

Mémoire présenté devant l'ENSAE Paris
pour l'obtention du diplôme de la filière Actuariat
et l'admission à l'Institut des Actuaires
le 11/03/2022

Par : **Rachel Ndemba**

Titre : **IFRS 17 : Modélisation des risques non-financiers
pour le calcul de l'ajustement pour risque**

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

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

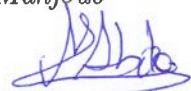
Membres présents du jury de la filière

Nom : *Pierre Picard*

Membres présents du jury de l'Institut
des Actuaires

Mazars Actuariat
Société par Actions Simplifiée
Entreprise : Mazars Actuariat
61, rue Henri Regnault - 92075 Paris- La Défense Cedex
Siret : 342 405 321 00049 - APE 6920Z
Signature : 
RCS Nanterre 342 405 321
Siège social : 61, rue Henri Regnault - 92400 COURBEVOIE

Directeur du mémoire en entreprise :

Nom : *Abdelwahab Mahjoub
et François Le Rest*
Signature : 

**Autorisation de publication et de
mise en ligne sur un site de
diffusion de documents actuariels
(après expiration de l'éventuel délai de
confidentialité)**

Secrétariat :

Signature Mazars Actuariat
Société par Actions Simplifiée
61, rue Henri Regnault - 92075 Paris- La Défense Cedex
Siret : 342 405 321 00049 - APE 6920Z
RCS Nanterre 342 405 321
Siège social : 61, rue Henri Regnault - 92400 COURBEVOIE

Bibliothèque :

Signature du candidat

Table des matières

Table des figures	iii
Liste des tableaux	v
Remerciements	viii
Résumé	ix
Abstract	xi
Introduction	1
1 Présentation de l'activité d'épargne	3
1.1 L'assurance vie	3
1.1.1 Principe de l'assurance vie	3
1.1.2 Contrats monosupports et multisupports	4
1.2 Caractéristiques des contrats d'épargne	6
1.2.1 Le taux minimum garanti (TMG)	6
1.2.2 Participation aux bénéfices (PB)	7
1.2.3 Les frais	8
1.2.4 Les rachats	9
1.2.5 Les décès	9
1.3 Notions de comptabilité en assurance vie	9
1.3.1 La provision mathématique (PM)	10
1.3.2 La provision pour participation aux excédents (PPE)	10
1.3.3 La réserve de capitalisation (RC)	10
1.4 Élément de fiscalité en assurance vie	11
1.5 Risques liés à l'activité d'épargne	13
1.5.1 Le risque de marché	13
1.5.2 Le risque de souscription	14
1.5.3 Le risque opérationnel	16
1.6 Contexte actuel du marché d'assurance vie, environnement de taux négatifs	16
1.6.1 Indicateurs économiques et évolution des taux	16
1.6.2 Impact des taux bas/négatifs sur l'assurance vie	17
2 Cadre de l'étude : norme IFRS17	19
2.1 La norme IFRS 17	19
2.1.1 Contexte et enjeux de la norme	19

2.1.2	Périmètre d'application de la norme	20
2.1.3	Granularité et niveau d'agrégation des contrats	21
2.1.4	Modèle d'évaluation du passif par blocs(BBA)	22
2.1.4.1	Le Best Estimate Liability : estimation des flux de trésorerie	23
2.1.4.2	La Contractual Service Margin (CSM)	25
2.1.4.3	L'ajustement pour risque	26
2.1.5	L'approche VFA pour Variable Fee Approach	27
2.1.6	Le modèle de répartition des primes (PAA)	27
2.2	Ajustement pour risque : enjeux de la modélisation	28
2.2.1	Aversion au risque et méthodologie de calcul	28
2.2.2	Périmètre des risques non-financiers modélisés	29
2.2.3	Impact opérationnel de l'ajustement pour risque	30
2.2.4	La diversification et l'allocation de l'ajustement pour risque	31
3	Présentation de l'outil ALM	32
3.1	Description du fonctionnement de l'outil ALM	32
3.1.1	Modélisation stochastique du <i>Best Estimate</i>	32
3.1.2	Évaluation du <i>Best Estimate</i>	34
3.2	Les mécanismes de l'outil ALM	35
3.2.1	La modélisation du passif	36
3.2.1.1	Hypothèses du passif	36
3.2.1.2	Modélisation des éléments apparaissant au passif	36
3.2.1.3	Modélisation de la sinistralité	37
3.2.2	La modélisation de l'actif	41
3.3	Cadre de l'étude : modélisation d'une compagnie d'assurance vie fictive	48
3.3.1	Les scénarios économiques	49
3.3.2	Bilan comptable de la compagnie	49
3.3.3	Les <i>Model point</i> du passif	50
3.3.4	Les <i>model point</i> de l'actif	51
3.3.5	Le taux concurrent	51
3.3.6	Hypothèses de frais et taxes appliqués	51
3.3.7	Les versements libres	52
4	Modélisation stochastique de l'ajustement pour risque	53
4.1	Cadre théorique	53
4.1.1	Calcul du <i>Best Estimate</i> central	53
4.1.2	Définition des chocs avec l'approche de la VaR	55
4.1.3	Approche type formule standard	56
4.1.4	Approche par chocs dynamiques	60
4.1.5	Approche par génération d'une distribution du BE avec SdS	62
4.2	Cadre pratique	65
4.2.1	Approche type formule standard	66
4.2.1.1	Ajustement des chocs SII aux chocs IFRS17	66
4.2.1.2	Résultat	67

4.2.1.3	Comparaison des résultats avec la méthode utilisant la durée du portefeuille	69
4.2.2	Approche par chocs dynamiques	71
4.2.2.1	Chocs appliqués	71
4.2.2.2	Résultat et comparaison avec l'approche type formule standard	72
4.2.3	Approche par génération d'une distribution du BE	74
4.2.3.1	Initialisation	74
4.2.3.2	Risque de frais : Modélisation des chocs avec loi normale tronquée	75
4.2.3.3	Risque de rachat : Modélisation des chocs avec loi normale et loi de Gumbel	79
4.2.3.4	Risque de longévité : Modélisation des chocs avec Lee carter	85
4.3	Sensibilité aux conditions de marché	87
4.3.1	Impact sur le portefeuille	88
4.3.2	Impact sur le RA au titre du risque de rachat et du risque de longévité	88
4.4	Calcul de l'ajustement pour risque en appliquant des sensibilités	89
4.5	Synthèse et comparaison des approches de calcul de l'ajustement pour risque	91
Conclusion		93
Annexes		96
1 Acronymes présents dans le rapport		96
2 Revalorisation des provisions		97
2.1	Modélisation du taux concurrent	97
2.2	L'objectif du management : revalorisation contractuelle et revalorisation cible	99
2.3	Algorithme de politique de taux servi	101
Note de synthèse		1
Executive Summary		1

