $p = \mathbb{P}(X = 10^6) = 5\%$ and $\mathbb{P}(X = 0) = 95\%$. For simplicity, we assume that the frequencies are deterministic and we set $N' = 1$ and $N = 2$. In this case, it is easy to show that if $\sigma^2 = \ln(1 + 2\frac{1-p}{p})$ and $\mu = \ln(\frac{10^6 \cdot p}{2}) - \frac{\sigma^2}{2}$, then $\mathbb{E}[S] = \mathbb{E}[S']$, $\mathbb{V}[S] = \mathbb{V}[S']$, $Var_{80\%}(S') = 0$ and through empirical simulations, we have $Var_{80\%}(S) \simeq 870$. Such risk profiles are met in practice within the context of the Stable Values guarantees [1]. Under this policy, the insurer is likely to cover losses with extremely low probability ($\leq 1\%$) and sustain no losses the majority of the time. One might question the adequacy of the Value at Risk method to measure the RA for such a risk profile. Nevertheless, since the comparability of insurers is one of the main objectives of IFRS 17, the issue of benchmarking different risk profiles, notably through comparing the associated RAs, arises. We observe that although the expectations and variances are equal between both collective models, the RAs can be significantly different due to the continuous or discrete nature of the underlying distributions, and a small variation of this model would lead to a larger RA with a smaller variance. Obviously, such asymmetrical risk profiles could be smoothed after risk aggregation. However, the problem of allocating the overall RA would remain challenging.

Even in a one-period approach, it is not easy to interpret Principle 1. Should one use the first stochastic order, the convex order, the increasing convex order, or other stochastic orderings (see for instance [17]) for a review)? This comes back to the question of interpreting in Principle 1 and others the notion of similar risks, which is explicitly stated in Principle 2.

3.1.3 About the second principle

The second principle states that, for similar risks, the RA increases with the duration of the insurance contract. The term "duration" is used elsewhere in the standard to refer to the coverage period of an insurance contract or group of contracts. The notion of "similar risks" can be found in particular in the definition of a portfolio of insurance contracts. In fact, IFRS 17 requires an entity to identify portfolios of contracts subject to similar risks and being managed together (see §14). Furthermore, the standard states that contracts within a product line would be expected to have similar risks and hence would be expected to be in the same portfolio if they are managed together. Contracts in different product lines (for example single premium fixed annuities compared with regular term life assurance) would not be expected to have similar risks and hence would be expected to be in different portfolios. Note that this principle seems to exclude the discounting effect, which tends to reduce the variability of future cash flows with a long duration.

In recent discussions related to groups of contracts subject to multiple currencies (see [12]), the IFRS Interpretations Committee has concluded that an entity would generally group contracts together only if the contracts have future cash flows that the entity expects will respond similarly in amount and timing to changes in key assumptions (see also §BC123 and §BC124 in [10]).

An intuitive interpretation of this principle would be to consider a time dynamic for a given risk and assume that accumulating deviations over time would tend to increase the uncertainty around liabilities values. Thus, a contract with the same dynamics as a second one would have a larger associated RA if its coverage period is longer. As with the previous principle, it seems reasonable

to assume that the expected liabilities values for both contracts are equal in order to ensure that the difference between the RAs is solely due to the duration and not to a difference in the amounts.

Nevertheless, the accumulation of random variables is not always sufficient to justify an increase in uncertainty. For the sake of simplicity let us ignore discounting effect and consider a random Gaussian vector (F_1, \dots, F_D) of size D for the cash flows, where

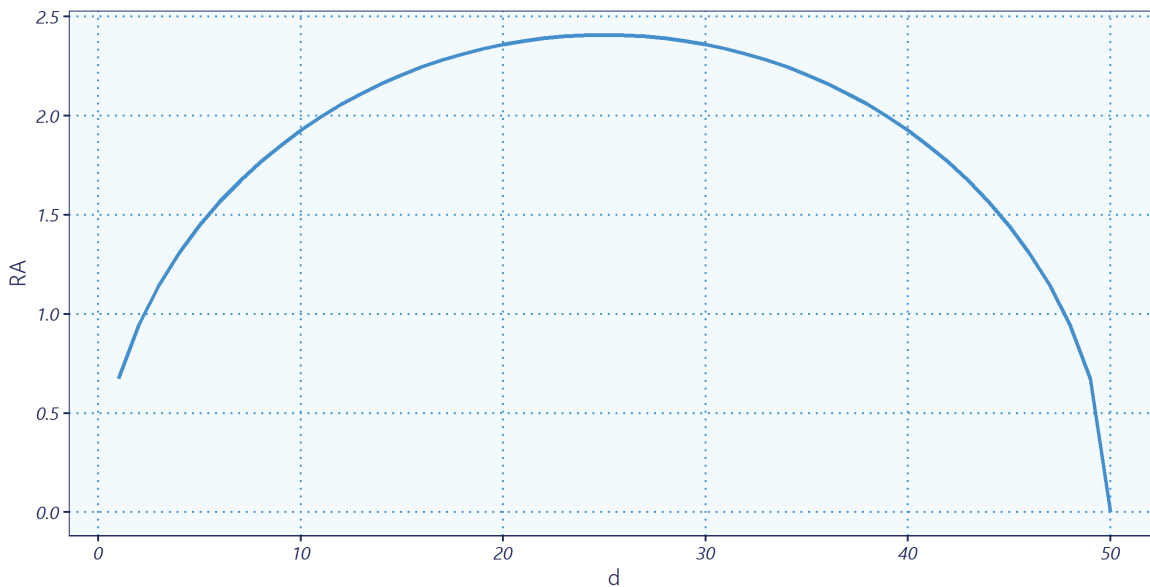
$$\forall d \in \{1, \dots, D\}, \mathbb{E}[F_d] = 0, \mathbb{V}(F_d) = 1, \text{ and } \forall d > d', \text{Cov}(F_d, F_{d'}) = \frac{-1}{D-1}.$$

Let $L_d = \sum_{i=1}^d F_i$ stand for the stochastic liabilities value. Note that $\forall d \in \{1, \dots, D\}, \mathbb{E}[L_d] = 0$. Denoting \mathbf{q}_α the α -quantile of a standard normal, it is easy to show that the RA is obtained by :

$$RA_\alpha(L_d) = \mathbf{q}_\alpha \sqrt{\frac{d(D-d)}{D-1}},$$

and that, as shown in Figure 3.1, if $\frac{D-1}{2} \leq d < d'$ then $RA_\alpha(L_d) > RA_\alpha(L_{d'})$.

FIGURE 3.1 – Counterexample : RA as a function of duration. $D = 50$ and $\alpha = 75\%$.



Here, a small negative correlation between all cash flows has been assumed. Such assumption can be seen in practice in the context of the Schur-constant models (see [3]). Thus, when increasing the duration by injecting a cash flow, two effects combine ; an increase due to the variance of the new cash flow and a decrease due to the negative covariance between the latter and previous cash flows. In some cases, the effect due to the negative covariance will be more dominant, leading to a decrease in the overall variance. Therefore, a negative correlation between the cash flows might theoretically decrease the uncertainty even as the duration increases. A definition of this principle, therefore, requires a focus on the dynamics of the risks considered to be similar and the time dependence effects underlying those risks. In practice, the space-time correlation structure of cash flows and their marginal distributions are much more complex than in this very basic example, as heavy-tailed risks, long memory, correlations due to uncertainty, mean-reverting mechanisms, lapse rates, and other factors may play an important role. It would be interesting to identify domains of validity of interpretations of Principle 2 in various representative yet synthetic multi-period or continuous time models.

From a higher level perspective, Principle 2 would also need to be reconciled with the concept of time diversification : for some risks, longer duration means longer time to time-diversify risk. This benefit is accounted for in Luxembourg thanks to the Claims Fluctuation Reserve for captives, and France is in the process of recognizing time diversification for future French captives through the creation of a kind of equalization reserve.

3.1.4 About the third principle

The third principle involves the notions of "wide" and "narrow" distribution. This principle is rather unclear. A first interpretation, which matches the intuition mentioned for the first principle, is to think of it as a variance notion. Thus one would expect a greater RA for a large variance. The equivalence between the fact that a risk X has a larger variance than a risk Y and the fact that the Value at Risk (and therefore the RA) of X is the most significant, is straightforward to establish if X and Y are Gaussian with the same mean. Nonetheless, counterexamples can easily be derived by examining asymmetric distributions. A second interpretation would be to focus on the thickness of the tails of the distributions, in which case, further investigation is needed to demonstrate compliance with this principle within a theoretical framework yet to be defined. In fact, it is well-known that, in general, VaR is not consistent with an increase in right-tail risk (see [8]).

However, keep in mind that RA involves risks in a multi-period setting. Should one consider that L has a wider distribution than L' , or that this holds for all cash-flows, and for L , or even for all cumulated sums of discounted cash-flows, for 1, 2, ..., d periods? Given the complex nature of time-space correlations, each of these interpretations is different, and several of them are very restrictive when one leaves the Gaussian vector world.

3.1.5 About Principles 4 and 5

The fourth principle states that poor knowledge of risk leads to greater RA. This principle may refer to the notion of ambiguity aversion as discussed in [16] and references there. The authors consider an uncertainty around a parameter of the risk distribution and conclude that the willingness to pay for a risk reduction is always higher for a more ambiguity-averse entity.

In actuarial science and risk management, it is common practice to make some parameters stochastic in presence of uncertainty. Coming back to the examples developed in the discussion of Principle 1, one often replaces the Poisson distribution with a mixed Poisson distribution (for example a Negative Binomial distribution) in order to model claim frequency in non-life insurance. Generally, this process increases the overall uncertainty. This is for instance the case for that example : variance is increased, and it is possible to compare the distributions (Poisson and mixed-Poisson) in detail thanks to Shaked's two-crossing theorem.

The last principle refers to the emergence of risk information over time, which should reduce the uncertainty about that risk. This can be formalized by extending the theoretical framework introduced in [14]. Through the notion of influence function, the authors show that the increase in the number of observations reduces the uncertainty around the ruin probability of an entity.

In practice, there are many unmodeled risks, particularly in the long-term case. This includes unknown unknowns in the sense of Rumsfeld, but also risks for which uncertainty is too large (some climate change risks, the risk of living to 1000 years mentioned by Aubrey de Grey and other trans-humanists, strategic and regulatory risks, ...). For those little-known risks, awareness is there but risks are often studied outside of the main risk model, thanks to a separate scenario approach, without probability assessment (typically in the ORSA). When uncertainty decreases, at some point, the risk might be included in the main model, which would increase the RA in contradiction with the two last principles.

3.2 Conclusion on risk adjustment and other challenges related to IFRS 17

We have seen that the risk adjustment in IFRS has to be determined following five principles which seem reasonable in the first place, grounded on sound theoretical results for simple models, but more questionable and difficult to interpret, particularly when one leaves the Gaussian world or some particular compound Poisson framework and time-independence. Since one of the key objectives of IFRS 17 is to provide investors with useful information about the profitability of insurers, a theoretical framework that is consistent with the standards' principles and that allows for the comparison of entities even though their risk profiles and underlying risk distributions have different shapes is meaningful. The standards also state that *an entity shall apply judgment when determining an appropriate estimation technique for the risk adjustment for non-financial risk. When applying that judgment, an entity shall also consider whether the technique provides concise and informative disclosure so that users of financial statements can benchmark the entity's performance against the performance of other entities.* Paragraph 119 requires an entity that uses a technique other than the confidence level technique for determining the risk adjustment for non-financial risk to disclose the technique used and the confidence level corresponding to the results of that technique. Consequently, as the market consensus involves directly Value-at-Risk and as its alternative (cost-of-capital approach) requires to determine an equivalent VaR level, some research is needed to determine the domain of validity of the principles among most commonly used actuarial risk models when VaR is used, and to propose alternative interpretations or adaptations when relevant. We have seen that the concept of similar risks needs to be investigated. In presence of time-aggregation with potentially long-term time horizons, an academic response to IFRS 17 is needed to guide actuarial judgment, in line with the academic response to Basel regulations provided in the past by [4], [5], [2] and many others. Other challenges, such as the estimation of yield curves and the level of aggregation of contracts, are brought about by the complexity of IFRS 17. For more details, we refer the reader to [18]. We now present three other important research areas to be addressed by the actuarial community in relation with IFRS 17.

The contractual service margin (CSM) represents the unearned profit from a group of insurance contracts. In fact, IFRS 17 does not allow the entity to recognize its profit at the initial recognition of the contract. Instead, a portion of the CSM is amortized as the insurance service is fulfilled over the entire insurance period. To assess how much profit should be recognized in each period, the entity is required to identify the amount of service provided by each contract (known as coverage units). The coverage units play an important role in how profit emerges over time. However, the standard doesn't specify how they should be estimated. This gives rise to several interpretative questions about how to measure the quantity of services provided to the policyholder, and how to ensure the consistency of the reporting through the profit recognized in the P&L.

The Premium Allocation Approach (PAA) is a simplification of the general measurement model under IFRS 17. Under this approach, the valuation of the unearned portion of the liability can be seen as being similar to a calculation under current accounting and the entity is not required to create a view of all future cash flows. Because of the costs and operational complexity and limit changes from their current accounting approach, many entities will seek to apply the PAA. A group of insurance contracts is eligible for the PAA if either the coverage period of each contract is one year or less, or if using the PAA would produce a measurement that would not differ materially from the one that would be produced applying the general approach. Thus, methodologies to set the PAA-Eligibility for multi-year contracts and theoretical results to quantify the deviation between the PAA and the general model and how this deviation evolves with the change of assumptions from one closing to the next are still to be studied.

Reinsurance is a key tool in controlling profit volatility and managing capital requirements. The optimization of reinsurance has been widely discussed in the actuarial literature. IFRS 17 rethinks the

accounting for insurance contracts by defining entirely new concepts and measurement approaches for liabilities. Furthermore, it fundamentally changes the reinsurance measurement framework for its optimization. In addition to the accounting asymmetry due to potential differences in contract boundary between insurance contracts issued and reinsurance contracts held, the impact of the reinsurance treaty on the entity's result may diverge between profitable contracts (for which the profit is smoothed through the coverage period) and onerous contract (for which the loss is recognized day-one). Besides, the specific accounting of insurance contracts with participation features (known as the "Variable Fee Approach") does not comply with the accounting of reinsurance treaties and therefore leads to accounting mismatches that must be considered when determining the reinsurance policy. Optimal reinsurance should be revisited to take into account both Solvency II and IFRS 17 frameworks.

References

- [1] Behzad Alimoradian. An Asset-Liability Model for Stable Value Fund Guarantees with a Crediting Rate Formula. 2021. Virtual 24th International Congress on Insurance : Mathematics and Economics (IME).
- [2] Philippe Artzner, Freddy Delbaen, Jean-Marc Eber, and David Heath. Coherent measures of risk. *Mathematical finance*, 9(3) :203–228, 1999.
- [3] Anna Castañer, Maria Mercè Claramunt, Claude Lefèvre, and Stéphane Loisel. Discrete schur-constant models. *Journal of Multivariate Analysis*, 140 :343–362, 2015.
- [4] Jon Danielsson, Paul Embrechts, Charles Goodhart, Con Keating, Felix Muennich, et al. An academic response to basel ii, 2001.
- [5] Jon Danielsson, Bjørn N Jorgensen, Sarma Mandira, Gennady Samorodnitsky, and Casper G De Vries. Subadditivity re-examined : the case for value-at-risk. Technical report, Cornell University ORIE, 2005.
- [6] Tachfine El Alami, Laurent Devineau, and Stéphane Loisel. Risk adjustment under IFRS 17 : An adaptation of Solvency 2 one-year aggregation into an ultimate view framework. 2022.
- [7] Peter D England, Richard J Verrall, and Mario V Wüthrich. On the lifetime and one-year views of reserve risk, with application to IFRS 17 and Solvency II risk margins. *Insurance : Mathematics and Economics*, 85 :74–88, 2019.
- [8] Werner Hürlimann. Analytical bounds for two value-at-risk functionals. *ASTIN Bulletin*, 32(2) :235–265, 2002.
- [9] IASB. Exposure Draft Insurance Contracts ED/2010/8, 2010. International Accounting Standards Board.
- [10] IASB. Basis for Conclusions - IFRS 17 Insurance Contracts, 2017. International Accounting Standards Board.
- [11] IASB. IFRS 17 Insurance Contracts incorporating the June 2020 amendments, 2020. International Accounting Standards Board.
- [12] IFRS Interpretations Committee. AP6 - Multi-currency Groups of Insurance Contracts (IFRS 17 and IAS 21), 2022. Initial Consideration.
- [13] International Actuarial Association. *Risk Adjustments for Insurance Contracts*. 2018.
- [14] Stéphane Loisel, Christian Mazza, and Didier Rullière. Robustness analysis and convergence of empirical finite-time ruin probabilities and estimation risk solvency margin. *Insurance : Mathematics and Economics*, 42(2) :746–762, 2008.
- [15] Lina Palmborg, Mathias Lindholm, and Filip Lindskog. Financial position and performance in IFRS 17. *Scandinavian Actuarial Journal*, pages 1–27, 2020.
- [16] Christian Y Robert and Pierre-E Therond. Distortion risk measures, ambiguity aversion and optimal effort. *ASTIN Bulletin*, 44(2) :277–302, 2014.
- [17] Moshe Shaked and J George Shanthikumar. *Stochastic orders*. 2007.
- [18] W Yousuf, J Stansfield, K Malde, N Mirin, R Walton, B Thorpe, et al. The ifrs 17 contractual service margin : a life insurance perspective. *British Actuarial Journal*, 26, 2021.

Chapitre 4

Contractual service margin for participating insurance contracts with intergenerational risks sharing under IFRS 17

TACHFINE EL ALAMI

IFRS 17 introduces a variation of the general accounting model for the valuation of contracts with direct participation features referred to as the Variable Fee Approach. Such contracts allow policyholders to share the benefits of underlying assets often mutualized within a common pool. When applying IFRS 17, entities are prohibited from grouping contracts issued more than one year apart. This requirement is one of the most controversial issues in the standard, particularly with regard to contracts with intergenerational risk sharing, and led to a carve-out option of the annual requirement in Europe. This paper focuses on the implications of valuing participating contracts under IFRS 17. We suggest methods for allocating profit by cohort and discuss their compliance with the standard's requirements. Then, we focus on the European exemption option and its impact on financial performance reporting.

Keywords

IFRS 17, contractual service margin , Variable Fee Approach , Annual cohorts, intergenerational risks sharing

Introduction

Participating contracts are insurance contracts or investment contracts with discretionary participation features where an insurer shares the performance of a clearly identifiable pool of underlying items with policyholders. The new accounting standard IFRS 17 (International Financial Reporting Standards) introduces a specific accounting approach for participating contracts, defined in the standard as insurance contracts with direct participation features. That approach is referred to as the Variable Fee Approach (VFA). The VFA is a variation of the general accounting model in IFRS 17, the General Measurement Model (GMM). It reflects the investment-related services and insurance coverage of contracts for which the entity receives a variable fee in exchange for services. The critical difference between VFA and GMM is that first includes, in the measurement of the contract, the entity's share of the return on the underlying items, in other words, the fee it earns from the investing activities.

The level of aggregation of contracts is one of the key issues introduced by IFRS 17. The standard prohibits including contracts issued more than one year apart in the same accounting group. The annual cohorts requirement is a divisive issue for contracts with participation features. Many stakeholders (see, for instance, [6], [21]) have expressed concerns about the costs and complexity of this requirement and its limited usefulness to users of the financial statements. Those stakeholders claim that dividing mutualized amounts into annual groups of contracts is artificial and different from the organization of the business and the economics of the contracts. For such contracts, there is no contractual link between an annual cohort and any subset of the portfolio of underlying items.

Consequently, the annual cohort accounting ignores the economic consequences of the contractual terms and does not reflect reality. Despite the concerns expressed by those stakeholders, the International Accounting Standards Board (IASB) declined to make any changes to the standard (c.f. Staff paper [13]). Section 4.1.2 provides a deeper discussion.

The European Commission has finally voted on a carve-out option for the annual cohort requirement in its endorsement of IFRS 17 (see [7]). The application or not of this exemption will considerably impact the financial performance published in the IFRS 17 reports. The contracts issued in a high-interest rate environment generally have higher minimum guaranteed rates than the more recent contracts issued in a low-interest rate market. The decrease in interest rates in recent years has drastically reduced the profitability of older cohorts with higher guaranteed minimum income. Even if a portfolio containing old and new cohorts is often profitable as a whole, the income statement may reflect the opposite because of the asymmetrical treatment of profitable and onerous contracts under IFRS 17. Indeed, when a contract is onerous, the entity recognizes the loss realized on day one. In contrast, the gain generated by a profitable contract is recognized progressively over the entire hedging period of the contract. Therefore, by applying the annual cohort requirement, all onerous contracts will generate a loss in the income statement. If the entity chooses not to isolate, the gains from profitable contracts offset the losses from onerous contracts, and these losses are no longer disclosed in the income statement.