Table des figures

1.1	<i>Performances des fonds euros entre 2000 et 2020</i>	6
1.2	<i>Tableau représentatif de la fiscalité de l'assurance vie</i>	12
1.3	<i>Évolution du rendement des fonds euros français</i>	17
2.1	<i>Calendrier de l'implémentation d'IFRS 17</i>	20
2.2	<i>Agrégation selon la norme IFRS 17</i>	22
2.3	<i>Bilan simplifié sous la IFRS 17</i>	23
2.4	<i>Approche top-down et Bottom-up pour estimer le taux d'actualisation sous IFRS 17</i>	25
2.5	<i>Évolution de la CSM dans le modèle générale</i>	26
2.6	<i>Évolution du passif dans le modèle PPA</i>	28
3.1	<i>Valorisation du TMG selon une approche déterministe</i>	33
3.2	<i>Valorisation du TMG selon une approche stochastique</i>	34
3.3	<i>Architecture de calcul du BE</i>	35
3.4	<i>Fonctionnement du modèle ALM</i>	36
3.5	<i>Courbe des rachats structurels</i>	38
3.6	<i>Paramètres de la loi de rachats conjoncturels</i>	39
3.7	<i>Courbe des rachats conjoncturels</i>	40
3.8	<i>Étape 1 : servir la revalorisation contractuelle</i>	47
3.9	<i>Étape 2 : atteindre la revalorisation cible (RC)</i>	48
3.10	<i>Bilan initial du passif</i>	49
3.11	<i>Bilan initial de l'actif</i>	49
4.1	<i>Évaluation de l'ajustement pour risque marginal par l'approche type formule standard</i>	57
4.2	<i>Passage des chocs solvabilité II à des chocs IFRS 17</i>	60
4.3	<i>Représentation du RA sur une distribution du Best Estimate</i>	62
4.4	<i>Illustration de l'obtention de la distribution de BE par la méthode SdS</i>	63
4.5	<i>Processus de simulation pour le calcul de l'ajustement pour risque</i>	64
4.6	<i>Passage des chocs solvabilité II à des chocs IFRS 17</i>	68
4.7	<i>Comparaison des RA en fonction des différents niveaux de confiance</i>	69
4.8	<i>Durations relatives aux flux de passif</i>	70
4.9	<i>Série temporelle des chocs par l'approche par chocs dynamiques</i>	72
4.10	<i>Comparaison des chocs obtenus par l'approche par chocs dynamiques et l'approche type formule standard</i>	73

4.11 Exemples de scénarios de déviations pour les 5 premières années de projection	76
4.12 Histogramme des Best Estimate pour le risque de frais	77
4.13 Histogramme des Best Estimate pour le risque de frais avec une loi normale tronquée	78
4.14 Le RA en fonction du niveau de quantile calculé à partir de l'approche génération d'une distribution du BE	79
4.15 Exemples de scénarios de déviations rachat pour les 5 premières années de projection simulés à partir de la loi normale	80
4.16 Nuage des points formé par les déviations simulées à partir de la loi normale	80
4.17 Montant de RA en fonction du niveau de quantile	81
4.18 Courbe représentative de la densité de la loi de Gumbel pour $\mu = -0.061$ et $\beta = 0.106$.	83
4.19 Exemples de scénarios de déviations rachat pour les 5 premières années de projection avec la loi de Gumbel	83
4.20 Histogramme du BE pour le risque de rachat avec la loi de Gumbel	84
4.21 simulations des déviations de longévité pour un assuré d'âge 52ans sur les 5 premières années	87
2.1 Évaluation de l'ajustement pour risque par l'approche par chocs	3
2.2 le passage du choc solvabilité II au choc IFRS 17	3
2.3 Comparaison des durations pour chaque risque et duration du portefeuille	4
2.4 Série temporelle croissante des chocs dynamiques	5
2.5 Illustration de la méthode SdS modifiée	6
2.6 Histogramme des Best Estimate pour le risque de frais	7
2.7 Valuation of risk adjustment using the static shock approach	2
2.8 the transition from Solvency II to IFRS 17	3
2.9 Comparison of durations for each risk and portfolio duration	3
2.10 Increasing time series of dynamic shocks	4
2.11 Illustration of the modified SdS method	5
2.12 Histogram of Best Estimate for Expense risk	6

Liste des tableaux

1.1 Application des chocs en formule standard	16
3.1 Model Point du passif	50
3.2 Model point d'actif	51
4.1 Chocs en formule standard du risque de mortalité et rachat à la hausse	66
4.2 Passage des chocs SII en chocs IFRS 17	67
4.3 RA marginaux par risque au niveau de confiance 75%	68
4.4 RA global calculé avec la méthode type formule standard	68
4.5 Chocs IFRS 17 en fonction du niveau de confiance	69
4.6 Comparaison des montants de RA en fonction du niveau de confiance avec la méthode type formule standard	69
4.7 Comparaison des chocs en fonction des différents l'horizon	70
4.8 RA duration portefeuille Vs RA duration driver du risque	70
4.9 Évolution du taux de rachat sur 5 ans pour un contrat de maturité 4 ans	72
4.10 RA marginaux par risque au niveau de confiance 75%	73
4.11 RA agrégé	74
4.12 Chocs IFRS 17 en fonction du niveau de confiance	74
4.13 Montant de RA pour des niveaux de confiance différents avec l'approche par chocs dynamiques	74
4.14 Résultat du calcul des différentes valeurs de chocs à partir des simulations pour le risque de frais	76
4.15 L'ajustement pour risque relatif au risque de frais	77
4.16 L'ajustement pour risque relatif au risque de frais	78
4.17 Résultat du calcul des différentes valeurs de chocs à partir des simulations pour le risque de rachat	81
4.18 L'ajustement pour risque relatif au risque de rachat calculé par la méthode de génération d'une distribution du BE	81
4.19 Résultat du calcul des différentes valeurs de chocs à partir des simulations de la loi de Gumbel pour le risque de rachat	84
4.20 L'ajustement pour risque relatif au risque de rachat	84
4.21 RA rachat pour des niveaux de quantile différent	85
4.22 Le RA pour le risque de mortalité par SdS	87
4.23 RA pour le risque de rachat avec de nouvelles conditions économiques	88
4.24 RA pour le risque de longévité dans les nouvelles conditions économiques	89
4.25 Model Point du passif portefeuille2	90

4.26	<i>Sensibilités du portefeuille</i>	90
4.27	<i>Avantages et inconvénients des différentes méthodes d'évaluation de l'ajustement pour risque.</i>	92
1.1	Liste des acronymes principaux du mémoire.	96
2.1	RA duration portefeuille Vs RA duration driver du risque	4
2.2	RA marginaux par risque au niveau de confiance 75%	5
2.3	Résultat du calcul des différentes valeurs de chocs à partir des simulations pour le risque de frais pour les 5 premières années de projection	6
2.4	L'ajustement pour risque relatif au risque de frais	7
2.5	Résultat du calcul des différentes valeurs de chocs à partir des simulations pour le risque de rachat	8
2.6	L'ajustement pour risque relatif au risque de rachat	8
2.7	RA duration portfolio Vs RA duration risk driver	3
2.8	RA marginals per risk at the confidence level 75%	4
2.9	Result of the calculation of the different shock values from the simulations for the cost risk for the first 5 years of the projection	6
2.10	The risk adjustment for Expenses risk	6
2.11	Result of the calculation of the different shock values from the simulations for lapse risk	7
2.12	The risk adjustment for lapse risk	7

Remerciements

Je tiens tout d'abord à remercier les associés de Mazars actuariat, pour m'avoir acceptée en stage au sein de l'équipe de Mazars Actuariat.

Je tiens à témoigner toute ma reconnaissance à mes maîtres de stage Abdelwahab Mahjoub et François Le Rest. Leur grande disponibilité, leur aide précieuse et leurs conseils m'ont permis de progresser de façon efficace dans ce mémoire. Un merci particulier à Abdelwahab pour m'avoir donné envie de rejoindre l'équipe Mazars Actuariat et d'avoir suscité chez moi un intérêt pour ce sujet.