Interactions between underwriting generations of participating contracts and the impact of the low-interest rate environment on their profitability have been widely discussed in the literature. Based on German legislation, [9] analyze the effects of a prevailing low-interest rates regime on investment decisions of insurance companies and the risk profile of participating life insurance policies with different contractually guaranteed minimum annual returns. [24] considers interactions between a new business and an existing book of business and analyzes different new business strategies an entity would adopt and the resulting risk exposure and capital requirement. More recently, [5] measure the interaction between new policyholders and the existing insurance portfolio. The authors explain cross-subsidizing effects resulting from different cohorts of policyholders being linked to the same asset portfolio. In particular, they show under which circumstances there is a benefit for or subsidizing new business.

We propose to bring together the analyses of the interactions between generations of participating policies and the requirements of IFRS 17. We use standard capital allocation methods to identify the contributions of each group of contracts as defined by the standard. Capital allocation methods

have been discussed in the actuarial literature, particularly in the context of Solvency II risk allocation. Insurers often carry out a process of capital allocation whereby they apportion their total capital requirement to different lines of business. The total capital is typically calculated using a risk measure, such as Value-at-Risk (VaR), and reflects the diversification from risk pooling in the portfolio. Allocation methods aim to identify in which way individual risks and sub-portfolios contribute to the total capital. There are several streams in the literature, motivated by views from the portfolio's performance ([19], [3]) or cooperative game theory ([4], [22], [2] and the references given there),

This paper addresses the implications of applying IFRS 17 in measuring direct profit-sharing contracts. Specifically, we focus on the measurement of accounting quantities introduced by IFRS 17 and explore the concept of intergenerational risk sharing discussed in this standard. We provide a mathematical interpretation of the IFRS 17 requirements for measuring contracts with participation features. Such an analysis has been retained by [17] those who suggest an accounting algorithm for the valuation of insurance contracts under IFRS 17. However, the scope of their paper is limited to the General Measurement Model. We extend this framework to the case of Variable Fee Approach and consider a life savings product where the insurer shares with its policyholders a part of the profits realized on a pool of underlying assets while guaranteeing a minimum rate of return. Following [1], we consider a Brownian motion process for asset returns and derive closed formulas for accounting values defined. Then, we discuss the intergenerational mutualization of the entity's profit. We show that the challenge of allocating profits by groups of contracts is translated under IFRS 17 into a problem of measuring the effect of new business on existing contracts. We discuss the approaches presented in the IASB meeting ([13]) and compare them with more traditional capital allocation methods. We focus on the Shapley approach ([18]) and the Euler rule ([19],[20]). Finally, we examine their implementation in a numerical example and compliance with IFRS 17.

The paper is organized as follows. Section 4.1 presents the regulatory framework induced by IFRS 17. We describe the Variable Fee Approach, as well as the different arguments of the stakeholders concerning the issue of profit allocation at the annual cohort's level. Section 4.2 introduces the theoretical framework and outlines the insurance product under study. The allocation methods and the valuation steps for participating contracts under IFRS 17 are detailed. A numerical example in section 4.3 illustrates the implications of these methods and their impact on entities' financial reporting.

4.1 Regulatory framework

4.1.1 Introducing the Variable Fee Approach

IFRS 17 identifies a separate set of insurance contracts described as insurance contracts with direct participation features. The standard introduces an adapted version of the general model called the Variable Fee Approach (VFA) for these contracts.

At the inception of an insurance contract, the entity should assess whether this contract meets the definition of a contract with direct participation features. Direct participation features apply for investment-related service contracts under which the entity promises an investment return based on underlying items. Hence, they are defined in §B101 [11] as insurance contracts for which :

- the contractual terms specify that the policyholder participates in a share of a clearly identified pool of underlying items ;
- the entity expects to pay to the policyholder an amount equal to a substantial share of the fair value returns on the underlying items ; and
- the entity expects a substantial proportion of any change in the amounts to be paid to the policyholder to vary with the change in fair value of the underlying items.

Using the variable fee approach instead of the general model is mandatory for those insurance contracts that meet those criteria. The measurement of contracts under IFRS 17 follows two steps : the initial measurement and the subsequent measurement. At the initial measurement, the entity recognizes the contract and initializes its value. This value is then adjusted at each subsequent closing date to consider changes in financial and non-financial assumptions.

The initial recognition under VFA is quite identical to the general model. The measurement of insurance liabilities consists of the fulfillment cash flows and the contractual service margin (§32 in [14]). The fulfillment cash flows comprise the estimates of future cash flows and a risk adjustment for non-financial risk. The IFRS 17 current estimate of future cash flows is the expected value of entity's commitments based on a full range of possible outcomes. The risk adjustment for non-financial risk is, as defined in §37, the compensation an entity requires for bearing the uncertainty about the amount and timing of the cash flows that arise from non-financial risk as the entity fulfills insurance contracts. For profitable contracts, a contractual service margin (CSM), which represents the expected future profits, is derived as the excess of the inflows over the outflows and the risk adjustment.

The main difference between the VFA and the general model is only evident in subsequent measurements. The transitional and at inception CSM is the same under both models. Under VFA, the changes in the contractual service margin are driven mainly by the movements in the underlying assets rather than by the fulfillment cash flows of the insurance contract liability. Future cash flows are composed of the fair value of the underlying assets measured under IFRS 9, the entity's share of the return on the underlying assets, and the future cash flows that do not vary with the underlying items. The sum of the last two is called the variable fee.

4.1.2 Level of aggregation

IFRS 17 defines the level of aggregation used for measuring insurance contracts and their related profitability. The granularity level of IFRS 17 assessments is one of the main issues arising from the standard. It is crucial in determining profit or loss recognition and presentation in financial statements. The standard requires insurers to organize insurance contracts into "groups of contracts". Entities should establish a group of contracts according to three criteria : Product portfolio, profitability, and year of issue.

The first step for aggregation is a portfolio of insurance contracts. A portfolio comprises contracts subject to similar risks and managed together. Deciding whether contracts have similar risks is a matter of the entity's judgment. Contracts are considered to be subject to similar risks if the entity expects their cash flows will respond similarly in amount and timing to changes in key assumptions (see [15] and §BC123, §BC124 in [10]). In practice, contracts within a product line are expected to have similar risks and, thus, would be in the same portfolio if managed together. In contrast, contracts in different product lines (for instance, fixed annuities as opposed to savings products) would not be expected to have similar risks and would be in different portfolios.

Once the entity identifies portfolios of insurance contracts, it needs to split each of them, on initial recognition, according to the contracts' profitability. IFRS 17 defines three buckets of profitability :

- contracts that are onerous at initial recognition, for which a day one loss is recognized in P&L;
- contracts that have no significant possibility of becoming onerous subsequently ; and
- all remaining contracts in the portfolio.

Considering profitability when establishing groups of contracts prevents offsetting profitable and unprofitable contracts since information about onerous contracts provides a valuable statement about an entity's pricing policy.

When applying IFRS 17, entities are prohibited from grouping contracts issued more than one year apart. This requirement is one of the most controversial issues in the standard, particularly with regard to contracts with intergenerational risk sharing. Many stakeholders have expressed that applying the annual cohort requirement to insurance contracts with risk sharing between different generations of policyholders artificially segregates portfolios and fails to reflect the entity's performance. Consequently, in 2020, the IASB reconsidered this requirement during its deliberations to amend IFRS 17 and concluded that it should be unchanged (see [13]).

In the Board's view, intergenerational risk sharing between policyholders is reflected in the fulfillment cash flows and consequently reflected in each cohort's contractual service margin. However, each generation of contracts may be more or less profitable. Indeed, even if all generations of contracts

share equally in the returns, the amount of the entity's share in those returns created by each generation may differ due to the contractual terms of each annual cohort and the economic conditions during the coverage period of those cohorts. Hence, the Board concludes that removing the requirement for annual cohorts for those groups of contracts with intergenerational risk sharing would result in a loss of information about changes in profitability over time. For more details, we refer the reader to [13] and [8].

On the other hand, several stakeholders had expressed a strong preference for amending the standard to delete the annual cohorts requirement for insurance contracts with intergenerational sharing of risks between policyholders. In those respondents' view implementing the requirement would be particularly costly and complex for those contracts, and the cost would not outweigh the benefit. Furthermore, they argue that applying the requirement to those contracts would require arbitrary allocations and, therefore, the resulting information would be useless.

Finally, on 23 November 2021, the European Union published a Commission Regulation endorsing IFRS 17 with an exemption regarding the annual cohort requirement (see [7]). The regulation provides an optional exemption from applying the annual cohort requirement. Let us notice that when adopting the exemption, European entities are not applying IFRS 17 as issued by the IASB. Thus, the European carve-out of cohorts requirement has been criticized since it has been considered to lead to a lack of transparency (see, for instance, [23]). The regulation also notes that by 31 December 2027, the European Commission should review the exemption from the annual cohort requirement, considering the IASB post-implementation review of IFRS 17.

4.2 Theoretical framework

IFRS 17 requires the valuation of the current estimate to be market consistent. In practice, this implies that the measurement of the present value of the cash flows must reflect the price that the market requires to bear the financial risks of the contracts involved. For this reason, the risk adjustment is restricted to the specification of required compensation for the uncertainty of future cash flows arising from non-financial risks.

For insurance contracts with no participation features, the entity reflects the market consistency via the discount rates it determines regarding the economic conditions at the inception date. As for contracts with participation features, which fall under the scope of the VFA, future cash flows depend on market circumstances. Given the complexity of the estimations of future cash flows, these valuations are, in practice, assessed using Monte Carlo simulations.

For the sake of simplicity, we assume a Brownian motion to model the returns of the entity's assets in this paper. The entity issues savings products and pays out a portion of the financial results generated by the assets. Also, the entity guarantees a minimum rate of return for its policyholders. The Brownian model allows us to derive closed formulas for the projected cash flows (indexed by t) and thus for the Fulfillment cash flow. We partition the policyholders' portfolios into generations of subscriptions (indexed by i) and study the impact of each of these cohorts on the overall profitability of the portfolio. Finally, we follow the portfolio's progress through the closing periods (denoted by s) and observe the emergence of the IFRS 17 profit over time as the economic conditions evolve. Note that the insurance entity is assumed to recognize a single group of contracts each year. Thus, "annual cohort" and "Group of contracts" will be used interchangeably in this paper. We shall introduce the following notation :

- $MR_t^{(i,s)}$ the mathematical reserve at time t for the group of contracts C^i measured at the closing date s . It corresponds to the insurer's debt to the policyholders. To shorten the notation, we assume the policyholders in each group of contracts pay the insurer a single premium $MR_0^{(i)}$.
- r_g^i the minimum guaranteed rate for the i^{th} annual cohort.
- π_i the participation rate (i.e., the proportion of financial returns due to policyholders)
- $r_e^{(i)}$ administration fees rate for the i^{th} annual cohort.
- $r_c^{(i,s)}(t)$ the crediting rate

— $r^{(i,s)}(t)$ the returns rate at time t of asset $A^{(i,s)}(t)$ related to the annual cohort i measured at the closing date s .

Let us denote by \mathcal{P} the policyholders' portfolio at closing period s and by $A^s(t)$ the total asset's value at t measured at a closing date s . The following process gives the assets value dynamic :

$$\frac{dA_{\mathcal{P}}^s(t)}{A_{\mathcal{P}}^s(t)} = f^{(s)}(t, t+1) dt + \sigma_{\mathcal{P}}^{(s)} dW_t, \quad (4.1)$$

where W_t denotes a Wiener process, $f^{(s)}(t, t+1)$ denotes the risk free yield curve at closing period s , and $\sigma_{\mathcal{P}}^{(s)}$ denotes the volatility of the reference portfolio \mathcal{P} at closing period s .

Note that the reference portfolio does not affect the drift parameter to ensure a risk-neutral valuation. When added to a portfolio, a cohort's impact is fully reflected by its volatility variation rather than its average return.

Denoting $\epsilon \sim \mathcal{N}(0, 1)$ a standard normal distribution, the asset returns rate is given by :

$$r_{\mathcal{P}}^{(s)}(t) = \ln\left(\frac{A_{\mathcal{P}}^s(t)}{A_{\mathcal{P}}^s(t-1)}\right) = f^{(s)}(t, t+1) - \frac{(\sigma_{\mathcal{P}}^{(s)})^2}{2} + \sigma_{\mathcal{P}}^{(s)} \epsilon \quad (4.2)$$

The contracts issued by the entity are assumed to have a maturity term of T . The entity is committed to paying the amount of the actuarial reserve revalued at the earliest of the dates between the contract's maturity T and the date of the policyholder's death or surrender. In the following, by abuse of notation, we use YC^s for both spot rates curve $(r_t^s)_{t \in \{1, \dots, T\}}$ and associated forward rates $(f^s(t-1, t))_{t \in \{1, \dots, T\}}$. The notation NFA^s will stand for the set of non-financial assumptions at closing period s : $(P_{t, Death}^{i,s})_{i \in \mathcal{P}, t \in \{1, \dots, T\}}$ the death rates, $(P_{t, Lapse}^{i,s})_{i \in \mathcal{P}, t \in \{1, \dots, T\}}$ the lapse rates, and the characteristics of the contracts introduced above. Finally, let us denote $T^{i,s} = T + i - s - 1$ the remaining coverage period for the i^{th} group of contracts (denoted C_i) at the closing date s . Then, the liabilities value seen from the closing date s is given by :

$$\begin{aligned} & L^{(\mathcal{P},s)}(r_{\mathcal{P}}^{(s)}, YC^s, NFA^s) \\ &= \sum_{C_i \in \mathcal{P}} \sum_{t=1}^{T^{i,s}-1} (P_{t, Death}^{i,s} + P_{t, Lapse}^{i,s}) MR_s^{(i,s)} \prod_{k=1}^t \mathbb{E}^Q \left[e^{-\mathbf{f}^s(\mathbf{k}-1, \mathbf{k})} \left(e^{r_{\mathcal{P}}^{(s)}(t)} + \pi_i \max\left(e^{r_{\mathcal{P}}^{(s)}(t)} - \frac{e^{r_g^i} + e^{r_e^{(i)}} - 2 + \pi_i}{\pi_i}, 0\right) \right) \right] \\ &+ \sum_{C_i \in \mathcal{P}} (1 - P_{T^{i,s}, Death}^{i,s} - P_{T^{i,s}, Lapse}^{i,s}) MR_s^{(i,s)} \mathbb{E}^Q \left[e^{-\mathbf{r}_{T^{i,s}}^s \cdot T^{i,s}} \left(e^{r_{\mathcal{P}}^{(s)}(T^{i,s})} + \pi_i \max\left(e^{r_{\mathcal{P}}^{(s)}(T^{i,s})} - \frac{e^{r_g^i} + e^{r_e^{(i)}} - 2 + \pi_i}{\pi_i}, 0\right) \right) \right] \end{aligned} \quad (4.3)$$

Using the Black-Scholes formula for a Call option, an alternative formula can easily be derived :

$$\begin{aligned} & L^{(\mathcal{P},s)}(r_{\mathcal{P}}^{(s)}, YC^s, NFA^s) \\ &= \sum_{C_i \in \mathcal{P}} \sum_{t=1}^{T^{i,s}-1} (P_{t, Death}^{i,s} + P_{t, Lapse}^{i,s}) MR_s^{(i,s)} \prod_{k=1}^t \left[e^{r_g^i - \mathbf{f}^s(\mathbf{k}-1, \mathbf{k})} + \pi_i \left(\Phi(d_1(k, i)) - e^{-\mathbf{f}^s(\mathbf{k}-1, \mathbf{k})} \cdot \frac{e^{r_g^i} + e^{r_e^{(i)}} - 2 + \pi_i}{\pi_i} \cdot \Phi(d_2(k, i)) \right) \right] \\ &+ \sum_{C_i \in \mathcal{P}} (1 - P_{T^{i,s}, Death}^{i,s} - P_{T^{i,s}, Lapse}^{i,s}) MR_s^{(i,s)} \prod_{k=1}^{T^{i,s}} \left[e^{r_g^i - \mathbf{f}^s(\mathbf{k}-1, \mathbf{k})} + \pi_i \left(\Phi(d_1(k, i)) - e^{-\mathbf{f}^s(\mathbf{k}-1, \mathbf{k})} \cdot \frac{e^{r_g^i} + e^{r_e^{(i)}} - 2 + \pi_i}{\pi_i} \cdot \Phi(d_2(k, i)) \right) \right], \end{aligned} \quad (4.4)$$

where Φ denotes the standard normal cumulative distribution function,

$$d_1(k, i) = \frac{\ln\left(\frac{\pi_i}{e^{r_g^i} + e^{r_e^{(i)}} - 2 + \pi_i}\right) + \mathbf{f}^s(\mathbf{k}-1, \mathbf{k}) + \frac{(\sigma_{\mathcal{P}}^{(s)})^2}{2}}{\sigma_{\mathcal{P}}^{(s)}} \quad \text{and} \quad d_2(k, i) = d_1(k, i) - \sigma_{\mathcal{P}}^{(s)}.$$

Let us finally note that the global liabilities value above can be written as a sum of liabilities per cohort as follows :

$$L^{(\mathcal{P},s)}(r_{\mathcal{P}}^{(s)}, YC^s, NFA^s) = \sum_{C_i \in \mathcal{P}} L^{(C_i,s)}(r_{\mathcal{P}}^{(s)}, YC^s, NFA^s) \quad (4.5)$$

It is worth pointing out that the standalone liabilities value for the i^{th} cohort (which is given by $L^{(i,s)}(r_{\mathcal{P}}^{(s)}, YC^s, NFA^s)$) depends on the assets return of the whole portfolio $r_{\mathcal{P}}^{(s)}$. It is meant to reflect the mutualization effect discussed in the standard. In this case, cash flows within a given group of contracts will affect cash flows from other groups. This risk sharing between annual cohorts raises concerns when identifying the contribution of a group of contracts at its initial recognition, as will be discussed in the next section. In the remainder of this paper, we shall assume that the volatility parameter $\sigma_{\mathcal{P}}^{(s)}$ is a function $\sigma(T_{\mathcal{P}}^{(s)})$ of the composite maturity of the portfolio which is given at closing period s by $T_{\mathcal{P}}^{(s)} = \frac{\sum_{C_i \in \mathcal{P}} A_{C_i}^s T^{i,s}}{\sum_{C_i \in \mathcal{P}} A_{C_i}^s}$ (i.e., the remaining coverage period of each cohort weighted by asset values). This assumption involves no loss of generality, and other volatility structures can be considered. A 1-homogeneity constraint is nevertheless required in the case of an Euler allocation (see Theorem 4.2.1).

4.2.1 Initial Measurement : Valuation of new business

IFRS 17 requires an entity to recognize a group of contracts at the earliest of the following three dates : the beginning of the coverage period of the group; the date when the first payment from a policyholder in the group becomes due; and, for an onerous group, when the group becomes onerous (§25 in [14]). A group of contracts is onerous at initial recognition if the value of the outstanding liability cash flows exceeds expected in-flows. In this case, the entity shall recognize the loss on day one and compute a loss component (LC). If the entity expects the group of contracts to be profitable, it cannot recognize unearned future profit as a gain when this group of contracts is issued. Instead, a contractual service margin (CSM), which represents the amount of unearned profit still to be recognized, is computed. When initially recognizing a group of contracts, the entity calculates its contractual service margin as the opposite sum of the insurance liability value (including the risk adjustment) allocated to that group. The risk adjustment (RA) is defined as the compensation for the uncertainty of future cash flow amounts arising from non-financial risks. There has been no attempt to discuss RA assessment and its allocation per cohort in this paper.

In practice, the cash flows of insurance contracts for participating products in one group affect the cash flows to policyholders in another group. This effect is referred to as mutualization. As stated in §B68 ([14]), the fulfillment cash flows of each group reflect the extent to which the contracts in the group cause the entity to be affected by expected cash flows, whether to policyholders in that group or to policyholders in another group. Hence the fulfillment cash flows for a group :

- include payments arising from the terms of existing contracts to policyholders of contracts in other groups, regardless of whether those payments are expected to be made to current or future policyholders; and
- exclude payments to policyholders in the group that, applying the above, have been included in the fulfillment cash flows of another group.

In what follows, we assume that the entity issues the s^{th} cohort at $(s-1)^+$ (i.e., beginning of period of closing period s). Let \mathcal{P}^s stands for the policyholders portfolio for the interval $]s-1, s]$. The CSM for new business (i.e., for cohort C^s) should be disclosed separately to the effects of contracts initially recognized in the period. The purpose of the remainder of this section is to discuss methodologies to compute the CSM for group of contracts C^s while taking into account the cross effects between generations of contracts.

First observe that at the end of period $s-1$, following the notation above, the company's asset is $A_{\mathcal{P}^{s-1}}^{s-1}(s-1)$ and its liabilities is $L^{(\mathcal{P}^{s-1}, s-1)}(r_{\mathcal{P}}^{(s-1)}, YC^{s-1}, NFA^{s-1})$. At the beginning of year s (i.e. $(s-1)^+$), the group of contracts C^s is issued. We denote $A_{C^s}^{s-1}((s-1)^+)$ the premium paid by the policyholders of group of contracts C^s . Let then $A_{\mathcal{P}^s}^{s-1}((s-1)^+) = A_{\mathcal{P}^{s-1}}^{s-1}(s-1) + A_{C^s}^{s-1}((s-1)^+)$ be the total asset of the entity at the beginning of period s , and let us assume that :

$$\frac{dA_{\mathcal{P}^s}^{s-1}(t)}{A_{\mathcal{P}^s}^{s-1}(t)} = f^{(s-1)}(t, t+1) dt + \sigma_{\mathcal{P}^s}^{(s-1)} dW_t. \quad (4.6)$$

Furthermore, we shall assume that at $(s - 1)^+$, the entity changes neither its financial nor non-financial assumptions, so only the volatility related to the distribution returns rate varies due to the acquisition of a new cohort. Hence, the new value of the global liabilities depends on the return of the portfolio including the new business, and is given by $L^{(\mathcal{P}^s, s-1)}(r_{\mathcal{P}^s}^s, YC^{s-1}, NFA^{s-1})$.

Since it is not our purpose to study the allocation of non-financial risks, the risk adjustment will be assumed given for each cohort C^i at each reporting period s and denoted $RA^{(C^i, s)}$. Then, following the illustrative example in [13], we shall introduce the following two approaches to compute the contractual service margin (or, if applicable, the loss component) for new business : with and without applying §B68 above.

Definition 4.2.1 (Without applying §B68). The contractual service margin (or, if applicable, the loss component) cohort C^s without applying §B68 is given by :

$$\begin{aligned} CSM_{WithoutB68}^{(C^s, (s-1)^+)} &= \max\left(A_{C^s}^{s-1}((s-1)^+) - L^{(C^s, s-1)}(r_{\mathcal{P}^s}^{(s-1)}, YC^{s-1}, NFA^{s-1}) - RA^{(C^s, (s-1)^+)}, 0\right) \\ LC_{WithoutB68}^{(C^s, (s-1)^+)} &= -\min\left(A_{C^s}^{s-1}((s-1)^+) - L^{(C^s, s-1)}(r_{\mathcal{P}^s}^{(s-1)}, YC^{s-1}, NFA^{s-1}) - RA^{(C^s, (s-1)^+)}, 0\right). \end{aligned} \quad (4.7)$$

Remark. When not applying §B68, the entity would account for the new cohort on a standalone basis. Thus, it ignores any effects of the sharing risks across generations of policyholders. Note that the liabilities amount related to the existing contract (i.e., \mathcal{P}^{s-1} varies because of the new cohort. The returns rate function goes from $r_{\mathcal{P}^{s-1}}^{(s-1)}$ to $r_{\mathcal{P}^s}^{(s-1)}$ to reflect the change in the volatility parameter while the drift remains unchanged. Then the liabilities variation for existing contracts is given by :

$$L^{(\mathcal{P}^{s-1}, s-1)}(r_{\mathcal{P}^{s-1}}^{s-1}, YC^{s-1}, NFA^{s-1}) - L^{(\mathcal{P}^{s-1}, s-1)}(r_{\mathcal{P}^{s-1}}^{(s-1)}, YC^{s-1}, NFA^{s-1}).$$

This variation corresponds to the change in the cash flows of the contracts in stock due to the new business. Suppose the company chooses to disclose the CSM at the cohort level (i.e., without the European exemption). In that case, this variation adjusts each of the CSMs for the existing groups of contracts as discussed in section 4.2.2.

Definition 4.2.2 (When applying §B68). The contractual service margin (or, if applicable, the loss component) cohort C^s without applying §B68 is given by :

$$\begin{aligned} CSM_{WithB68}^{(C^s, (s-1)^+)} &= \max\left(A_{C^s}^{s-1}((s-1)^+) \right. \\ &\quad \left. - (L^{(\mathcal{P}^s, s-1)}(r_{\mathcal{P}^s}^{(s-1)}, YC^{s-1}, NFA^{s-1}) - L^{(\mathcal{P}^{s-1}, s-1)}(r_{\mathcal{P}^{s-1}}^{(s-1)}, YC^{s-1}, NFA^{s-1})) \right. \\ &\quad \left. - RA^{(C^s, (s-1)^+)}, 0\right) \\ LC_{WithB68}^{(C^s, (s-1)^+)} &= -\min\left(A_{C^s}^{s-1}((s-1)^+) \right. \\ &\quad \left. - (L^{(\mathcal{P}^s, s-1)}(r_{\mathcal{P}^s}^{(s-1)}, YC^{s-1}, NFA^{s-1}) - L^{(\mathcal{P}^{s-1}, s-1)}(r_{\mathcal{P}^{s-1}}^{(s-1)}, YC^{s-1}, NFA^{s-1})) \right. \\ &\quad \left. - RA^{(C^s, (s-1)^+)}, 0\right) \end{aligned} \quad (4.8)$$

Remark. When applying §B68, the last cohort issued entirely carries the risk sharing between the generations of contracts. The entity determines the marginal contribution of the new business by deducting the stock value from the overall portfolio :

$$L_{WithB68}^{(C^s, (s-1)^+)} = L^{(\mathcal{P}^s, s-1)}(r_{\mathcal{P}^s}^{(s-1)}, YC^{s-1}, NFA^{s-1}) - L^{(\mathcal{P}^{s-1}, s-1)}(r_{\mathcal{P}^{s-1}}^{(s-1)}, YC^{s-1}, NFA^{s-1}). \quad (4.9)$$

In this case, we observe that the value of the liabilities of existing contracts remains unchanged. The value of the new cohort carries both its marginal contribution and the sharing effect with stock. Consequently, the individual CSMs of the existing cohorts will not be adjusted.

In the following, we compare the approaches above to classical allocation methods. First, we focus on the Shapley allocation method [18]. Since we assume the entity computes RA at the cohort level, only the future profit, excluding the RA, will be allocated in the following. We then introduce

the notion of Value-in-Force (VIF), which represents the expected profit or loss for a group or a set of groups of contracts. Fix D a subset of cohorts. The standalone VIF for this subset at the beginning of period s is given by :

$$VIF_D^{(s-1)^+} = A_D^{s-1}((s-1)^+) - L^{(D,s-1)}(r_D^{(s-1)}, YC^{s-1}, NFA^{s-1}) \quad (4.10)$$

Note that the liabilities term depends on the volatility parameter driven only by the cohorts in the subset D .

For each group of contracts C^i , where $i \in \{1 \dots s\}$, we define the Shapley value as follows :

$$VIF_{Shap}^{C^i, (s-1)^+} = \sum_{D \in \mathcal{D}_i} \frac{(|D|-1)!(s-|D|)!}{s!} \left(VIF_D^{(s-1)^+} - VIF_{D \setminus \{i\}}^{(s-1)^+} \right), \quad (4.11)$$

where \mathcal{D}_i is the set of all subsets of \mathcal{P}^s containing the i^{th} cohort C^i .

Remark. Note that the definition of the VIF for every subset D has a significant role in setting the Shapley value. Here we have considered a standalone vision of the VIF per subset. Following the reasoning of the §B68 method discussed above, one could opt for an alternative definition by stating :

$$\begin{aligned} VIF_D &= A_{\mathcal{P}^s}^s((s-1)^+) - L^{(\mathcal{P}^s, s-1)}(r_{\mathcal{P}^s}^{(s-1)}, YC^{s-1}, NFA^{s-1}) \\ &\quad - A_{\mathcal{P}^s \setminus D}^{s-1}((s-1)^+) + L^{(\mathcal{P}^s \setminus D, s-1)}(r_{\mathcal{P}^s \setminus D}^{(s-1)}, YC^{s-1}, NFA^{s-1}) \end{aligned} \quad (4.12)$$

Here, the marginal VIF of a subset D is isolated by removing the VIF of subset D from the global VIF. A straightforward computation shows that the Shapley value defined above remains the same using this alternative.

Definition 4.2.3 (Shapley allocation). The contractual service margin (or, if applicable, the loss component) cohort C^s under the Shapley approach is given by :

$$\begin{aligned} CSM_{Shap}^{(C^s, (s-1)^+)} &= \max \left(VIF_{Shap}^{C^s, (s-1)^+} - RA^{(C^s, (s-1)^+)}, 0 \right) \\ LC_{Shap}^{(C^s, (s-1)^+)} &= -\min \left(VIF_{Shap}^{C^s, (s-1)^+} - RA^{(C^s, (s-1)^+)}, 0 \right) \end{aligned} \quad (4.13)$$

Remark. Since the assets are bound to cohorts, allocating the VIF or the value of the liabilities with the Shapley method is the same. A trivial verification using a formula 4.10 shows that :

$$VIF_{Shap}^{C^i, (s-1)^+} = A_{C^i}^s((s-1)^+) - L_{Shap}^{(C^i, (s-1)^+)}, \quad (4.14)$$

where

$$L_{Shap}^{(C^i, (s-1)^+)} = \sum_{D \in \mathcal{D}_i} \frac{(s-1)!(n-s)!}{n!} \left(L^{(D, s-1)}(r_D^{(s-1)}, YC^{s-1}, NFA^{s-1}) - L^{(D \setminus \{i\}, s-1)}(r_{D \setminus \{i\}}^{(s-1)}, YC^{s-1}, NFA^{s-1}) \right). \quad (4.15)$$

As in the "Without §B68" approach, the risk-sharing effects are dispatched all over the annual cohorts. CSM for each of the existing cohorts needs to be adjusted to reflect the impact of new business.

Shapley's method is rather complex to set up and requires many resources for the computations. The ALM models are, in practice, very time-consuming and make it difficult to go through all the subsets of the portfolio, especially when the number of cohorts is significant. A classic alternative is the Euler method which we discuss in the following.

Theorem 4.2.1 (Euler marginal VIF). *The marginal VIF for the i^{th} cohort C^i under Euler approach is given by :*

$$VIF_{Euler}^{(C^i, (s-1)^+)} = VIF_{WithoutB68}^{C^i} + E^{C^i}(\mathcal{P}^{(s)}), \quad (4.16)$$

where

$$VIF_{WithoutB68}^{C^i} = A_{C^s}^{s-1}((s-1)^+) - L^{(C^s, s-1)}(r_{\mathcal{P}^s}^{(s-1)}, YC^{s-1}, NFA^{s-1}),$$

and

$$E^{C^i}(\mathcal{P}^{(s)}) = -\frac{\partial \sigma_{\mathbf{uP}}^{(s)}}{\partial u_i} \Big|_{\mathbf{u}=\mathbf{1}_s} \times \left\{ \sum_{C_i \in \mathcal{P}} \sum_{t=1}^{T^{i,s}-1} (P_{t,Death}^{i,s} + P_{t,Lapse}^{i,s}) \nu_{i,t} MR_s^{(i,s)} \prod_{k=1}^t \mathbb{E}^Q \left[e^{-f^s(k-1,\mathbf{k})} \left(e^{r_g^i + \pi_i} \max \left(e^{r_{\mathcal{P}}^{(s)}(t)} - \frac{e^{r_g^i} + e^{r_e^{(i)}} - 2 + \pi_i}{\pi_i}, 0 \right) \right) \right] \right. \\ \left. + \sum_{C_i \in \mathcal{P}} (1 - P_{T^{i,s},Death}^{i,s} - P_{T^{i,s},Lapse}^{i,s}) \nu_{i,T^{i,s}} MR_s^{(i,s)} \mathbb{E}^Q \left[e^{-r_{T^{i,s}}^s \cdot T^{i,s}} \left(e^{r_g^i + \pi_i} \max \left(e^{r_{\mathcal{P}}^{(s)}(T^{i,s})} - \frac{e^{r_g^i} + e^{r_e^{(i)}} - 2 + \pi_i}{\pi_i}, 0 \right) \right) \right] \right\}$$

and

$$\nu_{i,t} = \sum_{k=1}^t \frac{\pi_i \Phi'(d_1(k,i))}{e^{r_g^i - f^s(k-1,\mathbf{k})} + \pi_i \left(\Phi(d_1(k,i)) - e^{-f^s(k-1,\mathbf{k})} \cdot \frac{e^{r_g^i} + e^{r_e^{(i)}} - 2 + \pi_i}{\pi_i} \cdot \Phi(d_2(k,i)) \right)}$$

Proof. In what follows, to simplify notation, we write $P_t^{i,s}$ instead of $P_{t,Death}^{i,s} + P_{t,Lapse}^{i,s}$. Furthermore, let us introduce $CP_s^i(k-1, r_{\mathcal{P}^s}^{(s)})$ as follows :

$$CP_s^i(k-1, r_{\mathcal{P}^s}^{(s)}) = \mathbb{E}^Q \left[e^{-f^s(k-1,\mathbf{k})} \max \left(e^{r_{\mathcal{P}^s}^{(s)}(k)} - \frac{e^{r_g^i} + e^{r_e^{(i)}} - 2 + \pi_i}{\pi_i}, 0 \right) \right].$$

$CP_s^i(k-1, r_{\mathcal{P}^s}^{(s)})$ can be seen as the price at $k-1$ of a Call option with a one-year maturity and a strike $\frac{e^{r_g^i} + e^{r_e^{(i)}} - 2 + \pi_i}{\pi_i}$.

The liabilities value, from equation 4.3, for portfolio \mathcal{P}^s can be shortly rewritten :

$$L^{(\mathcal{P}^s, s)}(r_{\mathcal{P}^s}^{(s)}, YC^s, NFA^s) \\ = \sum_{C_i \in \mathcal{P}^s} \sum_{t=1}^{T^{i,s}-1} P_t^{i,s} MR_s^{(i,s)} \prod_{k=1}^t \left(e^{r_g^i - f^s(k-1,\mathbf{k})} + \pi_i CP_s^i(k-1, r_{\mathcal{P}^s}^{(s)}) \right) \\ + \sum_{C_i \in \mathcal{P}^s} (1 - P_{T^{i,s}}^{i,s}) MR_s^{(i,s)} \prod_{k=1}^{T^{i,s}} \left(e^{r_g^i - f^s(k-1,\mathbf{k})} + \pi_i CP_s^i(k-1, r_{\mathcal{P}^s}^{(s)}) \right) \quad (4.17)$$

Throughout the proof, f stands for :

$$f : \mathbf{u} = (u_1, \dots, u_s) \in \mathbb{R} \rightarrow VIF_{\mathbf{uP}^s}^{s-1}((s-1)^+) = A_{\mathbf{uP}^s}^{s-1}((s-1)^+) - L^{(\mathbf{uP}^s, s-1)}(r_{\mathbf{uP}^s}^{(s-1)}, YC^{s-1}, NFA^{s-1}),$$

where : $A_{\mathbf{uP}^s}^{s-1}((s-1)^+) = \sum_{i=1}^s u_i A_{C_i}^{s-1}((s-1)^+)$, and

$$L^{(\mathbf{uP}^s, s-1)}(r_{\mathbf{uP}^s}^{(s-1)}, YC^{s-1}, NFA^{s-1}) \\ = \sum_{C_i \in \mathcal{P}^s} \sum_{t=1}^{T^{i,s}-1} P_t^{i,s} u_i \cdot MR_s^{(i,s)} \prod_{k=1}^t \left(e^{r_g^i - f^s(k-1,\mathbf{k})} + \pi_i CP_s^i(k-1, r_{\mathbf{uP}^s}^{(s)}) \right) \\ + \sum_{C_i \in \mathcal{P}^s} (1 - P_{T^{i,s}}^{i,s}) u_i \cdot MR_s^{(i,s)} \prod_{k=1}^{T^{i,s}} \left(e^{r_g^i - f^s(k-1,\mathbf{k})} + \pi_i CP_s^i(k-1, r_{\mathbf{uP}^s}^{(s)}) \right)$$

Let us denote $h \cdot \mathbf{u}$, the vector (hu_1, \dots, hu_s) . Since $\frac{\sum hu_i A_{C_i}^{s-1}((s-1)^+) T^{i,s}}{\sum hu_i A_{C_i}^{s-1}((s-1)^+)} = \frac{\sum u_i A_{C_i}^{s-1}((s-1)^+) T^{i,s}}{\sum u_i A_{C_i}^{s-1}((s-1)^+)}$,

it is obvious that $\sigma_{h \cdot \mathbf{uP}}^{(s)} = \sigma_{\mathbf{uP}}^{(s)}$. Thus, it is immediate that f is homogeneous of degree 1.

We write $\mathbf{1}_s$ instead of the s size vector $(1, \dots, 1)$. The Value In Force for the i^{th} cohort is then given by the Euler value, as follows :

$$\begin{aligned}
VIF_{Euler}^{C^i} &= \frac{\partial f(\mathbf{1}_s)}{\partial u_i} \\
&= A_{C^i}^{s-1}((s-1)^+) \\
&\quad - \sum_{t=1}^{T^{i,s}-1} P_t^{i,s} MR_s^{(i,s)} \prod_{k=1}^t \left(e^{r_g^i - \mathbf{f}^s(\mathbf{k}-\mathbf{1}, \mathbf{k})} + \pi_i CP_s^i(k-1, r_{\mathcal{P}^s}^{(s)}) \right) \\
&\quad - (1 - P_{T^{i,s}}^{i,s}) MR_s^{(i,s)} \prod_{k=1}^{T^{i,s}} \left(e^{r_g^i - \mathbf{f}^s(\mathbf{k}-\mathbf{1}, \mathbf{k})} + \pi_i CP_s^i(k-1, r_{\mathcal{P}^s}^{(s)}) \right) \\
&\quad - \left. \frac{\partial \sigma_{\mathbf{uP}}^{(s)}}{\partial u_i} \right|_{\mathbf{u}=\mathbf{1}} \\
&\quad \times \left\{ \sum_{C_i \in \mathcal{P}^s} \sum_{t=1}^{T^{i,s}-1} P_t^{i,s} MR_s^{(i,s)} \nu_{i,t} \prod_{k=1}^t \left(e^{r_g^i - \mathbf{f}^s(\mathbf{k}-\mathbf{1}, \mathbf{k})} + \pi_i CP_s^i(k-1, r_{\mathcal{P}^s}^{(s)}) \right) \right. \\
&\quad \left. + \sum_{C_i \in \mathcal{P}^s} (1 - P_{T^{i,s}}^{i,s}) MR_s^{(i,s)} \nu_{i,T^{i,s}} \prod_{k=1}^{T^{i,s}} \left(e^{r_g^i - \mathbf{f}^s(\mathbf{k}-\mathbf{1}, \mathbf{k})} + \pi_i CP_s^i(k-1, r_{\mathcal{P}^s}^{(s)}) \right) \right\}
\end{aligned}$$

where

$$\nu_{i,t} = \sum_{k=1}^t \frac{\pi_i \Phi'(d_1(k, i))}{e^{r_g^i - \mathbf{f}^s(\mathbf{k}-\mathbf{1}, \mathbf{k})} + \pi_i \left(\Phi(d_1(k, i)) - e^{-\mathbf{f}^s(\mathbf{k}-\mathbf{1}, \mathbf{k})} \cdot \frac{e^{r_g^i + e^{r_e^{(i)}} - 2 + \pi_i}}{\pi_i} \cdot \Phi(d_2(k, i)) \right)}.$$

□

Remark. We note that under the Euler approach, the marginal contribution of a cohort is written as the sum of its standalone contribution and a term $E^{C^i}(\mathcal{P}^{(s)})$ that reflects the effect of risk sharing on cohort C_i . This effect involves both the sensitivity of volatility to the cohort and the sensitivity of the mathematical reserve to changes in volatility. It can be rewritten as follows :

$$E^{C^i}(\mathcal{P}^{(s)}) = - \left. \frac{\partial \sigma_{\mathbf{uP}}^{(s)}}{\partial u_i} \right|_{\mathbf{u}=\mathbf{1}_s} \mathbf{1}_s \cdot (\mathcal{V}_s \odot CF_s) \cdot \mathbf{1}_T,$$

where the notation \odot stands for the Hadamard product, the $s \times T$ matrix \mathcal{V}_s is given by $\mathcal{V}_s = (\nu_{i,t} \cdot \mathbf{1}_{t \leq T^{i,s}})$, and CF_s is the $s \times T$ cash flows matrix.