Je remercie également toute l'équipe de Mazars actuariat pour leurs remarques avisées sur mes travaux ainsi que leur accueil malgré cette période difficile.

Je souhaite remercier Philippe de m'avoir épaulée dans la réalisation de ce mémoire et d'y avoir consacré beaucoup de temps. Son soutien inconditionnel et ses encouragements ont été d'une grande aide.

Merci à mes amis pour leur soutien tout au long de la rédaction de ce mémoire, particulièrement à Sophie pour ses remarques.

Enfin, un grand merci à ma famille, particulièrement mes parents, mes frères et soeurs ainsi qu'à ma tante Nina Kamana pour m'avoir soutenue tout au long de mes études.

Résumé

Mots clés : Assurance vie, Epargne, IFRS 17, Ajustement pour risque, ALM, SCR, *VaR*, Contrats en euros, Best Estimate.

Dès le 1er janvier 2023, la nouvelle norme « IFRS 17 Contrats d'assurance » publiée en mai 2017 entrera en vigueur. Cette nouvelle norme remplacera la norme IFRS 4 publiée en 2004 avec pour objectif d'homogénéiser et rendre plus transparent les états financiers des compagnies d'assurance. La nouvelle norme est fondée sur des principes, elle introduit des nouvelles notions sans pour autant donner des spécifications quant au mode opératoire de calcul. Notre étude s'intéresse à l'évaluation du passif du bilan comptable d'IFRS 17 pour des contrats d'épargne mono support en Euro qui repose sur une évaluation par blocs. L'objet de ce mémoire est l'un des blocs introduit par la norme : **L'ajustement pour risque(RA)**.

La norme définit l'ajustement pour risque comme la compensation attendue par l'entité d'assurance afin de faire face à l'incertitude autour des flux de trésorerie futurs relative aux risques non financiers. Elle énonce des principes qualitatifs qui encadrent son calcul mais ne définit pas de méthode quantitative pour l'évaluation de l'ajustement pour risque. C'est dans ce contexte que s'inscrit ce mémoire qui a donc pour objectif de proposer des méthodes d'évaluations de l'ajustement pour risque pour une compagnie d'assurance vie. Nous proposons de calculer l'ajustement pour risque selon trois approches qui reposent sur la méthode par intervalle de confiance avec la *Value At Risk* comme mesure de risque. Elles proposent une évaluation de l'ajustement pour risque selon un niveau de confiance reflétant l'aversion au risque de l'assureur.

La première approche que nous proposons est l'approche type formule standard similaire au calcul du SCR modulaire dans le cadre de solvabilité II. La deuxième approche quant à elle propose, de calculer le *RA* marginal en appliquant non pas un choc statique tout au long de l'horizon de projection, mais des chocs dynamiques qui évoluent dans le temps . La dernière approche est une approche simulateur qui consiste à générer une distribution de *Best Estimate* par la méthode des simulations dans les simulations. L'ajustement pour risque correspond alors à la déviation du quantile d'ordre α par rapport à la moyenne de la distribution. L'évaluation du RA selon les différentes approches testées a révélé une sensibilité accrue aux différents paramètres de modélisation, sans compter l'impact des conditions économiques auxquelles les assureurs vie sont fortement exposés. Nous ferons une analyse comparative des résultats des approches proposées ainsi qu'un exposé de leurs intérêts et limites.

Abstract

Key words : Life insurance, Saving, IFRS 17, Risk adjustment, ALM, Contracts in euros, Best Estimate.

From 1 January 2023, the new IFRS 17 Insurance Contracts published in May 2017 will become effective. This new standard will replace IFRS 4 published in 2004 with the objective of making the financial statements of insurance companies more consistent and transparent. The new standard is based on principles and introduces new concepts without giving specifications on how to calculate them. Our study focuses on the valuation of liabilities in the IFRS 17 balance sheet for single-support Euro savings contracts based on a block valuation. The subject of this paper is one of the blocks introduced by the standard : **The risk adjustment**.

The standard defines risk adjustment as the compensation expected by the insurance entity to address uncertainty about future cash flows relating to non-financial risks. It sets out qualitative principles for its calculation but does not define a quantitative method for measuring the risk adjustment. It is in this context that this paper is written, and its objective is to propose different methods for the risk adjustment evaluation for a life insurance company. We propose to calculate the adjustment for risk according to three approaches based on the confidence interval method with the *Value At Risk* as the risk measure. They propose an evaluation of the risk adjustment according to a confidence level reflecting the insurer's risk aversion.

The first approach we propose is the standard formula approach similar to the calculation of the modular SCR in the framework of Solvency II. The second approach proposes to calculate the marginal *RA* by applying not a static shock throughout the projection horizon, but dynamic shocks that evolve over time. The last approach is a simulatory approach which consists in generating a distribution of *Best, Estimate* by the method of simulations within simulations. The adjustment for risk then corresponds to the deviation of the order quantile α from the mean of the distribution. The evaluation of the AR under the different approaches tested revealed an increased sensitivity to the different modelling parameters, not to mention the impact of economic conditions to which life insurers are highly exposed. Finally, we will provide a comparative analysis of the results of the proposed approaches and discuss their interest and limitations.

Introduction

En janvier 2005, l'union européenne a adopté le système des normes comptables internationales (IFRS). Depuis, toute société européenne cotée ou faisant appel à l'épargne publique est dans l'obligation de produire ses comptes consolidés conformément aux normes comptables internationales IFRS. Ces normes sont élaborées par le bureau des normes comptables internationales (IASB) avec pour objectif d'accroître la fiabilité, la transparence ainsi que la comparabilité des états financiers.

Dès le 1er janvier 2023, la nouvelle norme IFRS 17 « Contrat d'assurance » publiée en mai 2017 entrera en vigueur. Cette nouvelle norme remplacera la norme IFRS 4 publiée en 2004, qui autorisait les sociétés à continuer d'utiliser les référentiels comptables locaux en matière de contrats d'assurance. Cette dérogation a posé problème en termes de comparabilité des états financiers.

La nouvelle norme a pour objectif de veiller à ce qu'une entité cotée ou ayant émis des obligations cotées puisse fournir une information comptable représentant fidèlement la valeur de ses contrats d'assurance ainsi que son bilan. Dès lors, elle permet d'homogénéiser et rendre plus transparent les états financiers des compagnies d'assurance.

La nouvelle norme est fondée sur des principes, elle donne des définitions mais ne spécifie pas la méthode de calcul. Les assureurs doivent soumettre leur propre interprétation de l'évaluation des composantes de la norme en justifiant leur choix de manière transparente. Dans notre étude, nous nous intéressons à l'évaluation du passif du bilan comptable d'IFRS 17 pour des contrats d'épargne mono-support en libellés sur le fonds EURO qui repose sur une évaluation par blocs. L'objet de ce mémoire est l'un des blocs introduit par la norme : **l'ajustement pour risque**.

La norme définit l'ajustement pour risque comme la compensation attendue par l'entité d'assurance afin de faire face à l'incertitude autour des flux de trésorerie futurs relative aux risques non financiers. Elle énonce des principes qualitatifs qui encadrent son calcul mais ne définit pas de méthode quantitative pour l'évaluation de l'ajustement pour risque.

C'est dans ce contexte que s'inscrit notre étude qui a donc pour objectif de proposer des méthodes d'évaluations de l'ajustement pour risque conforme aux exigences de la norme pour une compagnie d'assurance vie. Nous expliciterons notamment les choix et les paramètres de modélisation auxquels un assureur vie peut être particulièrement sensibles.

Nous proposons de calculer l'ajustement pour risque selon trois approches qui recourent à la méthode par intervalle de confiance avec la *Value At Risk* comme mesure de risque. Elles proposent une évaluation de l'ajustement pour risque selon un niveau de confiance reflétant l'aversion au risque de l'assureur.

Afin de traiter la problématique, nous commencerons par présenter le contexte de l'étude à savoir l'activité d'épargne en assurance vie dans les conditions économiques actuelles, puis la norme IFRS 17 plus particulièrement les principes et exigences introduits pour l'ajustement pour risque. Par la suite, nous présenterons le modèle de gestion actif-passif (ALM) utilisé pour la valorisation des contrats d'épargne en euros ainsi que la composition du portefeuille de la compagnie d'assurance vie fictive étudiée.

Nous aborderons ensuite l'évaluation de l'ajustement pour risque selon trois méthodes ; la première approche type formule standard est similaire au calcul du SCR modulaire dans le cadre de la formule standard de Solvabilité II. La deuxième, l'approche choc dynamique et la dernière l'approche par génération d'une distribution du BE en utilisant les simulations dans les simulations. Nous ferons enfin une analyse comparative des résultats des approches proposées ainsi qu'un exposé de leurs avantages et limites.

Chapitre 1

Présentation de l'activité d'épargne

Ce chapitre a pour objectif de présenter la ligne d'activité sur laquelle nous allons mener notre étude à savoir, la modélisation des risques non-financiers pour le calcul de l'ajustement pour risque. Nous mettrons l'accent sur les mécanismes de fonctionnement des contrats d'assurance vie et plus particulièrement sur les risques de souscriptions vie, qui rentrent dans le calcul de l'ajustement pour risque.

1.1 L'assurance vie

Dans ce mémoire, nous nous plaçons dans le cadre d'une compagnie d'assurance fictive qui commercialise des contrats mono-supports. Nous allons rappeler l'histoire de l'assurance vie et définir ses principes.

Nous présentons le fonctionnement des contrats d'épargne qui constituent une gamme importante des produits d'assurance vie. Nous allons voir le principe de l'assurance vie, ses différents types ainsi que ses caractéristiques.

1.1.1 Principe de l'assurance vie

Un contrat d'assurance vie est une opération par laquelle l'assureur s'engage à exécuter une prestation au profit d'une autre personne, le bénéficiaire, en cas de réalisation d'un risque assuré en contrepartie du paiement d'une ou plusieurs primes. Les relations entre les parties sont définies par un contrat d'assurance.

Dans le code des assurances, l'assurance vie est formellement définie comme tout engagement d'un assureur dont l'exécution dépend de la durée de vie humaine. De manière pratique, un contrat d'assurance vie est un outil de placement financier qui offre divers avantages fiscaux et une rentabilité intéressante. Ces avantages en font l'un des placements préférés des français.

L'assurance vie se divise en deux types :

— **L'assurance en cas de vie**

Le contrat est souscrit individuellement ou par l'intermédiaire d'une entreprise et prévoit le versement du capital constitué ou de la rente si l'assuré est toujours en vie au terme du contrat. Ce type de contrat sert un objectif d'épargne optimisée en terme de fiscalité de long terme.

— L'assurance en cas de décès

Le souscripteur constitue une épargne au profit d'une tierce personne, le bénéficiaire. Le contrat prévoit qu'au décès du souscripteur, un montant du capital sera versé au bénéficiaire de son choix,

De manière générale, en France, les contrats d'assurance vie sont des contrats d'assurance qui comporte une clause de versement du capital au bénéficiaire en cas de décès de l'assuré. Ces produits d'assurance sont alors comparables à des contrats d'épargne à la seule différence qu'ils sont soumis à la réglementation des assurances. Le système de l'assurance vie repose sur un mécanisme d'épargne par capitalisation ; à l'aide du versement de primes, l'assureur alimente le compte de l'assuré. Ce compte sera ensuite revaloriser chaque année en fonction des clauses spécifiques au contrat.

L'activité d'assurance vie a une fonction de sécurisation car elle procure une garantie contre les risques décès et de survie. Les assurés ont l'opportunité de se constituer sur le long terme une épargne puis de retirer après quelques années le capital acquis qui est augmenté des intérêts nets. L'assurance vie sert aussi d'outil de transmission du patrimoine dans le sens où elle offre une grande liberté dans le choix des bénéficiaires. De plus, elle peut être considérée comme un complément à la retraite.

L'activité d'assurance vie équivaut de manière général à un investissement à long terme. Le délai qui s'écoule entre les versements des fonds et la prestation de l'assureur donne la possibilité à l'assureur d'investir les primes reçues dans différents actifs financiers dans le but de capitaliser l'épargne initiale de l'assuré pour assurer plus tard ses engagements futurs. L'assureur est donc considéré comme un investisseur institutionnel.

Grâce à la fiscalité avantageuse, l'assurance vie est très développée en France.

1.1.2 Contrats monosupports et multisupports

Les contrats d'assurance vie sont composés de deux types de contrats selon les supports d'investissement des primes versées par l'assureur. On distingue les contrats monosupport aussi appelés contrats **en euros**, les contrats multisupport également appelés **en unités de compte (UC)**

Les contrats « en euros »

Dans un contrat d'assurance vie en euros, l'épargne de l'assuré est placée sur un fond non risqué, le fond euro. Cette épargne capitalise chaque année à un taux dépendant des résultats techniques et financiers de l'assureur. Les fonds versés sur le fond euros sont garantis et augmentés intérêts perçus au titre du taux minimum garanti contractuel (TMG) et la participation au bénéfice (PB). Dans ce type de contrat, le capital investi par l'assuré est protégé et est toujours au moins égal à l'investissement de l'assuré constitué par les primes nettes de charge-ments. Le risque relatif à la fluctuations des marchés financiers sont entièrement absorbés par l'assureur. En cas de décès de l'assuré ou le rachat du contrat, le capital est versé à l'assuré ou au bénéficiaire.

Les contrats multisupport

A la différence des contrats euros, les contrats multisupports permettent d'investir sur plusieurs fonds. Les fonds peuvent être versés sur les fonds euros, fonds en unités de comptes (UC) et fonds euro-croissance. L'encours de l'assuré se décompose en nombre de parts (unités de compte).

Les fonds placés sur le fond en unités de compte sont entièrement soumis aux fluctuations des marchés financiers ; ces fonds ne sont pas garantis, seul le nombre d'unités de compte l'est. Ces fonds en unités de compte peuvent prendre la forme d'actions, d'obligations, de parts d'OPCVM, etc. Contrairement aux contrats en euros, c'est l'assuré qui porte le risque en cas de hausse du marché financier. Son rendement croît ou décroît en fonction des rendements des marchés financiers. L'assureur joue uniquement le rôle d'intermédiaire en achetant les parts pour l'assuré. Il existe cependant une possibilité d'inclure des garanties supplémentaires au contrat en vue d'assurer à l'assuré un minimum de protection sur les fonds investis. Ce dispositif permettrait de partager le risque entre l'assuré et l'assureur.