The term $\mathbf{1}_s \cdot (\mathcal{V}_s \odot CF_s) \cdot \mathbf{1}_T$ represents the portfolio's sensitivity to the asset's volatility. It is common to all cohorts and considers the sensitivity $\nu_{i,t}$ of each group of contracts. The term $\nu_{i,t}$ can be thought of as the sum of the Vega of the year-to-year revaluations of the mathematical reserve. The notion of Vega falls under the series of sensitivity measures in finance called the Greeks. The intergenerational risk-sharing effect discussed in IFRS 17 can then be seen under the Euler approach as a product of the Vega of the liabilities and the sensitivity of the volatility about the groups of contracts. The Vega of the liabilities is positive because an increase in the volatility of the liabilities leads to an increase in the time value of options and guarantees (TVOG), thus raising the present value of the liabilities. On the other hand, if the volatility increases with the portfolio's composite duration, then its sensitivity to the new business cohort is positive. Indeed, in the framework suggested in this section, the arrival of a new group of contracts increases the composite maturity of the portfolio. Thus, for the new cohort C^s we have $E^{C^s}(\mathcal{P}^{(s)}) \leq 0$, and thus $VIF_{Euler}^{C^s} \leq VIF_{WithoutB68}^{C^s}$. Note that because of the efficiency of the Euler approach, we have $\sum_{C_i \in \mathcal{P}^s} E^{C^i}(\mathcal{P}^{(s)}) = 0$. Following Theorem 4.2.1, we define below the new business CSM (or LC) under the Euler approach.

Definition 4.2.4 (Euler allocation). The contractual service margin (or, if applicable, the loss component) cohort C^s under the Euler approach is given by :

$$\begin{aligned} CSM_{Euler}^{(C^s, (s-1)^+)} &= \max\left(VIF_{WithoutB68}^{C^s} + E^{C^s}(\mathcal{P}^{(s)}) - RA^{(C^s, (s-1)^+)}, 0\right) \\ LC_{Euler}^{(C^s, (s-1)^+)} &= -\min\left(VIF_{WithoutB68}^{C^s} + E^{C^s}(\mathcal{P}^{(s)}) - RA^{(C^s, (s-1)^+)}, 0\right) \end{aligned} \quad (4.18)$$

As with previous approaches, this method will also induce an adjustment of the CSM from existing groups of contracts due to the addition of the new cohort.

4.2.2 Subsequent Measurement

Subsequent measurements allow producing financial statements, profit and loss accounts, balance sheets, and accompanying notes. The primary purpose is to make each IFRS 17 provision evolve from the opening to the closing while meeting the income statement items that must be adjusted, depending on the nature of the movements.

At the end of reporting period s , the CSM of a group of contracts equals the CSM at the beginning of the reporting period adjusted for the following amounts :

- the effect of any new contracts added to the group (see section 4.2.1 above);
- the change in the amount of the entity's share of the fair value of the underlying items;
- the changes in fulfillment cash flows relating to future service; and
- the amount of CSM recognized in P&L.

A proportion of CSM is allocated in P&L only if the opening CSM remains positive after adjustments. Otherwise, the group of contracts becomes onerous. In that case, the entity cancels the CSM and recognizes a Loss Component instead. Such a situation leads to a critical difference between reporting at the annual group of contracts level and reporting at the portfolio level. Thus, a GoC that is not profitable will lead to the recognition of a loss in P&L. In the case of reporting at the portfolio level, the performance of profitable GoCs may compensate for the onerosity of others.

We next focus on analyzing the movements of the CSM at the group contract and portfolio levels by considering a single group. Note that the entity is not required to identify the separate components of the adjustments to the contractual service margin resulting from changes in the entity's share of the fair value of underlying items related to future service and changes in the fulfillment cash flows relating to future service. Instead, a combined amount may be determined for some or all adjustments.

The Roll-up of the CSM for the i^{th} group of contracts C^i , at the closing date s is then written as follows :

$$CSM^{i,s} = CSM^{i,s-1} + \Delta_{NB}^{i,s} + \Delta_{share}^{i,s} + \Delta_{FS}^{i,s} + \Delta_{amort}^{i,s}, \quad (4.19)$$

where

- $CSM^{i,s-1}$ is the opening CSM (equals 0 for groups recognised during $]s-1, s]$);
- $\Delta_{NB}^{i,s}$ is the effect of the new business on the i^{th} cohort. If $i = s$, it equals the initial CSM. Otherwise, it will depend on the methodology of initializing the CSM of a new business (see the previous section);
- $\Delta_{share}^{i,s}$: The change in the amount of the entity's share of the fair value of the underlying adjusts the CSM (subject to CSM being floored at a minimum of nil);
- $\Delta_{FS}^{i,s}$: Changes in fulfillment cash flows that do not vary based on the returns on underlying items and which include : Change in the effect of the time value of money, experience variance for future service and basis changes; and
- $\Delta_{amort}^{i,s}$: The amount amortised and released into the P&L as profits recognised.

Various methods can be implemented to perform the movement analysis. We present below a method that allows a clear understanding of the balance sheet movements. Depending on the nature of the movements, these can impact either the CSM or the P&L. All the steps of the reconciliation process are summarized in Table 4.1. Since non-financial risks are not in the scope of this paper, and to shorten notation, we ignore analyses of RA movements in the following.

Steps	Stock	New Business	CSM	P&L
Step 0 - Opening	$(\Delta L_i^{step 0})$	-	(x)	
Step 1 - Unwinding + TVOG release		$\Delta_i^{step 1}$	x	
Step 2 - Expected claims for the period		$CF_i^{step 2}$		x
Step 3 - Changes in future assumptions		$\Delta_i^{step 3}$	x	
Step 4 - Closing	-	-		

TABLE 4.1 – Analysis of reconciliation - Summary of movements steps

At the opening of the reporting period s , we have, on the one hand, the market value (MV) of the underlying assets and, on the other hand, the present value of the provisions. The opening MV of the assets $A_{\mathcal{P}^s}^s((s-1)^+)$ includes the closing value from the previous period $A_{\mathcal{P}^{s-1}}^{s-1}(s-1)$ and the premiums $A_{C^s}^s((s-1)^+)$ received as a result of the inclusion of new business. For each group of contracts, the current value of the insurer's commitments towards policyholders depends on the choice of the allocation method as discussed in section 4.2.1. The current value of the liabilities of the existing contracts at the beginning of the period is equal to that of the previous period only if paragraph B68 is applied (see definition 4.2.2). For other allocation methods, an adjustment is necessary at the beginning of the accounting period to consider the effect of adding the new group of contracts C^s on the contracts from \mathcal{P}^{s-1} . We write for $i \leq s-1$ (i.e. $C^i \in \mathcal{P}^{s-1}$):

$$\Delta L_i^{step 0} = L_M^{(C_i, s-1)}(r_{\mathcal{P}^{s-1}}^{(s-1)+}, YC^{s-1}, NFA^{s-1}) - L^{(C_i, s-1)}(r_{\mathcal{P}^{s-1}}^{(s-1)}, YC^{s-1}, NFA^{s-1}), \quad (4.20)$$

where M stands for one of the allocation methods "Without B68", "Shapley", or "Euler" as defined in section 4.2.1.

The first step consists of unwinding assets and fulfillment cash flows at the $s-1$ risk-free rate $f^{s-1}(s-1, s)$ (i.e., with the same assumptions as at the beginning of the closing period) to reflect the passage of time.

In this step, a second effect related to the release of TVOG is captured. This amount reflects the reduction of the financial uncertainty on the cash flows due to the passage of time. This reduction in the cost of financial options leads to a reduction in the current estimate.

$$\begin{aligned} \Delta_i^{step 1} &= (e^{f^{s-1}(s-1, s)} - 1) \cdot (A_{\mathcal{P}^s}^s((s-1)^+) - L_M^{(C_i, s-1)}(r_{\mathcal{P}^{s-1}}^{(s-1)+}, YC^{s-1}, NFA^{s-1})) \\ &\quad - L_M^{(C_i, s-1)}(r_{\mathcal{P}^{s-1}}^{(s-1)+}, YC^{s-1}, NFA^{s-1}) \mid r_{\mathcal{P}^s}^{(s)}(s) = f^{s-1}(s-1, s) \\ &\quad + L_M^{(C_i, s-1)}(r_{\mathcal{P}^{s-1}}^{(s-1)+}, YC^{s-1}, NFA^{s-1}), \end{aligned} \quad (4.21)$$

where $L_M^{(C_i, s-1)}(r_{\mathcal{P}^{s-1}}^{(s-1)+}, YC^{s-1}, NFA^{s-1}) \mid r_{\mathcal{P}^s}^{(s)}(s) = f^{s-1}(s-1, s)$ stands for the liabilities value at s for the i^{th} cohort C^i given the fact that the assets returns realized during the period $]s-1, s]$ is exactly the risk-free forward rate that the entity expects for this period. This amount is given by equation 4.3 where the mathematical reserve $MR_s^{(i, s)}$ is replaced by the mathematical reserve of the previous period increased by the expected (risk-neutral) profit for the period written

$$MR_{s-1}^{(i, s-1)} \left(e^{r_g^i} + \pi_i \max(e^{f^{s-1}(s-1, s)} - \frac{e^{r_g^i} + e^{r_e^{(i)}} - 2 + \pi_i}{\pi_i}, 0) \right).$$

Step 2 removes the expected cash flows for the period, discounted following step 1. Therefore, we consider only future flows paid from the end of period s after this step. The release of the service is transferred to insurance revenue. The market value of assets decreases by the same amount. Thus

no change in CSM occurs. Note that since the release of the TVOG has already been accounted for in the previous step, the expected cash flows should not reflect the financial uncertainty related to the current closing period. Therefore, these cash flows are equal to those paid when the return on assets is identical to the risk-free rate. Thus, for each cohort C^i , the expected cash flow for the period s is given by :

$$CF_i^{step\ 2} = \begin{cases} (P_{s,Death}^{i,s-1} + P_{s,Lapse}^{i,s-1})MR_{s-1}^{(i,s-1)} \left(e^{r_g^i} + \pi_i \max \left(e^{f^{s-1}(s-1,s)} - \frac{e^{r_g^i} + e^{r_e^{(i)}} - 2 + \pi_i}{\pi_i}, 0 \right) \right) & \text{if } s < T^{i,s} \\ (1 - P_{s,Death}^{i,s-1} - P_{s,Lapse}^{i,s-1})MR_{s-1}^{(i,s-1)} \left(e^{r_g^i} + \pi_i \max \left(e^{f^{s-1}(s-1,s)} - \frac{e^{r_g^i} + e^{r_e^{(i)}} - 2 + \pi_i}{\pi_i}, 0 \right) \right) & \text{if } s = T^{i,s} \end{cases} \quad (4.22)$$

The last step of the analysis of the movements consists of bringing the current value obtained in the previous step to the current closing value. This step captures the effect of the change in the mathematical reserve due to the returns on assets effectively realized during the period and the change in financial and non-financial assumptions. This step can be subdivided into several sub-steps to isolate each previous effect.

$$\begin{aligned} \Delta_i^{step\ 3} &= A_{\mathcal{P}_s}^s(s) - e^{f^{s-1}(s-1,s)} \cdot A_{\mathcal{P}_s}^s((s-1)^+) \\ &\quad - L_M^{(C_i,s)}(r_{\mathcal{P}}^s, YC^{s-1}, NFA^{s-1}) | r_{\mathcal{P}}^{(s)}(s) = f^{s-1}(s-1, s) \\ &\quad - L^{(C_i,s)}(r_{\mathcal{P}}^s, YC^s, NFA^s). \end{aligned} \quad (4.23)$$

The entity should allocate the contractual service margin for an insurance contract with direct participation features to profit or loss by identifying the coverage units which reflect the insurance contract services in the period. IFRS 17, as amended in June 2020 (c.f. [12]), defines insurance contract services in respect of contracts with direct participation features as :

- coverage for an insured event (insurance coverage); and
- the management of underlying items on behalf of the policyholder (investment-related service).

It means that the period over which the contractual service margin is amortized for contracts with direct participation features includes the period in which the entity provides insurance coverage and the period over which it provides an investment-related service. In this paper, both periods coincide and match the coverage period of the contract noted T . We assume that

$$\Delta_{amort}^{i,s} = \frac{F_{i,s}}{F_{i,s} + L^{(C_i,s)}(r_{\mathcal{P}}^{(s)}, YC^s, NFA^s)}, \quad (4.24)$$

where $F_{i,s}$ is the amount paid to the i^{th} cohort C^i during the period s .

Remark (Reconciliation of the loss component). In the case of onerous groups of contracts, the movement analysis of the loss component (LC) differs slightly, as a loss reversal is performed before the assumptions change. At subsequent measurement, the entity will need to amortize that loss component balance over the lifetime of the group of contracts such that the loss component drops to zero by the end of its coverage period (see §52). At each reporting period, the amount of the loss component amortized will also appear in the insurance service expense line as reversals of losses. The same amount will also reduce insurance revenue to reflect the expected cash outflows the premiums can carry.

IFRS 17 does not prescribe an approach for how to amortize the loss component. However, §50 requires the entity to amortize the loss component on a systematic basis. In other words, entities cannot arbitrarily set the portion of LC to be amortized loss components as amounts of their choosing. Furthermore, §51 states that systematic amortization depends on estimating the present value of future cash flows for claims and expenses, changes in the RA, and insurance finance income or expenses. A systematic allocation ratio (SAR) is applied to those amounts to compute LC's amortization. Following the IFRS 17 illustrative example 8 (see [16]), we set the SAR at reporting period s

as follows :

$$SAR_{i,s} = \frac{LC^{i,s-1}}{L_M^{(C_i,s-1)}(r_{\mathcal{P}^s}^{(s-1)+}, YC^{s-1}, NFA^{s-1})}. \quad (4.25)$$

4.3 Numerical application

We consider an insurance company issuing saving products as described in section 4.2. We are interested in the impact of a cohort issued on existing cohorts in a different economic environment. We will consider two cohorts in the following. To best reflect the profitability issues facing the life insurance market, we will consider that a first cohort denoted briefly GoC_1 , issued at the beginning of the first period $s = 1$ and assumed to be profitable at inception. This first cohort thus represents the entity's stock. Then, a second cohort GoC_2 with a lower guaranteed rate is issued while the risk-free rates of the market decline. Characteristics of both groups are summarized in Table 4.2.

GoC ID	GoC_1	GoC_2
Term from inception T	6	10
Inception Closing Period s	1	2
Age at Inception x	30	30
Premiums	40 000	10 000
Participation Rate π_i	85%	85%
Min Guaranteed Rate r_g^i	2,5%	0%
Management Fee Rate r_e^i	0,50%	0,50%

TABLE 4.2 – Assumptions : Characteristics of groups of contracts

The entity forecasts its cash flows using the mortality rates provided by the Life Table TGH05. The surrender rates, arbitrarily set, depending on the age of the policy and are displayed in Figure 4.1. We consider that the entity does not change its non-financial assumptions from one period to the next. In addition, for all closing periods, it is assumed that actual experience related to the non-financial assumptions is exactly in line with that expected. In other words, the deaths and surrenders observed in subsequent closings are what the entity was expecting at inception. Therefore, no risk adjustment for non-financial risks will be computed (i.e., for both cohorts $i = 1, 2$, we have $RA^{(GoC_i,s)} = 0$ at all closing periods s).

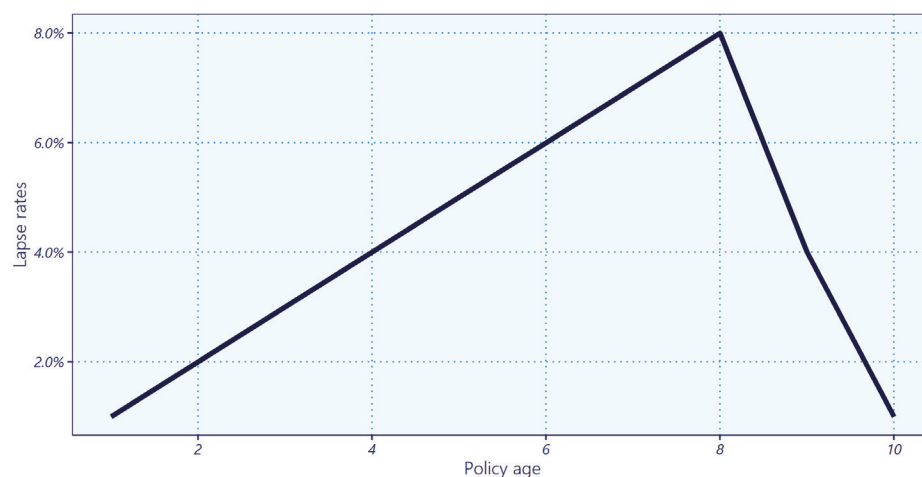


FIGURE 4.1 – Assumptions : Lapse rates as a function of policy's age

The asset is modeled following the Brownian motion explained in section 4.2 at each closing period. The drift used at each run-off projection step is deduced from the risk-free forward rates considered at the closing period s . The real-world forward rates are assumed to decrease between

the first and the second closing period to easily reflect the decrease in interest rates observed in the market.

We assume the volatility structure remains the same between periods for simplification and is given by the analytical function

$$\sigma(T) = \sigma_0 \exp\left(\ln\left(\frac{\sigma_{T_{max}}}{\sigma_0}\right) \frac{T}{T_{max}}\right),$$

where T represents the composite maturity of the portfolio, and the function's parameters have been set arbitrarily to $\sigma_0 = 0.06\%$, $\sigma_{T_{max}} = 4\%$ and $T_{max} = 10$. The shape of the volatility as a function of the composite maturity of the portfolio is illustrated in Figure 4.2.

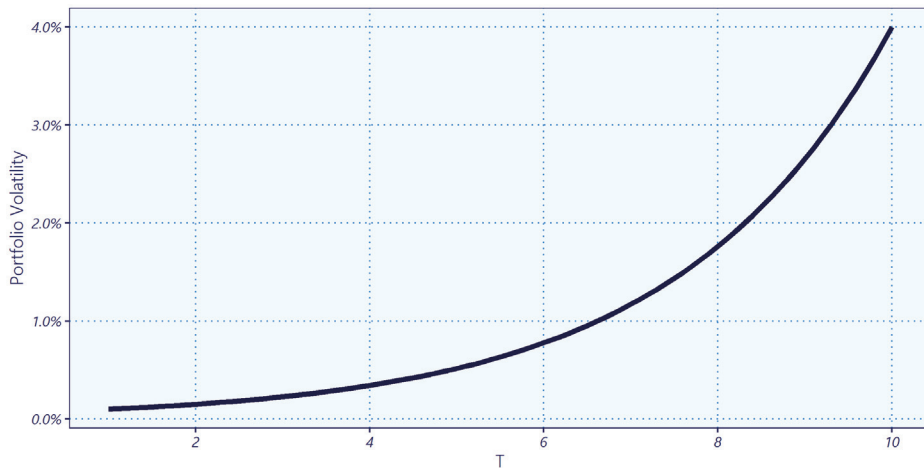


FIGURE 4.2 – Assumptions : Volatility structure depending on portfolio's duration

4.3.1 Stock valuation : Disclosure for the first period

At the beginning of the first period, the entity issues the cohort GoC_i and assesses its CSM at inception. The yield curve at the beginning of the first period is supposed to be the same as at the end of this same period, and it is given by the flat curve $f^{(1)}(t-1, t) = 4\%$ for all $t \geq 1$. Policyholders from GoC_1 pay a premium amount equal to 40 000. The entity estimates the liabilities amount using the formula 4.3. Since the entity issues only one group of contracts at the beginning of the first period, the use of either of the allocation methods presented in section 4.2.1 is the same. Table 4.3 gives the CSM and liabilities value at inception.

Assets	0	PV Outflows	37 865.57
		PV Inflows	- 40 000
		CSM	2 134.43
		RA	0
Total	0	Total	0

TABLE 4.3 – Disclosure : Balance sheet at inception

At the end of the closing period, the entity performs the reconciliation of CSM (see Table 4.4) and discloses its Profit & Loss (see Table 4.5). The CSM initialized at the beginning of the period is accounted for in the "effect of new business" item in the CSM reconciliation disclosure. The entity adjusts then this CSM to reflect the passage in time and the release of the time value of options and guarantees (TVOG). The entity does not change its future assumptions. Hence no adjustments for future services are computed. The item "All adjustments" represents the sum of the unwinding and the release of TVOG. The entity amortizes then a portion of the adjusted CSM and recognizes this portion in P&L. This computation is performed using coverage units as discussed in equation 4.24.

Opening	Effect of NB	All adjustments	Recognized in Profit&Loss	Closing
-	2 134.43	249.24	-25.79	2 357.88

TABLE 4.4 – Disclosure : CSM reconciliation for the first period

The entity realizes a 4% return rate on assets, which matches the expected risk-free rate. Hence, the cash flow paid to policyholders equals the expected one. Moreover, the insurance service result disclosed in the P&L is precisely the amount of CSM amortized in the current period.

Insurance Revenue	450.38
Expected Claims	424.59
LC amortized	-
CSM released	25.79
Insurance Service Expenses	- 424.59
LC established	-
LC reversal	-
Incurred Claims	- 424.59
Insurance Service Result	25.79

TABLE 4.5 – Disclosure : Profit & Loss for the first period

4.3.2 Allocation methods : Initial measurement of the new business

At the second period's beginning, the entity issues the second cohort GoC_2 and initializes it. As explained in the theoretical framework, financial and non-financial assumptions remain the same as in the previous period (i.e., $s = 1$). However, because the composite duration of the portfolio changes after issuing the second cohort, asset volatility is modified at the beginning of the closing period $s = 2$. We perform all the methods discussed in section 4.2.1 to initialize the CSM of the second GoC. We allocate the VIF of the portfolio formed by the two underwriting generations for this purpose. Since the RA is considered null, the CSM of the new business is equal to the VIF when the latter is positive. To study the impact of the volatility structure on the allocation of the VIF, we consider an alternative volatility structure with a linear trend (see Figure 4.3).

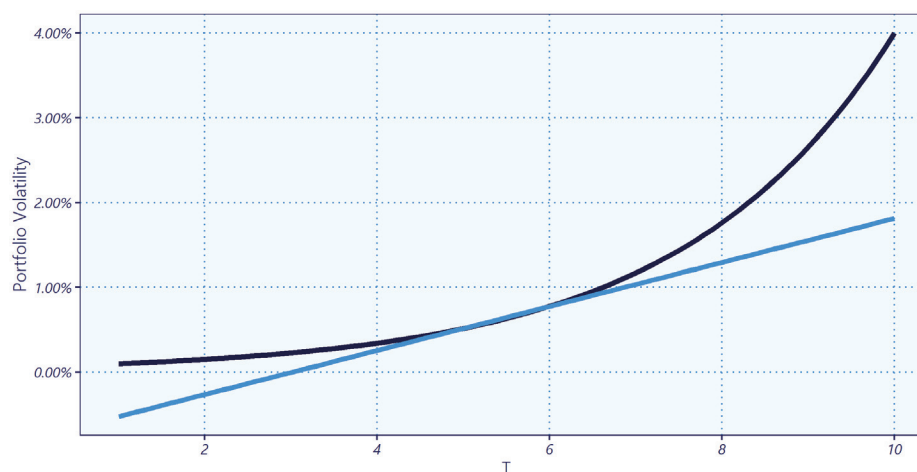


FIGURE 4.3 – Assumptions : Volatility structure depending on portfolio's duration

Figure 4.4 illustrates the allocation methods of the portfolio's VIF for both the convex and the linear volatility structures. The linear volatility structure has been set up, such as assets volatility remains the same for both the portfolio's duration before issuing GoC_2 and after integrating this cohort. Consequently, the allocation for the "With B68" and "Without B68" methods remains unchanged.

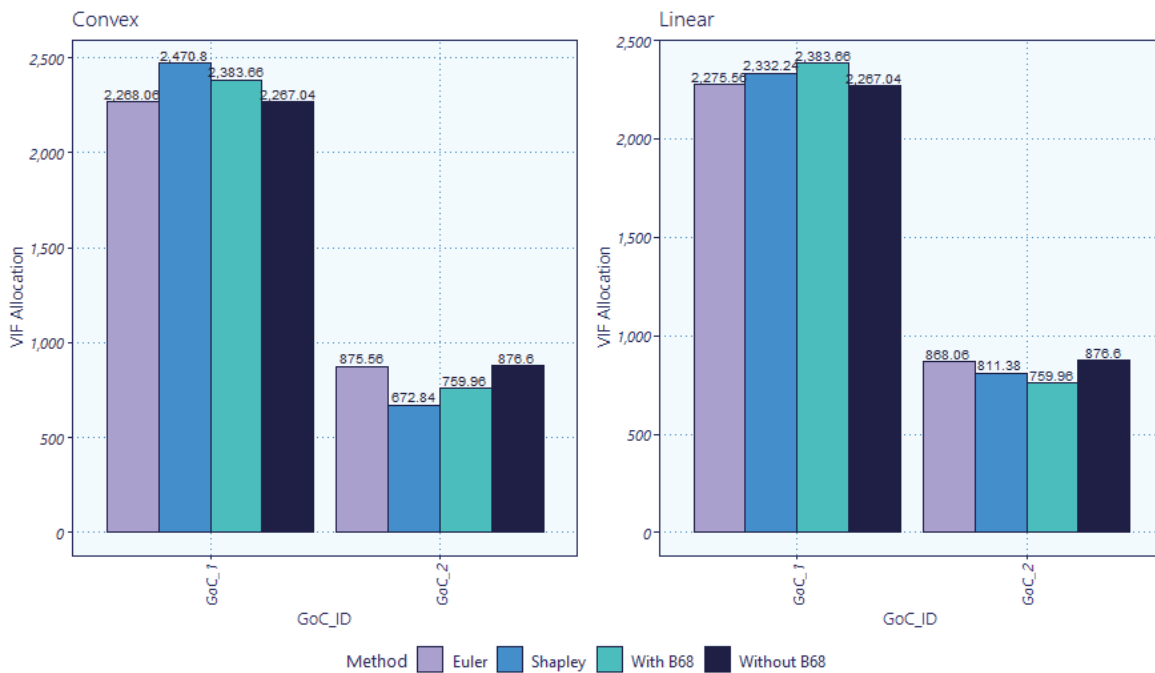


FIGURE 4.4 – Assumptions : Volatility structure depending on portfolio’s duration

The arrival of the new cohort raises the portfolio’s composite volatility because the portfolio’s global duration increases. As a result, the commitments of the first cohort (in the standalone view) increase, and therefore the VIF of this cohort drops when moving from the "With B68" to the "Without B68" view. For new businesses, the CSM obtained by applying B68 is necessarily smaller than without its application because it completely captures the adverse effect of new business on the stock. Paragraph B68 of IFRS 17 requires a comparison of existing contracts indeed as a whole with new contracts to identify the marginal contribution of the new contracts. Avoiding this assumption while not applying paragraph B68 of IFRS 17 (i.e., not allowing the transfer of cash flows between existing contracts and new contracts), and hence accounting for each new cohort on a standalone basis (i.e., to ignore any effects of the sharing of risks across generations of policyholders). However, it is stated in [13] that the staff does not think that the "Without B68" approach would be a faithful representation of such contracts, nor do the staff expect it would meet stakeholders’ concerns. This view is challenged here because, under the "With B68" approach, the new business fully carries the intergenerational diversification component and is not allocated to all GoCs in the portfolio. Euler-type allocation methods attempt to reallocate this diversification effect to all generations of policies and are, by construction, more closely related to the "Without B68" approach. Recall that the VIF in the Euler case is equal to the sum of the VIF from the "Without B68" technique and an amount measuring the sensitivity of the liability to the cohort. In practice, the latter is relatively low, especially since the slope of the volatility is not very sharp around the composite maturity of the portfolio.

The change from a convex volatility structure to a linear trend drastically modifies the allocation obtained by the Shapley method. It is because this method involves all the subsets of the examined portfolio, including the sub-portfolio composed solely of the second GoC. The value of the liabilities of this sub-portfolio depends on volatility assessed at a composite maturity of 10. The value of this volatility is very different between the two volatility structures, which explains the difference observed in the allocated VIF. The same reasoning can be applied to a more significant number of GoCs. In addition to being complex to implement, Shapley’s allocation is very sensitive to the volatility related to sub-portfolios that may not exist economically. Indeed, the addition of a new cohort is, in practice, driven by the entity’s strategy, which depends on the portfolio’s historical cohorts. Generally, the generations of underwriting stock on the one hand and new businesses on the other hold asymmetric roles. The Shapley allocation is used in game theory in setups where the players have similar

positions. Thus, the Shapley method is not compliant with the rationale of IFRS 17.

4.3.3 Differences between "Carve out" reporting and "GoC level" reporting

In the following, we are interested in the projection of the P&L and CSM until the extinction of the portfolio. We presume the financial and non-financial assumptions remain unchanged from the second closing period. The run-off projection of the portfolio is performed initially at the contract group level following the original version of IFRS 17. Then, the entity tracks the profitability of each contract group separately. In addition, applying paragraph B68, the impact of the second GoC is fully taken into account in the CSM of the latter when the entity initializes it.

<i>CSM Reconciliation</i>					
	Opening	Effect of NB	All adjustments	Recognized in P&L	Closing
<i>GoC₁</i>	2 357.88	-	- 2 807.39	NA	NA
<i>GoC₂</i>	-	759.97	-211.96	-5.99	542.01
<i>Loss Component Reconciliation</i>					
	Opening	LC Established	LC unwinding	LC Amortized	Closing
<i>GoC₁</i>	-	449.52	0	-9.48	440.03
<i>GoC₂</i>	-	-	-	-	-

TABLE 4.6 – Disclosure : CSM/LC reconciliation for the second period

At the end of the second year, the risk-free rate drops to 2%, just below the minimum guaranteed rate for the stock policies. Thus, the commitments for *GoC₁* increase significantly until exceeding the CSM capacity. The group of contracts of the first underwriting generation thus becomes onerous, and a Loss Component is established (see Table 4.6). In addition, a negative result identical to this loss is recognized at the end of the second period (see Table 4.7). On the other hand, despite the decrease in interest rates, the new business group of contracts remains profitable yet records a substantial CSM reduction. The entity recognizes a portion of the CSM equivalent to the services provided for *GoC₂* as income at the end of the period. Note that because of the change in asset returns rate, the claims paid to policyholders during the period are slightly less than the amount expected.

Insurance Revenue	954.42
Expected Claims	957.91
LC amortized	-9.48
CSM released	5.99
Insurance Service Expenses	-1392.54
LC established	-449.52
LC reversal	9.48
Incurred Claims	- 952.48
Insurance Service Result	-438.13

TABLE 4.7 – Disclosure : Profit & Loss for the second period

The CSM of *GoC₂* is then amortized throughout the coverage period of this contract until it is fully recognized at the end of the closing period $s = 11$ (see Figure 4.5). Savings insurance products are generally long-duration contracts. Thus, in this example, the amounts paid out due to surrender or death are relatively insignificant compared to the amount of the mathematical reserve distributed at the termination of the contract. Thus, the profit recognition is delayed until the group of contracts maturity since the most substantial part of the CSM is only recognized at the extinction of the contract. Similarly, the Loss Component is amortized over time and extinguished at the end of the coverage period of *GoC₁* in $s = 6$.

We now focus on the difference between reporting using the requirements of the original version of IFRS 17, which we refer to in the following as the "GoC Allocation" approach, and reporting using

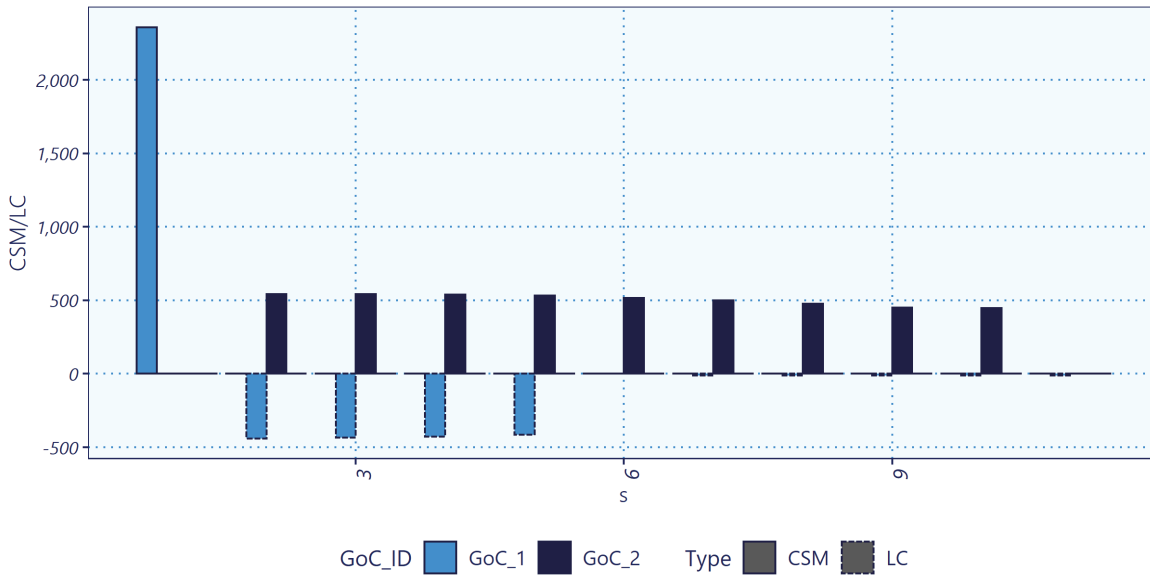


FIGURE 4.5 – Projection of CSM and Loss Component per group of contracts

the European endorsement exemption (i.e., "Carve out" approach). Under the same assumptions, we perform IFRS 17 reporting by removing the notion of a Group of contracts. The portfolio's profitability is thus measured at the portfolio level as both generations form a single group. The unfavorable changes that reduced the CSM of GoC_1 under the "GoC Allocation" approach above are in the case of the "Carve out" option offset by the CSM of the second group. Thus, since the portfolio is profitable, no negative results are recognized despite adverse changes in the economic environment. The CSM in the "Carve out" approach is smaller than in the "GoC Allocation" approach to counterbalance the implicit onerosity of GoC_1 . Moreover, the CSM in the "Carve out" approach follows a different amortization pattern (see Figure 4.6), with a more substantial release of the CSM at the $s = 6$ step which corresponds to the extinction of the GoC_1 .

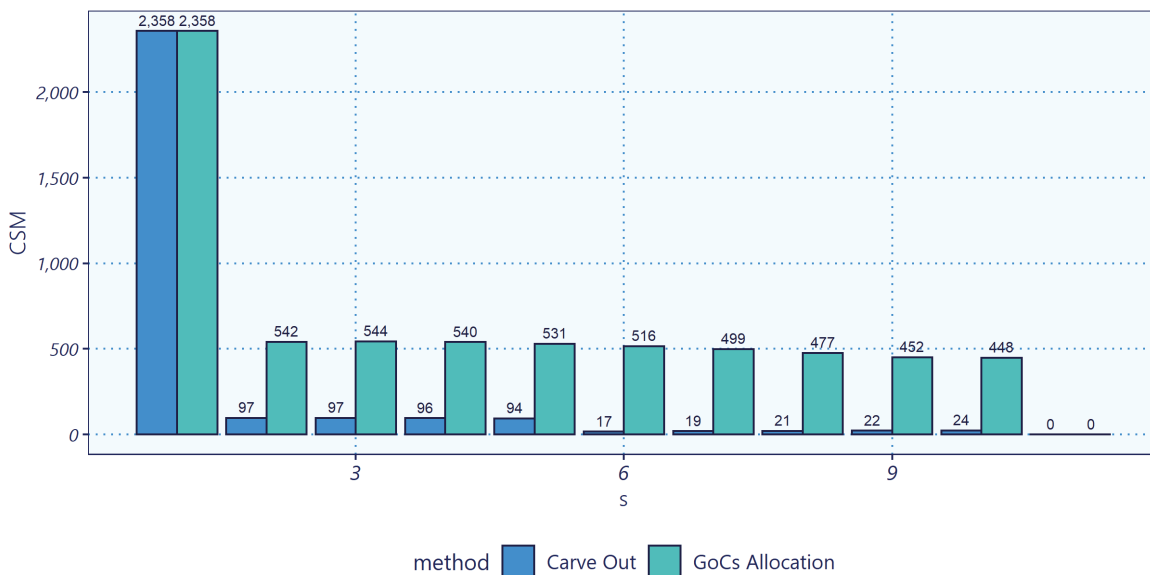


FIGURE 4.6 – Projection of CSM under both a GoC level reporting (i.e., GoC Allocation) and Portfolio level reporting (i.e., Carve out)

Figure 4.7 shows the evolution of the IFRS 17 result for both reporting approaches. The disag-

gregation of profits in the "GoC Allocation" approach leads to the recognition of a loss at the $s = 2$ step and then a significant profit at the extinction of the GoC_2 at the $s = 2$ step. Such a results pattern makes it possible to reflect the deterioration of profitability related to the change in financial conditions. Thus, a group previously profitable under favorable financial conditions appears onerous in the financial reporting due to decreased asset returns. A loss is included in the P&L even though the portfolio is globally profitable. By adopting IFRS 17 in its original version, the entity ensures a certain transparency of reporting since it discloses the onerosity of older GoCs with a higher minimum guaranteed rate in P&L explicitly.

Nevertheless, it should be noted that the pattern of recognition of IFRS 17 profit or loss under this approach is not in line with the release of the entity's liabilities. Indeed, in addition to the significant negative result recognized in $s = 2$, which does not correspond to a loss truly realized, the profit recognized almost entirely in the last closing period is not in phase with the cash flows paid by the entity. Recall that in the absence of a change in future assumptions from the $s = 2$ step, the profit recognized is entirely related to the portion of CSM amortized each period, which is supposed to reflect the quantity of services provided. However, the amortization of the CSM in the GoC Allocation reporting depends only on the cash flow of the group GoC_2 and is entirely independent of the stock commitments GoC_1 . In a setup where the unprofitable stock is the most significant part of the portfolio, this brings to question the disaggregation of the cohorts, primarily when the profitability of the new business supports the deficit of the stock. Furthermore, let us note that the P&L does not reflect the extinction of GoC_1 .

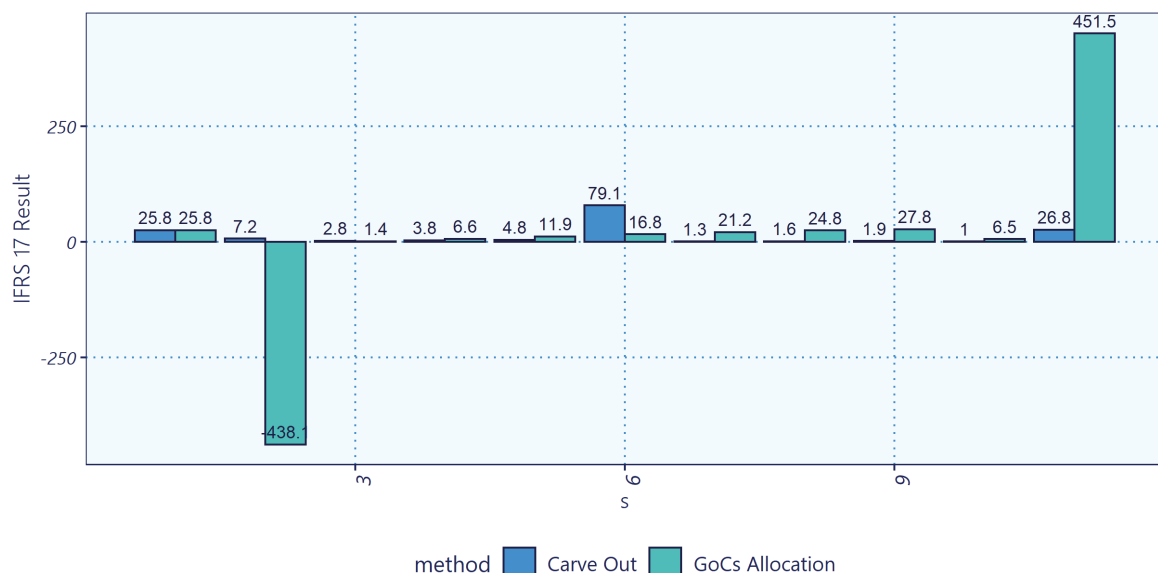


FIGURE 4.7 – Projection of IFRS 17 result under both a GoC level reporting (i.e., GoC Allocation) and Portfolio level reporting (i.e., Carve out)

By adopting the European exemption, the entity does not disclose a loss for the GoC_1 , and the aggregation of the two cohorts hides the information on the deterioration of its profitability. The result recognition trend over time is more consistent with the services provided by the entity since it considers both the stock and the new business for the computations of the coverage units used to amortize the CSM. We thus observe two peaks in the profit pattern, the largest at $s = 6$ and the smallest at $s = 11$, corresponding respectively to the extinction of GoC_1 and GoC_2 . Note that by definition of the coverage units in formula 4.24, the entity thus recognizes a more significant result at the extinction of the group representing the largest commitment, the size of the two peaks being by the respective mathematical reserve amounts for each cohort. Regardless of the approach used, the sum of the results realized over the entire portfolio coverage period remains the same. Only the period-by-period details are different. The main point is to recognize the result according to the

release of the commitments as specified by IFRS 17, although it appears that the group of contracts requirement fails to reflect this in the income statement. One possible alternative to ensure consistency in reporting would be to disclose the CSM adjustments at the GoC level while tracking a global CSM for the portfolio. The entity allocates a portion of the overall CSM to assess its insurance revenue. It also discloses indicative marginal CSM to provide information on the profitability of underwriting generations or the value of the new business. Such a "hybrid reporting" would allow for keeping the coherence of the result presentation as for the "Carve out" approach while assessing the impacts of the change of assumptions on the profitability of each cohort through the marginal adjustments.