On a également la possibilité d'investir sur le fond Eurocroissance. C'est un nouveau produit d'assurance, créé en 2014, qui a été pensé pour être un entre-deux entre les contrats en euros et les contrats en unités de compte. Les contrats d'assurance vie Eurocroissance offrent à l'assuré la possibilité d'avoir un rendement supérieur aux contrats euros tout en ayant une prise de risque plus faible que celle des contrats en unités de compte. Les fonds placés évoluent selon les fluctuations observés sur les marchés durant la vie du contrat mais le capital investi reste garanti à 100% par l'assureur après 8 ans. Les contrats Eurocroissance peuvent comporter à la fois des supports en euros et/ou en unités de compte et un fond Eurocroissance ou croissance. Ces contrats sont rarement proposés dans un contrat monosupport. Les contrats Eurocroissance étaient pressentis comme étant le troisième pilier de l'assurance vie en France mais ils n'ont jamais vraiment décollé. Ceci peut s'expliquer par l'environnement de taux très bas dans lequel a été lancé ce produit ainsi que ses garanties moindres comparés au contrat en euros.

Collecte sur le marché de l'assurance vie

Jusqu'en 2017, les contrats en « euros » prédominaient sur le marché de l'assurance vie français ce qui s'explique par l'aversion au risque des épargnants français. Ils captaient alors la grande partie des 1750 millions d'euros déposés par les épargnants français sur les produits d'assurance vie. Aujourd'hui, les contrats multisupport représentent la quasi totalité des contrats qui sont proposés sur le marché de l'assurance vie. L'environnement des taux bas/négatifs qui se prolonge affecte les modèles de rentabilité des fonds euros. En effet la baisse des taux d'intérêts rend les contrats en « euros » très coûteux.

Performances des fonds euros de 2000 à 2020

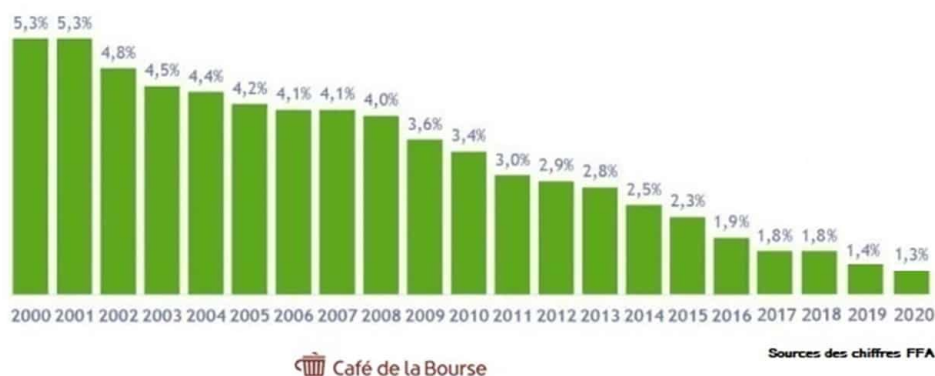


FIGURE 1.1 – Performances des fonds euros entre 2000 et 2020

Les français se désintéressent peu à peu des contrats euros au profit des contrats en unités de compte qui sont plus risqués mais potentiellement plus rentables que les contrats en euros. La collecte pour les contrats en unités n'a cessé de prendre une part de plus en plus importante dans les versements en assurance vie ; elle passe de 15% des versements en 2011 à près de 40% en 2020

1.2 Caractéristiques des contrats d'épargne

Dans cette partie nous présentons les différentes options et garantie présente dans un contrat d'épargne en Euros et UC.

1.2.1 Le taux minimum garanti(TMGS)

Le taux minimum garanti (TMG) est un paramètre contractuel qui ne concerne que les contrats libellés euros. La compagnie d'assurance se base sur le TMG pour revaloriser l'encours du contrat du souscripteur. Il correspond à un engagement de performance minimale promis par l'assureur à l'assuré ; l'assureur vie s'engage à servir chaque année le TMG quelque soit la performance des actifs financiers sur ce fonds. Ce qui signifie que conformément à la réglementation en vigueur, la valorisation totale de l'encours de du souscripteur ne peut donc être inférieure au taux minimum garanti . Il s'exprime en fonction d'une base annuelle et de la durée d'application définie contractuellement. Dans un contrat, on peut définir plusieurs TMG selon les périodes ; par exemple un assureur peut fixer un TMG de 1% sur les 7 premières années du contrat puis un TMG nul.

Le TMG est le principal élément qui permet à l'assuré de comparer les offres d'assurance vie des différents assureurs présentes sur le marché. Il peut donc il y avoir surenchère du TMG de la part des assureurs sur certains contrats à des fins commerciales pour attirer plus de souscripteurs et augmenter le chiffre d'affaire. Le risque dans les fonds euros étant portés par l'assureur, servir des TMG excessifs ou inatteignables pourraient avoir un impact sur la solvabilité des assureurs car pour faire face à leur engagement, ces derniers peuvent être amenés à

puiser dans leur réserve ou leur bénéfice dans le cas où leurs rendements effectifs sont inférieurs au TMG. Afin de limiter ces nombreux abus, le régulateur a fixé un seuil de TMG pour les contrats euros. Cette réglementation est régie par la loi du 1er Août 2010. L'article A132-3 du Code des Assurances illustre le plafond du taux minimum garanti comme seuil :

"Les taux garantis ne peuvent excéder le minimum entre 150% du taux d'intérêt technique maximal défini par référence à 75% du taux moyen des emprunts d'État (TME) à la date d'effet de la garantie et le plus élevé des deux taux suivants :

- 120% de ce même taux d'intérêt technique maximal
- 110% de la moyenne des taux moyens servis aux assurés lors des deux derniers exercices précédant immédiatement la date d'effet de la garantie (MTS)."

$$\text{TMGmax} = \min(150\% \times 75\% \times \text{TME}; \max(120\% \times 75\% \times \text{TME}; 110\% \times \text{MTS})$$

où :

- **TME** : Taux moyen des emprunts de l'Etat
- **MTS** : Taux moyen servi aux assurés lors des deux exercices précédents

Au dessus de ce taux plafond, les assureurs ne peuvent pas servir de TMG.

Le niveau de TMG a fortement baissé ces dernière années. Avec l'environnement des taux bas/négatifs qui induit une baisse des rendements financiers, la plus part des assureurs servent un TMG à 0% tout en orientant de plus en plus les assurés vers les contrats UC car ils sont plus rentables pour l'assureur. Cependant, les assureurs sont toujours tenus de servir des TMG élevés au titre des engagements pris il y'a plusieurs années envers les anciens contrats.

1.2.2 Participation aux bénéfices (PB)

De même que le TMG, la participation au bénéfices ne s'applique que pour les fonds euros. Grâce à l'épargne des assurés, les assureurs réalisent chaque année des résultats techniques et financiers^[1]. En plus du taux minimum garanti, une grande proportion de ces résultats est redistribuée aux assurés sous forme de participation aux bénéfices pour des raisons d'équité. La réglementation française encadre la redistribution de ce résultat aux assurés dans l'Article A331-3 du code des assurances. Ce dernier exige qu'au minimum 90% du résultat techniques et 85% du résultat financiers soient reversés aux assurés.

De manière générale, le résultat technique de l'assureur est beaucoup plus faible que son résultat financier qui est le véritable driver de la PB attribuée aux assurés. La réglementation donne une légère souplesse aux assureurs en leur permettant un versement différé de la PB ; il peut intervenir dans un délai maximum de 8 ans à partir de la date de leur constitution. Cette disposition permet à l'assureur de réguler le taux servi en fonction de la conjuncture économique. La partie de la participation qui n'est pas versé aux assurés sera dotée en provision pour participation aux excédents et pourra servir de réserve à l'assureur lorsqu'il fait face à des

1. Hors rendements sur fonds propres

exercices à rendements bas. Il pourrait par exemple piocher dans cette réserve pour servir alors à augmenter son TMG pour faire face à la concurrence. On observe que pour faire face à la concurrence, les acteurs du marché de l'assurance vie propose parfois des taux de PB supérieur au seuil défini par la réglementation.