Conclusion and outlooks

IFRS 17 significantly changes the understanding of profit and loss and its modeling compared to local GAAP or Solvency II. The income in the VFA model is more complex to rationalize and compare with the practices in other accounting frameworks. In the initial version of the standard, expected future profits for each cohort form a CSM the entity must track separately and recognizes as it provides the services. Cross-subsidization mechanisms between participating contracts make it difficult to separate the profitability of each cohort. The examples discussed by the IASB propose two methods related to the application or not of §B68. We have seen how to compute the CSM under those approaches and how to determine its components concerning the notion of contract groups and the intergenerational sharing among them. We show that when applying §B68, the problem of allocating the CSM to the groups of contracts is by no means a problem of identifying the profit of each of the annual cohorts but rather an issue of characterizing the new business contribution to the stock. This observation considerably reduces the complexity initially identified by the various stakeholders.

Furthermore, we have compared the methods discussed by the IASB with capital allocation techniques. The gap between the application of §B68 and the use of the other methods discussed in the paper depends on the sensitivity of the volatility of the assets to the cohorts. Thus, measuring this quantity provides a clear motivation to justify the entity's judgment for choosing one of the methods. As this sensitivity is, in practice, relatively low, all the different methods lead to almost identical results.

IFRS 17 introduces the concept of the investment component as the amounts that an insurance contract requires the entity to repay to a policyholder in all circumstances, regardless of whether an insured event occurs. Saving products considered in this paper include an investment component because the entity pays at least the mathematical reserves to policyholders. Because the investment component (related to crediting rates) and the insurance component (related to lapse or death events) are highly interrelated, both components are hard to separate. The investment component is then said to be non-distinct and should be excluded from insurance revenue and insurance service expense. To simplify the notation and readability of the P&L, we have not considered the investment component in this paper. The integration of this notion does not pose a significant problem. It does not modify the conclusions because it amounts to withdrawing the same amount from the insurance revenue and the insurance service expenses, and it will not affect the profitability of the cohorts.

The volatility parameter reflected the cross-generational mutualization effect in this work because the liabilities under the VFA are measured using market-consistent stochastic modeling. Thus, it implies that only a risk-neutral yield curve can be generated under arbitrage-free pricing assumptions. However, in reality, insurers expect to earn some interest over what the risk-neutral valuation implies. Those financial results, referred to as over-returns, are much higher than expected under a risk-neutral view. As observed in the numerical example, determining the coverage units according to the normative principles of IFRS 17 leads to very low amortization coefficients of the CSM, given the high duration of the life insurance commitments. As a result, the IFRS 17 result is delayed and recognized mainly in the last coverage periods. The marketplace has identified this issue as the "Bow Wave Effect", which refers to the bow wave formed by the company's profit trend over the last projection periods. The P&L pattern thus obtained deviates significantly from the current economic standards and is likely to lead to rethinking financial reporting.

Nonetheless, discussions are currently underway to reduce these deviations. This issue has not been addressed in this paper. An extension of the results is still required to adapt the CSM release computation methods to represent the economic reality accurately.

References

- [1] Daniel Bauer, Rüdiger Kiesel, Alexander Kling, and Jochen Ruß. Risk-neutral valuation of participating life insurance contracts. *Insurance : Mathematics and Economics*, 39(2) :171–183, 2006.
- [2] Tim J Boonen, Andreas Tsanakas, and Mario V Wüthrich. Capital allocation for portfolios with non-linear risk aggregation. *Insurance : Mathematics and Economics*, 72 :95–106, 2017.
- [3] Arne Buch, Gregor Dorfleitner, and Maximilian Wimmer. Risk capital allocation for rorac optimization. *Journal of Banking & Finance*, 35(11) :3001–3009, 2011.
- [4] Michel Denault. Coherent allocation of risk capital. *Journal of risk*, 4 :1–34, 2001.
- [5] Jonas Eckert, Stefan Graf, Alexander Kling, and Jochen Ruß. Cross-subsidizing effects between existing and new policyholders in traditional life insurance. *European Actuarial Journal*, pages 1–29, 2022.
- [6] EFRAG. IFRS 17 Insurance Contracts and Level of Aggregation - A background briefing paper, 2022. European Financial Reporting Advisory Group.
- [7] Eur-Lex. Commission Regulation (EU) 2021/2036 of 19 November 2021 amending Regulation (EC) No 1126/2008 adopting certain international accounting standards in accordance , 2021. with Regulation (EC) No 1606/2002 of the European Parliament and of the Council as regards International Financial Reporting Standard 17 .
- [8] Hans Hoogervorst. IFRS 17 Insurance Contracts - Why annual cohorts? <https://cdn.ifrs.org/content/dam/ifrs/project/amendments-to-ifrs-17/inbrief-ifrs17-factsheet-april2020.pdf>, 2020.
- [9] Peter Hieber, Ralf Korn, and Matthias Scherer. Analyzing the effect of low interest rates on the surplus participation of life insurance policies with different annual interest rate guarantees. *European Actuarial Journal*, 5(1) :11–28, 2015.
- [10] IASB. Basis for Conclusions - IFRS 17 Insurance Contracts, 2017. International Accounting Standards Board.
- [11] IASB. IFRS 17 Insurance Contracts, 2017. International Accounting Standards Board.
- [12] IASB. AP2A Contractual service margin attributable to investment services, 2020. IASB meeting February 2020 - Staff paper.
- [13] IASB. AP2B Level of aggregation : annual cohorts for insurance contracts with intergenerational sharing of risks between policyholders, 2020. IASB meeting February 2020 - Staff paper.
- [14] IASB. IFRS 17 Insurance Contracts incorporating the June 2020 amendments, 2020. International Accounting Standards Board.
- [15] IFRS Interpretations Committee. AP6 - Multi-currency Groups of Insurance Contracts (IFRS 17 and IAS 21), 2022. Initial Consideration.
- [16] IFRS Standards. Illustrative Examples - IFRS 17 Insurance Contracts, 2017. International Accounting Standards Board (IASB).
- [17] Lina Palmborg, Mathias Lindholm, and Filip Lindskog. Financial position and performance in IFRS 17. *Scandinavian Actuarial Journal*, 2021(3) :171–197, 2021.

REFERENCES

- [18] Lloyd S Shapley. A value for n-person games. In Harold William Kuhn and Albert William Tucker, editors, *Contributions to the Theory of Games*, chapter 10, pages 307–318. Princeton University Press, Princeton, 1953.
- [19] Dirk Tasche. Risk contributions and performance measurement. 1999. Working paper.
- [20] Dirk Tasche. Capital allocation to business units and sub-portfolios : the euler principle. *arXiv preprint arXiv :0708.2542*, 2007.
- [21] Pierre-Emmanuel Thérond et al. IFRS 17 : The level of aggregation in the accounting representation of the insurance business [IFRS 17 : le niveau d’agrégation dans la représentation comptable de l’assurance]. Technical report, 2020.
- [22] Andreas Tsanakas and Christopher Barnett. Risk capital allocation and cooperative pricing of insurance liabilities. *Insurance : Mathematics and Economics*, 33(2) :239–254, 2003.
- [23] UK Endorsement Board. Grouping insurance contracts : profitability buckets and annual cohorts, 2021. IFRS 17 Insurance Contracts - Endorsement, 17 september 2021, Agenda Paper 5.
- [24] Jochen Wieland. Runoff or redesign? alternative guarantees and new business strategies for participating life insurance. *European Actuarial Journal*, 7(1) :29–50, 2017.

Conclusion générale

Publiée le 18 mai 2017, la norme IFRS 17 s'applique aux contrats d'assurance, de réassurance et aux contrats d'investissement avec participation aux bénéfices discrétionnaire. Elle est entrée en vigueur à partir du 1er janvier 2023. Elle impose une approche comptable unique pour les passifs dans les différents pays, et a pour objectif d'améliorer l'information financière et la visibilité des performances. En Europe, la norme IFRS 17 intervient dans un contexte multinorme, où en plus des normes nationales propres à chaque pays, les assureurs sont soumis à la norme Solvabilité II. L'entrée en vigueur de la norme IFRS 17 va contraindre les assureurs à repenser la manière dont ils gèrent leurs risques avec des coûts de mise en place aussi significatifs que ceux liés à l'adoption de Solvabilité II.

Contrairement à Solvabilité II qui prescrit les méthodes et les hypothèses de calculs des agrégats du passif de l'assureur, IFRS 17 est une norme dite de principes. Les assureurs sont donc tenus de développer des interprétations pour les différents principes établis par la norme. Malgré des différences de concepts et d'objectifs, les assureurs ont dès le début de leur implémentation de la norme IFRS 17 essayé de capitaliser sur les synergies entre celle-ci et la directive Solvabilité II. Un premier volet de rapprochement entre les deux référentiels concerne la méthodologie d'analyse de mouvement de la valeur et des engagements. En effet, les résultats liés aux analyses de mouvement du *Best Estimate* sont généralement réutilisés pour le rollforward de la CSM et de valeur actuelle des FCF. Concernant les modèles de projection des cash-flows, les outils, les hypothèses, les données contractuelles, les scénarios économiques et les réserves non modélisés, ont pu être réutilisés pour évaluer les engagements sous IFRS 17. De même les contraintes liées à la martingalité des scénarios économiques et leur *market-consistency* sous IFRS 17 restent similaires par rapport au référentiel Solvabilité II malgré des différences au niveau de la courbe des taux centrale. En effet, si Solvabilité II requiert l'actualisation des cash-flows avec la courbe des taux EIOPA, IFRS 17 ne prescrit ni courbe des taux, ni méthodes pour la construction de celle-ci. La nouvelle norme se contente de dresser de principes généraux pour la méthodologie d'élaboration des taux d'intérêt. Au vu des présentations à destination des investisseurs communiquées par plusieurs acteurs du marché, il se dessine un recours massif à une adaptation de la méthode EIOPA pour la construction des courbes des taux IFRS 17. En termes de valeurs les courbes IFRS 17 sont généralement différentes de la courbe EIOPA car elles prennent en compte les caractéristiques du passif de chaque entité. Néanmoins, la prime de liquidité du passif, ajoutée à une courbe de taux sans risque dans le cadre IFRS 17, reste fondamentalement assez similaire à la notion de *volatility adjustment* sous Solvabilité II.

Cette thèse étend les possibilités de synergies entre les deux normes au cadre de la modélisation des risques non-financiers. La norme IFRS 17 requiert le calcul d'un *Risk Adjustment* (RA) comme compensation à l'incertitude liée aux risques non-financiers. Les travaux menés ici se sont particulièrement intéressés au calcul du *Risk Adjustment* (RA) et des liens possibles avec le *Solvency Capital Requirement* (SCR) de Solvabilité II. À l'époque de ces travaux, aucune publication ne permettait de résoudre cette problématique précise. Les chapitres 1 et 2 développe une méthodologie du calcul du RA qui s'inspire du calcul du SCR de la formule standard. Le RA est formalisé en prenant la méthode Value at Risk comme point de référence. Le chapitre 3 discute de la conformité de cette méthode avec les exigences de la norme IFRS 17.

La première étape de la méthodologie proposée dans le cadre de cette thèse est le calcul de RA élémentaires. En partant d'une cartographie de risques similaires à celle de la formule standard, l'idée des RA élémentaires afférant à chacun de ces risques. Les RA élémentaires sont vus comme des Value at Risk sur la distribution d'un *Best Estimate* stochastique en le facteur de risque associé et estimé

sous des hypothèses financières et techniques (autre que celles liées au risque considéré) centrales. À la même manière des SCR élémentaires, ils sont calculés à l'aide de chocs appliqués aux hypothèses centrales. Ces chocs sont obtenus par conversion de leurs homologues sous Solvabilité II tenant en compte des différences entre les deux référentiels. Le chapitre 1 formalise le passage de Solvabilité II à IFRS 17 et les ajustements nécessaires en termes d'horizon de risque et de niveau d'appétence. Il y est démontré les formules de conversion des chocs et de la transformation d'un SCR marginal en RA élémentaire associé. Ces RA élémentaires sont ensuite agrégés afin de prendre en compte l'effet de diversification entre les risques. Le chapitre 2 adapte le cadre d'agrégation elliptique de Solvabilité II au calcul du RA consolidé. En suivant le même formalisme en termes d'horizon de risque que dans le chapitre précédent, la notion de corrélation à l'ultime par opposition à une corrélation à un an est introduite. La première considère, en plus de la corrélation entre modules de risques, une diversification temporelle. En prenant en compte des structures de dépendance entre les cash-flows, des formules fermées liant les deux corrélations sont dérivées. D'après de récentes communications des assureurs, plusieurs d'entre eux utilisent la matrice de corrélation Solvabilité II pour tenir en compte la diversification entre les risques. Les résultats présentés dans le chapitre 2 montrent que sous les structures proposées, lorsque la diversification temporelle est positive, ce qui est souvent le cas en pratique, le RA consolidé est surestimé lorsque la matrice Solvabilité II est utilisée. Le chapitre 3 discute des principes de cohérences de la méthodologie du RA introduits par IFRS 17. Il est montré que l'interprétation de ces principes présente des enjeux théoriques. Ainsi, des travaux de recherche sont nécessaires pour déterminer le domaine de validité des principes parmi les modèles de risque actuariel les plus couramment utilisés lorsque la VaR est utilisée, et pour proposer d'autres interprétations ou adaptations, le cas échéant. Le concept de risques similaires, introduit par ces principes, doit être étudié. En présence d'une agrégation temporelle avec des horizons potentiellement à long terme, une réponse académique à l'IFRS 17 est nécessaire pour guider le jugement actuariel, conformément à la réponse académique aux réglementations de Bâle fournie dans le passé.

La méthodologie proposée dans les chapitres 1 et 2 présente néanmoins plusieurs limites. Le fait de reposer sur les formalismes et méthodologies de Solvabilité II, pour les calculs IFRS 17, assure une cohérence entre les deux référentiels. Néanmoins, le cadre IFRS 17 hérite ainsi des hypothèses fortes qui posent déjà question dans le cadre Solvabilité II. Si certaines hypothèses, telles que la comonotonie dans le chapitre 1, peuvent être allégées, d'autres liées aux distributions sous-jacentes des risques sont difficilement généralisables. Les hypothèses de normalité et log-normalité des facteurs de risques sont très restreintes et ne correspondent pas forcément aux profils de l'ensemble des risques de la cartographie. En outre, les risques extrêmes tels que le rachat massif ou le risque Cat vie ne peuvent être modélisés dans le cadre théorique considéré dans cette thèse.

De plus, les structures de dépendances considérées dans le chapitre 2 sont très restrictives. Comme discuté dans l'exemple numérique, des problèmes de semi-définie positivité peuvent apparaître surtout si l'on s'éloigne des matrices creuses. En effet, les matrices générales tels que Γ introduite dans le chapitre ou Π présentée en annexe offrent moins de flexibilité que les matrices creuses (i. e. Σ) surtout lorsque le nombre de risques ou de modules de risques à agréger devient conséquent. Une autre manière de traiter le sujet aurait pu être de considérer la diversification temporelle de chaque risque en vision standalone, puis de consolider cette vision-là, avec la vision interrisque de Solvabilité II. Les matrices obtenues, lorsqu'elles ne sont pas semi-définie positive peuvent être approximées par les matrices de corrélations les plus proches grâce à un problème d'optimisation SPD classique dans la littérature. Il est possible de s'appuyer sur les travaux de [2] ou [5] pour construire la matrice de corrélations IFRS 17.

Les principes de cohérence du RA introduisent, de façon explicite ou non, une notion de risques similaires. La notion de "risques similaires" se retrouve notamment dans la définition d'un portefeuille de contrats d'assurance. En effet, l'IFRS 17 exige qu'une entité identifie les portefeuilles de contrats soumis à des risques similaires et gérés ensemble (voir §14). En outre, la norme indique que les contrats d'une même ligne de produits sont censés présenter des risques similaires et donc faire partie du même portefeuille s'ils sont gérés ensemble. Lors de discussions récentes sur les groupes de contrats soumis à plusieurs devises (voir [7]), le Comité d'interprétation a conclu qu'une entité

ne regrouperait généralement les contrats que si ceux-ci ont des flux de trésorerie futurs dont l'entité s'attend à ce qu'ils réagissent de manière similaire, en termes de montant et de calendrier, à des changements d'hypothèses clés (voir également §BC123 et §BC124 dans [6]). Cette notion n'a pas été formalisée dans le chapitre 3 et nécessite des travaux de recherche plus approfondis. En présence d'une agrégation temporelle avec des horizons potentiellement à long terme, une réponse académique à l'IFRS 17 est nécessaire pour guider le jugement actuariel, conformément à la réponse académique aux réglementations de Bâle fournie dans le passé par [3], [4], [1] et bien d'autres.

La norme IFRS 17 modifie considérablement la compréhension du résultat et sa modélisation notamment pour les contrats dits avec participation directe aux bénéficiaires pour lesquels une variante du modèle comptable, le VFA, est introduite. Le revenu sous le modèle VFA est plus complexe à rationaliser et à comparer avec les pratiques d'autres cadres comptables. Dans la version initiale de la norme, les bénéficiaires futurs attendus pour chaque cohorte constituent une CSM que l'entité doit suivre séparément et comptabiliser au fur et à mesure qu'elle fournit les services. Les mécanismes d'interfinancement entre les contrats participants rendent difficile la séparation de la rentabilité de chaque cohorte. Les exemples discutés par l'IASB proposent deux méthodes liées à l'application ou non du paragraphe B68. Le chapitre 4 formalise le calcul de la CSM selon ces approches. Il montre qu'en appliquant §B68, le problème de l'allocation du CSM aux groupes de contrats n'est en aucun cas un problème d'identification du profit de chacune des cohortes annuelles mais plutôt un problème de caractérisation de la contribution de la nouvelle entreprise au stock. Ce constat réduit considérablement la complexité initialement identifiée par les différentes parties prenantes. Par ailleurs, il est comparé les méthodes discutées par l'IASB avec des techniques classiques d'allocation du capital (i. e. Euler et Shapley). L'écart entre l'application de la méthode B68 et l'utilisation des autres méthodes discutées dans le document dépend de la sensibilité de la volatilité des actifs aux cohortes. Ainsi, la mesure de cette quantité fournit une motivation claire pour justifier le jugement de l'entité quant au choix de l'une ou l'autre des méthodes. Comme cette sensibilité est, dans la pratique, relativement faible, toutes les différentes méthodes devraient à des résultats similaires.

Le chapitre 4 ne tient néanmoins pas compte de la notion de composante d'investissement introduite par la norme. La composante d'investissement est composée des montants qu'un contrat d'assurance exige que l'entité rembourse à un titulaire de police en toutes circonstances, indépendamment de la survenance d'un événement assuré. Elle est en particulier présente dans des produits d'épargne-vie comme celui considéré dans le chapitre 4 et doit être normalement exclue du revenu d'assurance et de la charge de service d'assurance. Pour simplifier la notation et la lisibilité du compte de résultat, la composante d'investissement n'a pas été prise en compte. L'intégration de cette notion ne pose pas de problème significatif. Elle ne modifie pas les conclusions car elle revient à retirer le même montant du revenu d'assurance et de la charge de service d'assurance, et elle n'affectera pas la rentabilité des cohortes.

De plus, les prestations assurantielles (de rachat et de décès) observées ont été supposées en phase avec les hypothèses espérées. L'impact d'un changement d'hypothèses non-financières sur la rentabilité des cohortes serait intéressant à examiner. Cela est d'autant plus pertinent en présence d'un RA non nul qui absorberait de façon différente un tel impact suivant les cohortes. Le RA a été supposé calculé au niveau de granularité exigé par la norme. Néanmoins, il est en général calculé à un niveau plus haut et doit ensuite être alloué de la même manière que la VIF. Il serait pertinent d'étendre le cadre d'allocation proposé dans cette thèse à une désagrégation double, qui vise à la fois à déterminer la contribution de chaque cohorte au mécanisme d'interfinancement lié aux participations aux bénéficiaires, mais aussi la contribution de chaque groupe de contrats à la mutualisation des risques assurantiels entrant dans le périmètre du RA.

Une dernière limite à souligner concerne les unités de couvertures servant à amortir la CSM. Les unités de couverture s'appuient sur les prestations servies dans l'année en les opposant à la couverture restante qui donnée par la mesure market consistent des engagements futurs. Les unités de couverture dépendent des rendements futurs risque neutres. Toutefois, en pratique, les assureurs s'attendent à percevoir des intérêts supérieurs aux taux projetés dans les scénarios risque neutres. Comme observé dans l'exemple numérique, la détermination des unités de couverture selon les principes normatifs de

Conclusion

la norme IFRS 17 conduit à des coefficients d'amortissement du CSM très faibles, compte tenu de la durée élevée des engagements d'assurance-vie. En conséquence, la reconnaissance du résultat, y compris les surrendements au-delà du taux risque neutre, est retardée. Le marché a identifié ce problème sous le nom d'effet "Bow Wave". Il serait alors possible de généraliser le cadre théorique afin de modéliser des surrendements et les prendre en compte dans les unités de couverture en s'appuyant notamment sur des projections monde réel.

Bibliographie

- [1] Philippe Artzner, Freddy Delbaen, Jean-Marc Eber, and David Heath. Coherent measures of risk. *Mathematical finance*, 9(3) :203–228, 1999.
- [2] Stefan Cutajar, Helena Smigoc, and Adrian O’Hagan. Actuarial risk matrices : The nearest positive semidefinite matrix problem. *North American Actuarial Journal*, 21(4) :552–564, 2017.
- [3] Jon Danielsson, Paul Embrechts, Charles Goodhart, Con Keating, Felix Muennich, et al. An academic response to basel ii, 2001.
- [4] Jon Danielsson, Bjørn N Jorgensen, Sarma Mandira, Gennady Samorodnitsky, and Casper G De Vries. Subadditivity re-examined : the case for value-at-risk. Technical report, Cornell University ORIE, 2005.
- [5] Nicholas J Higham. Computing the nearest correlation matrix—a problem from finance. *IMA journal of Numerical Analysis*, 22(3) :329–343, 2002.
- [6] IASB. Basis for Conclusions - IFRS 17 Insurance Contracts, 2017. International Accounting Standards Board.
- [7] IFRS Interpretations Committee. AP6 - Multi-currency Groups of Insurance Contracts (IFRS 17 and IAS 21), 2022. Initial Consideration.

Annexe A

Compléments de : "From a Solvency II SCR to an IFRS 17 Risk Adjustment"

A.1 Case of longevity and mortality risks : a Lee-Carter based approach

The Lee-Carter model is one of the most famous approaches to forecasting mortality. The mortality rate $\mu(x, t)$ is modelled as :

$$\ln(\mu(x, t)) = \alpha_x + \beta_x \cdot k_t,$$

where

$$k_t = k_0 + C \cdot t + \sigma \sum_{k=1}^t \epsilon_k.$$

The parameter α_x may be interpreted as an age time-independent mortality profile. The parameter β_x tracks mortality trends over time.

Hence, one can easily prove that the α -quantile of the log-mortality rates is given by :

$$Q_\alpha(\ln(\mu(x, t))) = \alpha_x + \beta_x(k_0 + C \cdot t + \sigma \sqrt{t} \mathbf{q}_\alpha).$$

Let us define the IFRS 17 stress as follows :

$$\Delta_{x,t}^{IFRS} = \frac{Q_\alpha(\ln(\mu(x, t))) - \mathbb{E}[\ln(\mu(x, t))]}{\mathbb{E}[\ln(\mu(x, t))]}.$$

Thus :

$$\Delta_{x,t}^{S2} = \frac{\beta_x \sigma \mathbf{q}_\beta}{\alpha_x + \beta_x(k_0 + C \cdot t)}.$$

As in the proof of equation 1.5, we consider a one-year deviation under Solvency II :

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[\ln(\mu(x, t)) \mid \epsilon_1 = Q_\beta(\epsilon_1)] &= \mathbb{E}\left[\alpha_x + \beta_x(k_0 + C \cdot t + \sum_{k=1}^t \epsilon_k) \mid \epsilon_1 = Q_\beta(\epsilon_1)\right] \\ &= \mathbb{E}\left[\alpha_x + \beta_x(k_0 + C \cdot t + \epsilon_1 + \sum_{k=2}^t \epsilon_k) \mid \epsilon_1 = Q_\beta(\epsilon_1)\right] \\ &= \alpha_x + \beta_x(k_0 + C \cdot t + \sigma \cdot \mathbf{q}_\beta). \end{aligned}$$

In the same manner, we can see that :

$$\Delta_{x,t}^{S2} = \frac{\beta_x \sigma \mathbf{q}_\beta}{\alpha_x + \beta_x(k_0 + C.t)}.$$

It follows immediately that :

$$\Delta_{x,t}^{IFRS} = \frac{\mathbf{q}_\alpha}{\mathbf{q}_\beta} \sqrt{t} \Delta_{x,t}^{S2}.$$

Remark. Note that it is possible to directly evaluate the mortality stress on mortality rates by closed formula if we consider the median rather than expectation. In practice, there is little difference between the different definitions of shocks at low levels of mortality rates. Thus, the IFRS 17, as defined here, may be directly used to stress annual death rates.

A.2 Constancy of the ∇^{IFRS} ratio over confidence level

Using the notations in section 1.2.2, this result is proved by the following lemma.

Lemma A.2.1. *Let $(\widetilde{DF}_t)_{t \in \{1 \dots T\}}$ be random vector normally distributed such as $\widetilde{DF}_t \sim \mathcal{N}(DF_t, \sigma_t^2)$ and let us denote $\rho_{t,t'} = \text{cor}(DF_t, DF_{t'})$ the correlation between the t^{th} and the t'^{th} variable.*

Then we have :

$$\nabla^{IFRS} = \frac{\sqrt{\sum_{t \in \{1 \dots T\}} \sigma_t^2 + 2 \sum_{1 \leq t < t' \leq T} \rho_{t,t'} \sigma_t \sigma_{t'}}}{\sum_{t \in \{1 \dots T\}} \sigma_t},$$

and ∇^{IFRS} is constant for all confidence levels α .

Proof. We notice first that :

$$\nabla^{IFRS} = \frac{Q_\alpha\left(\sum_t \widetilde{DF}_t\right) - \sum_t DF_t}{\sum_t Q_\alpha\left(\widetilde{DF}_t\right) - \sum_t DF_t}.$$

Note that since $\widetilde{DF}_t \sim \mathcal{N}(DF_t, \sigma_t^2)$ we have :

$$Q_\alpha\left(\widetilde{DF}_t\right) = DF_t + \sigma_t \mathbf{q}_\alpha,$$

where \mathbf{q}_α is the α -quantile of a standard normal distribution.

The basic idea of the proof is then to recall that $\sum_t \widetilde{DF}_t$ is also normally distributed. Hence, its α -quantile is given by :

$$Q_\alpha\left(\sum_t \widetilde{DF}_t\right) = \sum_t DF_t + \sigma_{sum} \mathbf{q}_\alpha,$$

where σ_{sum} is the standard deviation of the sum $\sum_t \widetilde{DF}_t$. We leave it to the reader to verify that σ_{sum} is given by the following formula.

$$\sigma_{sum} = \sqrt{\sum_{t \in \{1 \dots T\}} \sigma_t^2 + 2 \sum_{1 \leq t < t' \leq T} \rho_{t,t'} \sigma_t \sigma_{t'}}.$$

The rest of the proof is immediate. □

Remark. A slight change in the proof shows that the result remains valid under the Solvency II framework. Indeed, considering a one-year deviation is equivalent to changing the values of volatility parameters, the reasoning remains unchanged.

Annexe B

Compléments de : "Risk adjustment under IFRS 17: An adaptation of Solvency II one-year aggregation into an ultimate view framework"

B.1 Semidefiniteness of time correlation structures in a 2-LoBs case

We analyze in the following the semidefiniteness conditions of the correlation structures in the 2-LoB case. To shorten the notation, constant parameters τ , ρ , and γ are assumed for both LoBs.

B.1.1 Σ -structure : Time correlation through consecutive cash flows

We first consider a Σ -structure within each LoB. The related cash flows correlation matrix is given by :

$$\Sigma_{N,2}^{\tau,\rho} = \left(\begin{array}{cccc|cccc} 1 & \tau & 0 & 0 & \rho & 0 & \dots & 0 \\ \tau & \ddots & \ddots & 0 & 0 & \rho & \ddots & \vdots \\ 0 & \ddots & \ddots & \tau & \vdots & \ddots & \rho & 0 \\ 0 & 0 & \tau & 1 & 0 & \dots & 0 & \rho \\ \hline \rho & 0 & \dots & 0 & 1 & \tau & 0 & 0 \\ 0 & \rho & \ddots & \vdots & \tau & \ddots & \ddots & 0 \\ \vdots & \ddots & \rho & 0 & 0 & \ddots & \ddots & \tau \\ 0 & \dots & 0 & \rho & 0 & 0 & \tau & 1 \end{array} \right). \quad (\text{B.1})$$

We shall now investigate the semidefiniteness condition for the matrix $\Sigma_{N,2}^{\tau,\rho}$. The purpose is to investigate the range of acceptable values for correlation parameters τ and ρ to ensure the existence of the cash flows process. Let us denote I_N the $N \times N$ identity matrix and define $A_{\tau,N}$ the following $N \times N$ matrix :

$$A_{\tau,N} = \left(\begin{array}{cccccc} 1 & \tau & 0 & \dots & 0 \\ \tau & \ddots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \ddots & \ddots & \ddots & 0 \\ \vdots & \ddots & \ddots & \ddots & \tau \\ 0 & \dots & 0 & \tau & 1 \end{array} \right). \quad (\text{B.2})$$

It follows easily that the spectrum (i.e., set of eigenvalues) of matrix $\Sigma_{N,2}^{\tau,\rho}$, denoted $\mathcal{S}_{\Sigma_{N,2}^{\tau,\rho}}$, is given by : $\mathcal{S}_{\Sigma_{N,2}^{\tau,\rho}} = \mathcal{S}_{A_{\tau,N} - \rho I_N} \cup \mathcal{S}_{A_{\tau,N} + \rho I_N}$.

Let us recall that the matrix $A_{\tau,N} - \rho I_N$ is a $N \times N$ tridiagonal symmetric Toeplitz matrix. It is well known that the spectrum of such a matrix is given by (see [1]) :

$$\mathcal{S}_{A_{\tau,N} - \rho I_N} = \left\{ 1 - \rho + 2\tau \cos \frac{k\pi}{N+1}, k \in \{1, \dots, N\} \right\}. \quad (\text{B.3})$$

The matrix $A_{\tau,N} + \rho I_N$ can be handled in much the same way, the only difference being the ρ 's sign. Using the fact that all eigenvalues of a semidefinite positive matrix are non-negative, we check at once that the semidefiniteness of the correlation matrix $\Sigma_{N,2}^{\tau,\rho}$ is equivalent to the following condition :

Assumption B.1.1. $\Sigma_{N,2}^{\tau,\rho}$ *Semidefiniteness condition* : $\mathbf{C}_{\Sigma_{N,2}^{\tau,\rho}} : 1 - |\rho| - 2|\tau| \cos \frac{\pi}{N+1} \geq 0$.

B.1.2 Λ -structure

We shall then introduce the following matrix :

$$\Lambda_{N,2}^{\tau,\rho} = \left(\begin{array}{cccc|cccc} 1 & \tau & \dots & \tau & \rho & 0 & \dots & 0 \\ \tau & \ddots & \ddots & \vdots & 0 & \rho & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & \tau & \vdots & \ddots & \rho & 0 \\ \tau & \dots & \tau & 1 & 0 & \dots & 0 & \rho \\ \hline \rho & 0 & \dots & 0 & 1 & \tau & \dots & \tau \\ 0 & \rho & \ddots & \vdots & \tau & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \rho & 0 & \vdots & \ddots & \ddots & \tau \\ 0 & \dots & 0 & \rho & \tau & \dots & \tau & 1 \end{array} \right). \quad (\text{B.4})$$

As in the previous scenario, we shall now investigate the range of acceptable values for τ and ρ , such as matrix $\Lambda_{N,2}^{\tau,\rho}$ is semidefinite positive. A similar analysis than in the case of Σ -matrix shows that the eigenvalues of the matrix $\Lambda_{N,2}^{\tau,\rho}$ are those of both $B_{1-\rho,\tau,N}$ and $B_{1+\rho,\tau,N}$, where the notation $B_{d,e,N}$ stands for the $N \times N$ matrix $(b_{i,j})_{i,j \in \{1, \dots, N\}}$ with $b_{i,j} = d \mathbb{1}_{\{i=j\}} + e \mathbb{1}_{\{i \neq j\}}$ (i.e. the matrix with d in its diagonal and e elsewhere).

The matrix $B_{1 \pm \rho, \tau, N}$ can be thought of as a specific case of a circulant matrix. A circulant matrix C of size $N \times N$ takes the form :

$$C = \begin{pmatrix} c_0 & c_{n-1} & \dots & c_2 & c_1 \\ c_1 & c_0 & c_{n-1} & & c_2 \\ e: & c_1 & c_0 & \ddots & \vdots \\ c_{n-2} & & \ddots & \ddots & c_{n-1} \\ c_{n-1} & c_{n-2} & \dots & c_1 & c_0 \end{pmatrix}. \quad (\text{B.5})$$

Various properties of circulant matrices are well known (see, for instance, [3]). In particular, eigenvalues of such matrices are known in closed forms. In the specific case of the matrix $B_{1 \pm \rho, \tau, N}$, it is a simple matter to prove that its spectrum is given by : $\mathcal{S}_{B_{1 \pm \rho, \tau, N}} = \{1 \pm \rho - \tau, 1 \pm \rho + (N-1)\tau\}$. We thus get the following semidefiniteness condition for the Λ - correlation matrix :

Assumption B.1.2. $\Lambda_{N,2}^{\tau,\rho}$ *Semidefiniteness condition* :

$$\mathbf{C}_{\Lambda_{N,2}^{\tau,\rho}} : \begin{cases} 1 \pm \rho - \tau & \geq 0 \\ 1 \pm \rho + (N-1)\tau & \geq 0 \end{cases}$$

B.1.3 Γ -structure

We shall introduce the following matrix :

$$\Gamma_{N,2}^{\tau,\rho,\gamma} = \left(\begin{array}{cccc|cccc} 1 & \tau & \dots & (1-\gamma)^{N-2}\tau & \rho & 0 & \dots & 0 \\ \tau & \ddots & \ddots & \vdots & 0 & \rho & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & \tau & \vdots & \ddots & \rho & 0 \\ (1-\gamma)^{N-2}\tau & \dots & \tau & 1 & 0 & \dots & 0 & \rho \\ \hline \rho & 0 & \dots & 0 & 1 & \tau & \dots & (1-\gamma)^{N-2}\tau \\ 0 & \rho & \ddots & \vdots & \tau & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \rho & 0 & \vdots & \ddots & \ddots & \tau \\ 0 & \dots & 0 & \rho & (1-\gamma)^{N-2}\tau & \dots & \tau & 1 \end{array} \right). \quad (\text{B.6})$$

Let us now explore the values of ρ , τ and γ that ensure the semidefiniteness of matrix $\Gamma_{N,2}^{\tau,\rho,\gamma}$. We first introduce the notation $C_N^{\tau,\gamma}$ that stands for the $N \times N$ upper left block of the matrix $\Gamma_{N,2}^{\tau,\rho,\gamma}$. Thus :

$$C_N^{\tau,\gamma} = \begin{pmatrix} 1 & \tau & (1-\gamma)\tau & \dots & (1-\gamma)^{N-2}\tau \\ \tau & \ddots & \ddots & \ddots & \vdots \\ (1-\gamma)\tau & \ddots & \ddots & \ddots & (1-\gamma)\tau \\ \vdots & \ddots & \ddots & \ddots & \tau \\ (1-\gamma)^{N-2}\tau & \dots & (1-\gamma)\tau & \tau & 1 \end{pmatrix}. \quad (\text{B.7})$$

Following the same method as in previous subsections, the $\Gamma_{N,2}^{\tau,\rho,\gamma}$ spectrum is given by : $\mathcal{S}_{\Gamma_{N,2}^{\tau,\rho,\gamma}} = \mathcal{S}_{C_N^{\tau,\gamma} - \rho I_N} \cup \mathcal{S}_{C_N^{\tau,\gamma} + \rho I_N}$. Hence, $\Gamma_{N,2}^{\tau,\rho,\gamma}$ semidefiniteness is characterized by $C_N^{\tau,\gamma} \pm \rho I_N$ semidefiniteness. No attempt has been made here to develop a closed formula for $C_N^{\tau,\gamma} \pm \rho I_N$ eigenvalues. However, a sufficient semidefiniteness condition can be obtained using the properties of Toeplitz matrices.

Set $f = \sum_{t=-\infty}^{\infty} f_t e^{it\theta}$, $\theta \in [0, 2\pi]$ where :

$$f_t = \begin{cases} 1 \pm \rho & \text{if } t = 0 \\ (1-\gamma)^{t-1}\tau & \text{else.} \end{cases}$$

Let m_f (respectively M_f) stands for the minimum (respectively maximum) value of function f , and $(\eta_{N,(j)}^{\tau,\rho,\gamma})_{j \in \{1, \dots, N\}}$ the eigenvalues for matrix $C_N^{\tau,\gamma} \pm \rho I_N$. A well-known result for Hermitian Toeplitz matrices gives the following bounds for its eigenvalues :

$$m_f \leq \eta_{N,(j)}^{\tau,\rho,\gamma} \leq M_f.$$

Furthermore, if $\eta_{N,(1)}^{\tau,\rho,\gamma}$ the smallest eigen value, then $\eta_{N,(1)}^{\tau,\rho,\gamma} \xrightarrow{N \rightarrow \infty} m_f$.

Under the above assumptions, we show that $f(\theta) = 1 \pm \rho + \tau \frac{2(\cos\theta - (1-\gamma))}{1 - 2(1-\gamma)\cos\theta + (1-\gamma)^2}$, hence that if $\tau \geq 0$ (respectively $\tau \leq 0$) then $m_f = 1 \pm \rho + \frac{2\tau}{\gamma-2}$ (respectively $m_f = 1 \pm \rho + \frac{2\tau}{\gamma}$) and finally that a necessary semidefiniteness condition is given by assumption B.1.3

Assumption B.1.3. $\Gamma_{N,2}^{\tau,\rho,\gamma}$ Semidefiniteness condition :

$$\mathbf{C}_{\Gamma_{N,2}^{\tau,\rho,\gamma}}: \begin{cases} 1 \pm \rho + \frac{2\tau}{\gamma-2} \geq 0 & \text{if } \tau \geq 0 \\ 1 \pm \rho + \frac{2\tau}{\gamma} \geq 0 & \text{else.} \end{cases}$$

B.2 A 6-LoBs illustration

In the following, we are interested in a generalization of the subsection 2.2.2 example. We present an example of a 6 LoBs aggregation and assume a Π -structure where the correlation within each LoB

is characterized by a single parameter. We aim to discuss the semidefiniteness condition for such a structure. Thus, it is assumed that for $i, j \in \{1, \dots, 6\}$:

$$\rho_{F_i(t), F_j(t')} = \rho_{i,j}(1 - \gamma_i)^{|t-t'|}, \quad \forall t, t' \in \{1, \dots, N\},$$

and

$$\rho_{F_i(t), F_i(t')} = \tau_i(1 - \gamma_i)^{(|t-t'|-1)\mathbb{1}_{\{t \neq t'\}}}, \quad \forall t, t' \in \{1, \dots, N\}.$$

The inter-LoB correlations $(\rho_{i,j})_{i,j \in \{1, \dots, 6\}}$ are given by the correlation matrix for the life underwriting risk module as follows :

$$\begin{pmatrix} 1 & -25\% & 25\% & 25\% & 0 & 0 \\ & 1 & 0 & 25\% & 25\% & 25\% \\ & & 1 & 50\% & 0 & 0 \\ & & & 1 & 50\% & 50\% \\ & & & & 1 & 0 \\ & & & & & 1 \end{pmatrix}. \quad (\text{B.8})$$

For the sake of simplicity, the cash flows from all LoBs are assumed to follow standard Gaussian distributions. Thus, all the Lobs have the same weight and the correlation structure is the only factor affecting the aggregation of the marginal RA amounts.