Les primes

Tout au long de la durée de vie d'un contrat d'assurance vie, l'assurée alimente son épargne par un versement de primes. Selon le mode d'alimentation de l'épargne, on distingue trois types de primes :

- **Prime unique** : une seul versement est effectué par l'assuré à la souscription du contrat.
- **Primes périodiques fixes** : Le souscripteur s'engage contractuellement à respecter un montant et un calendrier de versements mensuels, trimestriels ou annuels. Des versements complémentaires peuvent intervenir à la convenance du souscripteur.
- **Primes à versements libres** : Le souscripteur décide librement du montant ainsi que de la date des versements. Afin d'optimiser le coût de gestion, l'assureur peut fixer un seuil minimum de versement initial ou annuel.

1.2.3 Les frais

Pour financer ses coûts de fonctionnement (payer ses charges et se rémunérer), l'assureur prélève des frais et chargement à l'assuré ; ils sont indiqués dans le contrat. Les frais peuvent se décliner de plusieurs façons :

- **Les frais de dossier** : ils correspondent à un montant forfaitaire payé lors de la souscription du contrat d'assurance vie. Ces frais sont fixés mais restent toutefois négociables. Ils ne sont pas présents sur tous les contrats d'assurance vie.
- **Les frais sur versements** : ils sont prélevés lors de chaque versement. Ils peuvent être des montants forfaitaires ou proportionnels au montant de versement.
- **Les frais de gestion** : ils sont prélevés périodiquement pendant toute la durée du contrat. Ces frais sont proportionnels au montant total investi² et servent de rémunération à l'assureur. Les frais de gestion sont généralement plus élevés dans le cas d'un contrat UC.
- **Les frais d'arbitrage** : ils sont spécifiques au contrat multisupport et correspondent à une retenue sur le montant des sommes transférées d'une unité de compte (UC) à l'autre. Ces frais sont soit forfaitaires soit proportionnels (plus fréquents) au montant des

2. versements et intérêts

sommes transférées.

1.2.4 Les rachats

L'option de rachat permet au souscripteur de récupérer à tout moment, une partie ou la totalité de son épargne sans attendre le dénouement du contrat. On parle alors de :

- d'un rachat total si l'épargne est récupérée en totalité, ce qui met un terme au contrat ;
- d'un rachat partiel si l'épargne est récupérée de façon épisodique ;
- de rachats partiels programmés si l'épargne est récupérée de façon régulière .

L'assureur est autorisé à appliquer des pénalités de rachats qui s'expriment en pourcentage de l'épargne. Cette pratique est encadrée par le code des assurances qui exige que les pénalités de rachat soient appliquées pendant les dix premières années de la vie du contrat sans toutefois dépasser 5% de l'épargne de l'assuré.

Cette option représente un risque pour l'assureur dans le cas où l'assuré serait insatisfait du taux servi par ce dernier et décide de racheter son contrat au moment où l'actif à une valeur de marché plus petite que sa valeur boursière ; ce qui représenterait une moins-value pour l'assureur.

On distingue donc deux types de rachats en assurance vie :

- **Les rachats structurels** ce sont les rachats qui dépendent des caractéristiques des contrats et des assurés. Ils dépendent généralement de l'ancienneté des contrats qui octroie des avantages fiscaux à partir d'un certain nombre d'années. On se sert de l'historique de rachat pour exprimer la loi de rachat dans ce cas.
- **Les rachats conjoncturels** ce sont les rachats qui sont liés à la conjoncture économique et du rendement de l'assureur. On se sert de la différence entre le taux servi et le taux servi pour exprimer les rachats conjoncturels.

1.2.5 Les décès

Lorsque l'assuré décède, son épargne est transmise aux bénéficiaires désignés dans le contrat. Les bénéficiaires doivent s'acquitter des droits de succession spécifiques au contrat d'assurance. Dans le cas où aucun bénéficiaire n'a été désigné, le capital de l'assurance vie entre directement dans l'actif de la succession. Dès lors, le capital de l'assurance vie revient aux héritiers et est ainsi soumis aux droits de succession.

1.3 Notions de comptabilité en assurance vie

Dans cette partie nous présenterons les différentes provisions comptables pour l'activité d'épargne.

1.3.1 La provision mathématique (PM)

La provision mathématique calculée à une date t correspond à la différence entre l'engagement de l'assureur et celui de l'assuré à cette date. La PM, est une provision nécessaire à la couverture des engagements de l'assureur. C'est la dette probable de l'assureur vis à vis de ses assurés ou encore le montant que ce dernier doit détenir dans ses comptes pour faire face à ses engagements vis à vis des souscripteurs. Dans le cadre de l'assurance vie, l'épargne capitalisée de l'assuré constitue la provision mathématique. Le montant de la PM peut être diminué par les décès, les rachats et les chargements, tandis que les versements et les revalorisations viennent augmenter sa valeur. Le calcul de la provision mathématique est encadré par la réglementation et intègre la mortalité, les intérêts financiers et les primes futures que l'assuré s'est engagé à verser en contrepartie des engagements de l'assureur.

1.3.2 La provision pour participation aux excédents (PPE)

Les assureurs vie ont la possibilité de ne pas redistribuer entièrement la participation aux bénéfices prévue par la réglementation. En effet, ils disposent d'un délai de 8 ans pour distribuer la PB constituée lors d'un exercice en totalité aux assurés conformément au Code des Assurances. Le choix est laissé à l'assureur de définir la cadence de restitution en fonction de sa politique de taux servi. En attendant d'être restituée aux assurés, ce montant est provisionné dans un compte ; la provision pour participation aux excédents. La PPE appartient aux assurés. Elle sert de réserve à l'assureur pour lisser le taux de revalorisation afin d'offrir une rémunération plus stable. L'assureur peut ainsi augmenter le taux servi en piochant dans la PPE pour d'atteindre un taux de revalorisation cible. La PPE permet donc ainsi à l'assureur de faire face à des exercices à faibles rendements de l'actif. La PPE est dotée lorsque que le rendement de l'actif est supérieur au taux servi par l'assureur. Inversement, lorsque les exercices sont mauvais, l'assureur puise dans la PPE pour éviter une baisse brutale du taux servi. Le pilotage de la PPE est étroitement lié à la politique commerciale de l'assureur vie.

1.3.3 La réserve de capitalisation (RC)

Cette réserve concerne les obligations à taux fixe dont la valeur vraie en fonction des taux d'intérêt sur le marché ; une augmentation des taux d'intérêt entraîne une baisse de la valeur de l'actif obligataire et inversement. En effet, les assureurs doivent constituer dans leurs comptes sociaux³ une réserve de capitalisation qui servirait à stabiliser le rendement de leurs fonds euros ainsi que de respecter les engagements qu'ils ont en terme de taux technique. La valeur de la réserve de capitalisation varie au moment de la vente d'actifs de type obligation. Un prélèvement ou un versement est donc effectué en fonction de la différence entre le prix de vente et la valeur nette comptable.

- Si une plus-value est réalisée lors de la vente est dotée à la réserve de capitalisation.
- Si une moins-value est réalisée lors de la vente, elle est prélevée à la réserve de capitalisation dans la mesure où celle ci n'est pas épuisée.

3. Articles R333-1 et A333-3 du Code des Assurances

Le montant de ce versement ou de ce prélèvement est calculé de manière à égaliser le taux actuariel du titre après versement ou prélèvement et le taux actuariel à l'achat. Grâce à ce processus, les plus-values ou moins-values de cession ne sont pris en compte dans le résultat ou dans la participation aux bénéfices au moment de leur réalisation mais plutôt isolée dans la réserve. Cette provision technique permet de lisser les résultats (moins values et plus values) des placements obligataires à taux fixe en cas de mouvement de taux. Ce mécanisme protège les souscripteurs de contrats en empêchant l'appauvrissement du fonds.

La réserve de capitalisation est une réserve particulière car elle fait partie des fonds propres de l'assureur. Elle est donc éligible à la constitution la marge de solvabilité de l'assureur notamment en cas de baisse des taux.

La provision pour dépréciation durable (PDD)

Lorsqu'un assureur vie estime qu'un actif perd de la valeur constamment, il peut constituer une provision pour dépréciation durable. Une dépréciation durable est constatée sur une période consécutive de 6 mois précédent l'arrêté au regard de sa valeur comptable. La PDD est constituée lorsque la valeur de marché a été inférieure à 80% de sa valeur comptable lorsque les marchés sont peu volatils et 70% lorsque les marchés sont volatils.

La provision pour risque d'exigibilité (PRE)

La provision pour risque d'exigibilité est constituée lorsqu'une moins-value latente nette globale est constatée sur l'ensemble des placements R.343.10. La PRE est une provision technique d'assurance c'est à dire qu'un mouvement de dotation ou de reprise de la PRE n'a aucun impact réel sur le résultat financier. Les moins-values latentes étant déjà comptabilisées dans la PDD, la PRE a pour principal rôle de couvrir la survenance des événements qui sont difficilement prévisibles à la date d'arrêt des comptes. Ces événements pousseraient l'assureur à vendre ses actifs financiers.

1.4 Élément de fiscalité en assurance vie

Les prélèvements sociaux

Comme tous revenus du capital, les intérêts générés sur les contrats d'assurance vie sont soumis aux prélèvements sociaux prélevés directement par les assureurs vie. Depuis le 1er janvier 2019, le montant des prélèvements sociaux est de 17,2%. Ces frais sont composés de :

- La contribution sociale généralisée (CSG) qui s'élève à 9,2%.
- La contribution au remboursement de la dette sociale (CRDS) à hauteur de 0,5%.
- Le prélèvement de solidarité à hauteur de 7,5%.

Les prélèvements sociaux sont appliqués en fonction du support du contrat d'assurance vie sur lequel on investit. Sur les fonds euros, l'assureur prélève chaque année lors de la souscription

au compte. Pour les supports en unités de compte, les prélèvements sociaux sont prélevés lors du rachat (retrait) au prorata du montant racheté ou lors du dénouement du contrat.

Les prélèvements sociaux sont appliqués aux personnes ayant leur résidence principale en France.

L'impôt sur le revenu

Durant toute la vie du contrat, l'assurance vie n'est imposée que sur les revenus effectivement perçus. L'imposition n'intervient que s'il y'a rachat partiel ou total sur les plus-values réalisées et pas sur le capital investi. Le niveau de taxation dépend de si le rachat partiel ou total intervient avant ou huit ans et selon que les versements au contrat ont été effectués avant ou après le 27 septembre 2017.

Le tableau ci-dessous récapitule de la fiscalité de l'assurance vie sur les retraits et les niveaux de taxation.

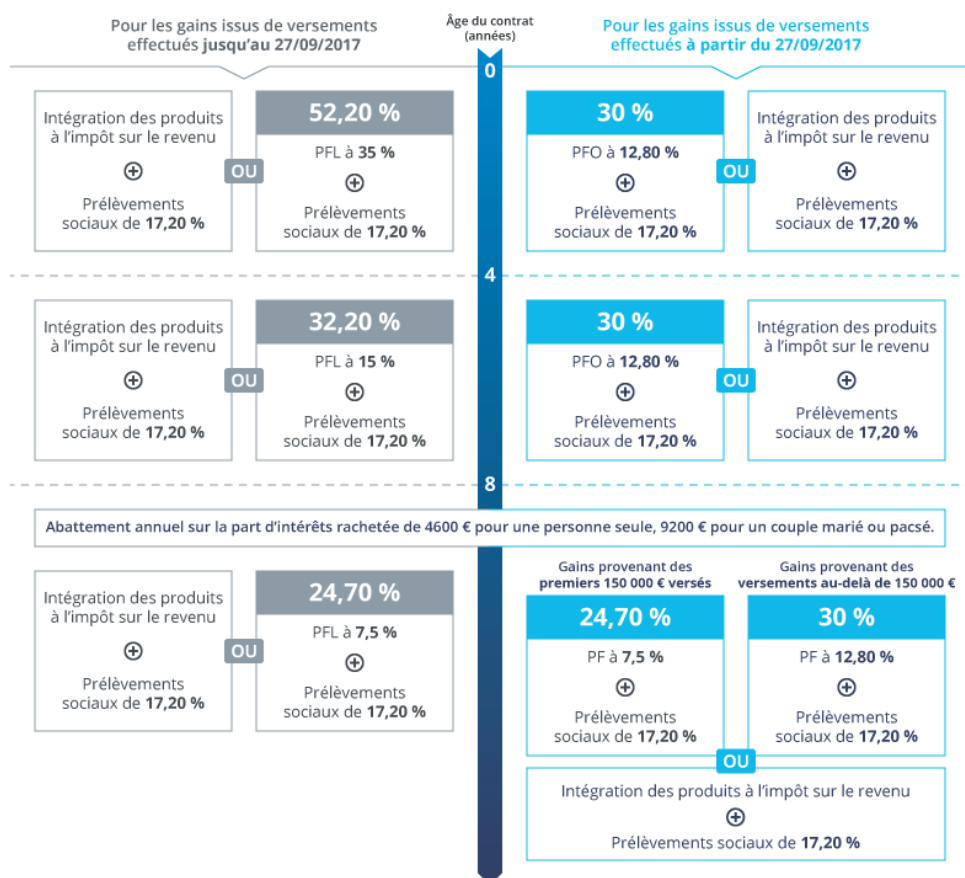


FIGURE 1.2 – Tableau représentatif de la fiscalité de l'assurance vie

Avec :

- PFL : Prélèvement Forfaitaire Libératoire
- PFO : Prélèvement Forfaitaire Obligatoire ou non Libératoire
- PS : Prélèvements Sociaux.

1.5 Risques liés à l'activité d'épargne

Dans cette partie, nous aborderons les différents risques auxquels sont soumis les assureurs vie. Ces risques sont des éléments qui contribuent l'exigence de capital réglementaire (SCR). Nous présenterons les risques du pilier 1 qui rentrent dans le calcul du SCR. Ces risques peuvent être regroupés en deux grands groupes, les risques financiers qui correspondent au risque de marché et les risques non-financiers qui regroupes les risques de souscription, les risques de défaut et le risque opérationnel. Nous mettrons un accent sur le risque de souscription donc les éléments interviennent dans le calcul de l'ajustement pour risque.