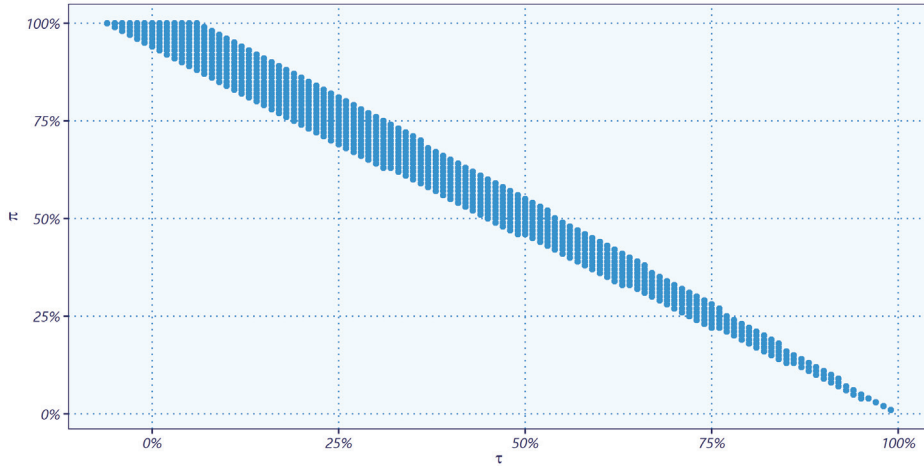


FIGURE B.1 – Semidefiniteness domain for Π -structure in a 6-LoBS case

As in the 2-LoBs example, varying the time correlation parameter τ and the common ratio π of the inter-LoB blocks leads to the semidefiniteness interval for the global correlation structure in Figure B.1.

The results are similar to the previous example. The semidefiniteness interval for the time correlation is wider for large values of π . Thus, the low cross-correlation (correlation between cash flows from different periods and different LoBs) allows higher flexibility on the time correlation, the Γ -structure allowing the widest range of values for τ .

Nevertheless, compared to the 2-LoBs case, the semidefiniteness area is strongly limited here. Thus, the more numerous the LoBs are, the less freedom there is for the calibration of the parameters. Let us note that an example with 6 LoBs is much closer to the cases encountered in practice. Taking a correlation structure as complex as the Π -structure allows, in theory, better modeling of the correlation structure between the different cash flows being the most general model. On the other hand, the complexity of this model alone characterizes the correlation structure. Once the latter is set, very few possible values are left to define this model's parameters.

B.3 Comparing correlation structures : targeting the global RA

Similarly to section 2.2.2, we are here concerned with the effect of the correlation structure on the global correlation and the aggregated RA. We then seek to identify time correlation values τ^Σ for a Σ -structure and τ^Λ for a Λ -structure so that the global RA induced by these two structures remains comparable to the global RA of the reference structure. The optimization problem of section 2.2.2 then becomes

$$\tau^M = \underset{\tau}{\operatorname{argmin}}\{||RA_\alpha(M, \tau) - RA_\alpha(\Gamma, \tau^\Gamma)||\}. \quad (\text{B.9})$$

Table B.1 summarises the equivalent time correlation parameters and the marginal and global RAs. The results remain similar to those obtained when targeting marginal RAs.

Structure	τ^M	Global correlation	BE	RA Lapse	RA Expense	RA Global	RA Aggregated
Γ -structure	33.24%	25.43%	163 602.91	2 172.54	2 885.08	4 036.86	4028.88
Σ -structure	25.04%	33.54%	163 576.92	2 179.68	2 526.65	3 596.04	3850.86
Λ -structure	2.27%	23.69%	163 585.07	2 145.54	2 908.93	4 030.11	4 002.81

TABLE B.1 – Equivalent time correlation parameters and the marginal and global RAs

References

- [1] Albrecht Böttcher and Sergei M Grudsky. *Spectral properties of banded Toeplitz matrices*. SIAM, 2005.
- [2] Albrecht Böttcher and Bernd Silbermann. *Introduction to large truncated Toeplitz matrices*. Springer Science & Business Media, 2012.
- [3] Philip J. Davis. *Circulant matrices*. Pure and applied mathematics. Wiley-Interscience, 1979.
- [4] Philip Hartman and Aurel Wintner. On the spectra of toeplitz's matrices. *American Journal of Mathematics*, 72(2) :359–366, 1950.

Annexe C

Compléments de : "On the characteristics of the risk adjustment and the need for an academic response to IFRS 17"

C.1 First principle : a generalization to other distributions

We have seen that a compound Poisson distribution respects the first principle of the RA under an additional condition on the severity distributions. In other words, for a compound Poisson distribution, an increase in frequency combined with a decrease in severity will reduce the variance of the total claims amount. However, the Poisson distribution has many limitations, notably because its mean and variance are identical, which may differ from reality. The two most suitable alternatives to the Poisson are the binomial distribution for underdispersed observations and the negative binomial for overdispersed observations.

We follow the notation in chapter 3. We consider two collective models $S = \sum_{i=1}^N X_i$ and $S' = \sum_{i=1}^{N'} X'_i$, where N and N' are counting random variables and $\{X_i\}_{i \in \mathbb{N}^*}$ (respectively $\{X'_i\}_{i \in \mathbb{N}^*}$) is a sequence of random variables which are independent and identically distributed (iid), nonnegative, and independent of N (respectively N'). As for the compound Poisson, a positive constant $\gamma > 0$ is assumed, such as $X'_1 = (1 + \gamma)X_1$. Again, in order to ensure the comparability of the Risk Adjustment in terms of amounts, the expected total costs of the claims of both models are matched by assuming $\mathbb{E}[N'] = \frac{1}{1+\gamma} \mathbb{E}[N]$.

C.1.1 Binomial distribution

In order to study the compliance of a Binomial distribution collective model with the first principle, an appropriate interpretation of the notion of "lower frequency" must be established. Recall that in the case of the Poisson distribution, N is a higher frequency than N' if the parameter of the Poisson distribution associated with the first distribution is greater. Since the Poisson distribution has a unique parameter, it restricts both its mean and variance. In the case of the binomial distribution (and, as discussed later, the negative binomial distribution), it is again not obvious which of the two parameters, and therefore which of the mean and variance, should carry a constraint.

Respecting the previous notations and conditions, one can easily show that the variance of the collective model S' is given by

$$\mathbb{V}[S'] = (1 + \gamma)\mathbb{E}[N]\mathbb{V}[X_1] + (1 + \gamma)^2\mathbb{E}[X_1]^2\mathbb{V}[N'].$$

Hence, whether $\mathbb{V}[S']$ is greater than $\mathbb{V}[S]$ or the opposite depends entirely on the behavior of the variance related to the frequency of $\mathbb{V}[N']$.

From now on, let $N \sim \mathcal{B}(n, p)$ a binomial distribution where $n \in \mathbb{N}$ represents the number of trials and $p \in]0, 1[$ is the success probability for each trial. As for the Poisson distribution, it seems convenient to derive the distribution of N' by dividing the distribution parameters of N by the factor

$1 + \gamma$. Since the parameter of the number of trials is necessarily an integer, modifying it is impossible for all values of γ . Nevertheless, it is easy to show that for a "good value" of gamma (i.e., so that $1 + \gamma$ divides n), we have for $N' \sim \mathcal{B}(\frac{n}{1+\gamma}, p)$, $\mathbb{V}[S'] = (1 + \gamma)\mathbb{V}[S]$. The principle is thus respected in this case.

Then, N' is presumed to follow a binomial distribution $\mathcal{B}(n, \frac{p}{1+\gamma})$. This ensures that $\mathbb{E}[N'] = \frac{1}{1+\gamma}\mathbb{E}[N]$, and the variance for the random frequency N' is given by $\mathbb{V}[N'] = \frac{1+\gamma-p}{1-p}\mathbb{V}[N]$. Hence, it is easy to show that $\mathbb{V}[S] \leq \mathbb{V}[S']$.

Modifying one or the other of the parameters does not affect compliance with the first principle in the binomial case. Note that one can generalize this modification to both parameters by considering a constant $\alpha \in [0, 1]$ such that $(1 + \gamma)^\alpha$ divides n and $N' \sim \mathcal{B}(\frac{n}{(1+\gamma)^\alpha}, \frac{p}{(1+\gamma)^{1-\alpha}})$. In this case, we also prove that $\mathbb{V}[S] \leq \mathbb{V}[S']$.

C.1.2 Negative binomial distribution

Let us now assume that N follows a negative binomial distribution $N \sim \mathcal{NB}(r, p)$ a binomial distribution where $r > 0$ and $p \in]0, 1[$. It is first assumed that $N' \sim \mathcal{NB}(\frac{r}{1+\gamma}, p)$. Hence, it is quite obvious that $\mathbb{V}(N') = \frac{r(1-p)}{(1+\gamma)^p}$ and therefore we have $\mathbb{V}[S'] = (1 + \gamma)\mathbb{V}[S]$. Thus, a "decrease" of the negative binomial frequency increases the uncertainty of the total claims.

Similarly to the binomial distribution, the impact of the parameter's choice to be modified to compute the distribution of N' can be questioned. Due to the nature of the negative binomial parameters, the modification of the second parameter is not as immediate as the first one, especially under the constraint of verifying $\mathbb{E}[N'] = \frac{1}{1+\gamma}\mathbb{E}[N]$. In general, a transformation verifying this constraint is given by adjusting the two parameters considering $N' \sim \mathcal{NB}(\alpha r, \beta p)$ where $0 < \beta < 1$ and $\alpha = \frac{\beta(1-p)}{(1+\gamma)(1-\beta p)}$. A trivial verification shows that $\mathbb{V}[N'] = \frac{1+\gamma}{\beta}\mathbb{V}[N]$ and then $\mathbb{V}[S'] \geq (1 + \gamma)\mathbb{V}[S]$.

In conclusion, whether for the binomial or negative binomial distribution, an increase in the average frequency leads to an increase in the uncertainty of the total claims. It is because, as with the Poisson, an increase in the mean of the frequency random variable necessarily leads to an implicit increase in its variance. As a consequence, the overall variance of the collective model is more significant. Note that this result is verified because of the constraints on severity distributions (i.e., $X'_1 = {}^d(1 + \gamma)X_1$). One can construct counterexamples similar to the compound Poisson case when relaxing this assumption.

C.2 Discussion about the Tail Value-at-Risk

Tail-value-at-risk (TVaR) is a common alternative to VaR when interested in the shape of the distribution's tail. The risk measure VaR is merely a cutoff point and does not describe the tail behavior beyond the VaR threshold.

Suppose that X is the random variable that models losses. We assume that X takes on positive real numbers. The TVaR at the α security level, denoted by $\text{TVaR}_\alpha(X)$, is the expected loss on the condition that the loss exceeds the α percentile of X .

$$\text{TVaR}_\alpha(X) = \frac{1}{1-\alpha} \int_\alpha^1 \text{VaR}_\gamma(X) d\gamma. \quad (\text{C.1})$$

Following the same notation as in Chapter 3, an alternative risk adjustment using TVaR would be given by :

$$RA_\alpha^{\text{TVaR}}(L) = \left(\text{TVaR}_\alpha(L) - \mathbb{E}[L] \right)_+. \quad (\text{C.2})$$

In the following, we discuss the compliance of the TVaR method with principles 1 and 2. Concerning principle 3, similarly to VaR, Hürlimann [2] establishes that TVaR is inconsistent with an increase in right-tail risk. However, we must point out that this assertion depends on the definition of the right-tail risk given in the paper. Hürlimann identifies higher right-tail risk with a higher-degree

stop-loss order, as done in [1]. Further research is needed to generalize the concept and to discuss alternative definitions and the consistency of the VaR and TVaR methods with these.

The conclusions for principles 4 and 5 remain similar to the VaR. In the presence of uncertainty, especially on the distributions' parameters, the risk's variance is more considerable and, in practice, generally leads to more significant TVaR measures. For little-known risks, TVaR behaves similarly to VaR.

C.2.1 About principle 1

The interpretation of the notions of "higher frequency" and "higher severity" can, in the case of TVaR, be based on the convex stochastic order defined below.

Definition C.2.1. Let X and Y be two random variables such that $\mathbb{E}[\rho(X)] \leq \mathbb{E}[\rho(Y)]$ for all convex functions $\rho : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$, provided the expectations exist. Then X is said to be smaller than Y in the convex order (denoted as $X \leq_{cx} Y$)

If $X \leq_{cx} Y$ holds, Y is likelier to take on extreme values than X . That is, Y is "more variable" than X .

Note that the functions ρ_1 and ρ_2 , defined by $\rho_1(x) = x$ and $\rho_2(x) = -x$, are both convex. Therefore it easily follows that $X \leq_{cx} Y \Rightarrow \mathbb{E}[X] = \mathbb{E}[Y]$. It can also be shown that for all confidence levels α , we have $X \leq_{cx} Y \Rightarrow \text{TVaR}_\alpha(X) \leq \text{TVaR}_\alpha(Y)$.

Using Chapter 3 notation, let us consider two collective models $S = \sum_{i=1}^N X_i$ and $S' = \sum_{i=1}^{N'} X'_i$, where N and N' are counting random variables and $\{X_i\}_{i \in \mathbb{N}^*}$ (respectively $\{X'_i\}_{i \in \mathbb{N}^*}$) is a sequence of random variables which are independent and identically distributed (iid), nonnegative, and independent of N (respectively N'). Principle 1 of RA consistency can be brought together with a very well-known result (see, for example, [3]) given by the following theorem.

Theorem C.2.1. *If $\{X_i\}_{i \in \mathbb{N}^*}$ be a sequence of nonnegative independent and identically distributed random variables and let N be a positive integer-valued random variable which is independent of the X_i 's. Let $\{X'_i\}_{i \in \mathbb{N}^*}$ be another sequence of independent and identically distributed random variables, and let N' be a positive integer-valued random variable which is independent of the X'_i 's. If for some positive integer k we have $kX_1 \leq_{cx} X'_1$ and $N \leq_{cx} kN'$ then $\sum_{i=1}^N X_i \leq_{cx} \sum_{i=1}^{N'} X'_i$.*

The condition of existence of an integer k such that $N \leq_{cx} kN'$ can be thought of as an extension of the condition of existence of a $\gamma > 0$ such that $\mathbb{E}[N'] = \text{frac}11 + \gamma\mathbb{E}[N]$ that we have assumed in the VaR framework. Indeed if $N \leq_{cx} kN'$ then $\mathbb{E}[N] = k\mathbb{E}[N']$. If the notions of "higher frequency" and "higher severity" are translated into stochastic orders, as in Theorem C.2.1, it is easy to establish that $S \leq_{cx} S'$ and that therefore $RA_\alpha^{\text{TVaR}}(S) \leq RA_\alpha^{\text{TVaR}}(S')$. It is worth noting that since $S \leq_{cx} S'$, then $\mathbb{E}[S] = \mathbb{E}[S']$, which ensures the comparability of the two quantities.

This result is still valid if one replaces the condition on the severity by the existence of an integer k such that $\sum_{i=1}^k X_i \leq_{cx} X'_i$ and if the condition on the frequency or by the existence of an integer k such that $N \leq_{cx} \sum_{i=1}^k N'_i$ where $\{N'_i\}_{i \in \mathbb{N}^*}$ is a sequence of independent random variables that are distributed as N' .

Other variants of this theorem exist and can therefore give rise to other possible interpretations of the principle. We refer the reader to [3] for more details. Nevertheless, all of them are very difficult to verify in practice, mainly when the underlying distributions are unknown.

C.2.2 About principle 2

Recall that the second principle states that, for similar risks, the RA increases with the duration of the insurance contract. Again, an intuitive interpretation is to consider a time dynamic for a given risk and assume that accumulating deviations over time would increase the uncertainty around liabilities values. An increase in uncertainty generally leads to higher TVaR.

However, as it is the case in the VaR framework, the accumulation of random variables is not always sufficient to justify an increase in uncertainty. The same counterexample remains valid if the

RA is assessed using a TVaR approach. Keeping the same notation as in the VaR framework and denoting f the probability density function of the standard normal distribution, it is straightforward to prove that :

$$RA_{\alpha}^{\text{TVaR}}(L_d) = \frac{f(\mathbf{q}_{\alpha})}{1 - \alpha} \sqrt{\frac{d(D - d)}{D - 1}},$$

and that if $\frac{D-1}{2} \leq d < d'$ then $RA_{\alpha}^{\text{TVaR}}(L_d) > RA_{\alpha}^{\text{TVaR}}(L_{d'})$.

References

- [1] Werner Hürlimann. Higher-degree stop-loss orders and right-tail risk. *Manuscript (available from the author)*, 2000.
- [2] Werner Hürlimann. Analytical bounds for two value-at-risk functionals. *ASTIN Bulletin*, 32(2) :235–265, 2002.
- [3] Moshe Shaked and J George Shanthikumar. *Stochastic orders*. Springer, 2007.

Table des figures

1	Structure de l'IFRS Foundation	3
2	Les piliers de Solvabilité II	9
3	Bilan simplifié sous Solvabilité II	10
4	Modules et sous-modules de risque pour le calcul du SCR sous Solvabilité II	11
5	Séparation des composantes d'un contrat d'assurance	21
6	Niveau d'agrégation : Notion de Groupe de contrats sous IFRS 17	25
7	Initial Recognition : Détermination de la CSM	28
8	Initial Recognition : Définition de la <i>Loss Component</i>	33
9	Subsequent Measurement : Décomposition du passif	34
10	Subsequent Measurement : Réconciliation de la CSM	35
11	Synthèse des modèles comptables	38
12	Définition de la LRC en PAA	39
13	Cas des contrats <i>onerous</i> en PAA	40
14	Subsequent Measurement de la LRC en PAA	40
15	Synthèses changements d'hypothèses sous VFA	45
16	Méthodologie de calcul du RA par adaptation du SCR	54
17	Exemples de structures de corrélations	57
1.1	IFRS 17 stresses for lapse risk under both normal and log-normal methods	79
1.2	Shape of IFRS 17 Stress for lapse risk under the log-normal approach depending on the confidence level	80
1.3	Risk adjustment depending on the confidence level α for longevity (Lee-Carter based model) and lapse Down (Normal and log-normal).	81
1.4	Calculation of the risk adjustment under the normal Approach : Stochastic approach vs. SCR-to-RA approach	82
2.1	Sets of acceptable values for the correlation parameters. In the Γ -structure case, we set $\gamma = 20\%$	100
2.2	Global correlation as a function of time correlation τ ($\rho = 25\%$).	101
2.3	Data : Lapse rates time series	102
2.4	ACF for the noise component of the Lapse rates time series	103
2.5	Global RA and aggregated RAs as a function of τ	105
2.6	Global RA and aggregated RAs as a function of τ : Linear cash flows	106
2.7	Semidefiniteness domain for Π -structure	108
2.8	Risk adjustment for Π -structure	109
3.1	Counterexample : RA as a function of duration. $D = 50$ and $\alpha = 75\%$	118
4.1	Assumptions : Lapse rates as a function of policy's age	139
4.2	Assumptions : Volatility structure depending on portfolio's duration	140
4.3	Assumptions : Volatility structure depending on portfolio's duration	141
4.4	Assumptions : Volatility structure depending on portfolio's duration	142
4.5	Projection of CSM and Loss Component per group of contracts	144

4.6	Projection of CSM under both a GoC level reporting (i.e., GoC Allocation) and Portfolio level reporting (i.e., Carve out)	144
4.7	Projection of IFRS 17 result under both a GoC level reporting (i.e., GoC Allocation) and Portfolio level reporting (i.e., Carve out)	145
B.1	Semidefiniteness domain for Π -structure in a 6-LoBS case	162

Liste des tableaux

1	Les flux à prendre en compte au sein de la frontière d'un contrat d'assurance.	29
2	Les flux devant être exclus de la frontière du contrat d'assurance.	29
3	Synthèse des valeurs des engagements Stock et NB par approche d'allocation	44
4	Principales différences entre GMM et VFA	45
5	Compte de résultat sous IFRS 17	46
6	Principales différences entre Solvabilité II et IFRS 17	52
7	Principales différences entre RA et RM	52
1.1	Assumptions of the numerical usecase	78
1.2	Best estimate, SCR (Solvency II) and RA (IFRS 17) for lapse Down and longevity risks	80
1.3	Best Estimate(median), SCR (Solvency II) and RA (IFRS 17) for lapse Down risk. Comparison of the deterministic and stochastic approaches.	81
1.4	Best Estimate, SCR (Solvency II) and RA (IFRS 17) for lapse risk. Comparison of the deterministic and stochastic approach.	82
2.1	Time series analysis results for Lapse rates and equivalent temporal correlation struc- tures parameters	103
2.2	Numerical assumptions	104
2.3	Best Estimate, marginal RAs, and global RA under linearity assumption	104
2.4	Equivalent time correlation parameters and the marginal and global RAs	107
2.5	Best Estimate, marginal RAs, and global RA in a non-linear situation	108
3.1	Example 1 : a Poisson-Gamma collective model	116
3.2	Example 2 : Poisson-Normal collective model	116
4.1	Analysis of reconciliation - Summary of movements steps	137
4.2	Assumptions : Characteristics of groups of contracts	139
4.3	Disclosure : Balance sheet at inception	140
4.4	Disclosure : CSM reconciliation for the first period	141
4.5	Disclosure : Profit & Loss for the first period	141
4.6	Disclosure : CSM/LC reconciliation for the second period	143
4.7	Disclosure : Profit & Loss for the second period	143
B.1	Equivalent time correlation parameters and the marginal and global RAs	163