1.5.1 Le risque de marché

Le risque de marché est défini comme étant le risque de perte liée à l'évolution de la valeur de marché d'un portefeuille d'instruments financiers. Le risque de marché recouvre :

- Les risques relatifs aux instruments liés aux taux d'intérêt et titres de propriété du portefeuille de négociation
- Les risques de change et le risque sur produits de base encourus pour l'ensemble des activités du bilan et hors bilan.

Les principaux modules du risque de marché sont le risque de taux, le risque de change, le risque actions et le risque de matières premières.

- **Le risque de taux :**

Le risque de taux affecte les actifs et passifs dont la valeur est susceptible de varier en fonction des changements de la courbe des taux d'intérêts. Le portefeuille des assureurs est particulièrement sensible à ce risque car il est composé en grande majorité des produits à taux (fixe comme variable).

En effet, lorsque le marché fait face à une hausse des taux, la valeur du portefeuille obligataire de l'assureur chute. Ceci peut donner lieu à une succession de rachats conjoncturels car théoriquement, le taux servis des nouveaux souscripteurs est supérieur au taux des souscripteurs dont le contrat est déjà en encours. Les assurés sont tentés de racheter leurs contrats et réinvestir leur capital chez le concurrent.

En cas de baisse des taux, la valeur du portefeuille obligataire augmente et la valeur de l'actif aussi. A long terme, l'assureur pourrait rencontrer des difficultés à respecter ses engagements par rapport au TMG s'il fait face à une baisse de rendement.

- **Le risque de change :**

Il résulte de la variation du niveau ou de la volatilité des taux de change. Ce risque impacte les sources diverses, comprenant les portefeuilles d'investissements autant que les autres actifs et passifs. La notion de devise locale correspond à la devise dans laquelle la compagnie établit ses comptes réglementaires. Toutes les autres sont considérées comme des devises étrangères.

- **Le risque immobilier :**

Ce risque résulte de la sensibilité des actifs, des passifs et de l'investissement financiers au niveau ou à la volatilité des prix de marché de l'immobilier.

Ce risque concerne les terrains, bâtiments et droits de propriété ; mais aussi les investissements immobiliers pour usage propre de la compagnie d'assurance ou encore les participations directes ou indirectes des sociétés immobilières qui génèrent des revenus périodiques ou qui sont autrement destinées à des fins d'investissement.

- **Le risque action :**

Le risque de marché découle du niveau ou de la volatilité du prix de marché des actions. Il concerne donc tous les actifs et passifs dont la valeur est sensible à la variation du prix des actions. Ce risque impacte la capacité de l'assureur à respecter ses engagements.

1.5.2 Le risque de souscription

Le risque de souscription vie est un risque lié au changement des paramètres de souscription ayant un impact direct sur le montant des prestations versées aux assurés. Notre étude concernant les risques non financiers, nous nous attarderons sur la présentation des risques relatifs à la souscription pour le marché de l'épargne. Le risque de souscription se décline de la manière suivante :

- **Le risque de mortalité :**

C'est le risque lié à l'incertitude liés aux taux de mortalité utilisés. Le risque de mortalité est le risque que l'assureur décède plus tôt que prévu. Il représente une sous estimation des taux de mortalités qui peut augmenter la valeur de l'engagement de l'assureur. En effet, l'assureur s'engage à versé un paiement ou une série de paiements (rente) en cas de décès de l'assuré jusqu'au terme du contrat.

Dans la formule standard de calcul du SCR, le risque de mortalité représente un choc multiplicatif permanent de 15% de la mortalité à la hausse par rapport aux tables utilisées pour le calcul des provisions technique. Ce choc s'applique au contrat sensible au choc de mortalité, c'est à dire les contrats d'assurance pour lesquels la hausse des taux entraîne une augmentation des provisions techniques.

- **Le risque de longévité :**

Il s'agit du risque que l'on sur-estime la durée de vie du souscripteur. Cette sur-estimation des taux de mortalité peut entraîner une augmentation de la valeur réelle des engagements de l'assureur. Lorsque l'engagement de l'assureur consiste à verser des prestations récurrentes jusqu'au décès du bénéficiaire ou encore à verser une prestation unique en cas de survie du bénéficiaire pendant la période de couverture.

Dans la formule standard du calcul du SCR, le risque de longévité représente un choc multiplicatif permanent de 20% à la baisse du taux de mortalité.

Une compagnie d'assurance commercialisant des contrats d'épargne peut être soumis à la fois au risque de mortalité et au risque de longévité dans le sens où une augmentation de la mortalité pour des contrats rentables représente un risque pour la compagnie ; contrairement à une baisse de mortalité pour les contrats peu rentables qui entraîne une perte.

- **Le risque de frais :**

Le risque de frais découle de la variation des frais encourus dans l'exploitation de contrats

d'assurance et de réassurance. En cas d'inflation au niveau des frais supporter par la compagnie d'assurance, la valeur de ses engagements augmente.

Dans le cadre de la formule standard, le choc de frais se traduit par une hausse multiplicative de 10% du montant des frais tout au long de l'horizon de projection.

- **Le risque rachats :**

Parmi les différents mouvements pouvant impacter la vie d'un contrat d'assurance vie, nous avons le rachat. Un rachat est la récupération de tout (rachat total) ou seulement une partie (rachat partiel) du capital investi avant le terme du contrat. Dans le cas d'un rachat total, le contrat prend fin alors que pour un rachat partiel, le contrat reste en vigueur et le solde continue d'être fructifier. Le rachat est l'un des risques majeurs du marché de l'assurance vie en France

Le risque de rachat porte sur le changement au niveau du comportement de l'assuré par rapport au rachat. En effet, les assurés peuvent racheter leurs contrats pour plusieurs raisons.

L'option de rachat constitue un risque pour l'assureur dans le cas où l'assuré insatisfait du taux servi sur le fond euros, décide de racheter son contrat à une date où la valeur de l'actif sur le marché est inférieure à sa valeur boursière. L'assureur subit alors une moins-value.

De plus, le risque de rachat est aussi lié au fait que les rachats dépendent des conditions économiques et fiscales. Aujourd'hui, les épargnants en France bénéficient d'une fiscalité avantageuse sur les produits 8 ans après le début du contrat. Passé ce délai de 8 ans, on observe une augmentation du nombre de rachats. Si la réglementation sur la fiscalité des contrats d'assurance vie venait à changer et que le nombre d'années venait à être modifié, passant par exemple du délai de 8 à 4 ans après le début du contrat, il est fort probable que le nombre de rachats augmenterait dès ce délai passé. Le risque de rachat apparaît donc pour l'assureur car ce paramètre est hors de portée, il ne peut pas le contrôler

Dans la formule standard de la norme solvabilité II, la compagnie d'assurance calcule ses fonds propres économiques suivant trois scénarios :

- Le risque de rachat à la hausse (*Lapse up*)
La table de rachat est choquée à la hausse tout au long de l'horizon de projection
- Le risque de rachat à la baisse (*Lapse down*)
La table de rachat est choquée à la baisse tout au long de l'horizon de projection
- Le risque de rachat massif (*Mass Lapse*)
Lors de la première année, les rachats sont choqués à la hausse, une conséquence d'un phénomène de masse.

Dans ce contexte, le risque se traduit par l'application de chocs à des contrats sensibles au risque de rachat c'est à dire les contrats pour lesquels les provisions techniques augmenteraient.

En formule standard, on applique un choc multiplicatif dont la valeur est indiquée dans le tableau suivant en fonction des scénarios.

Scénario	Taux de rachat	Taux de rachat choqué
Rachat à la hausse	R	$Rx(1+50\%)$
Rachat à la baisse	R	$Rx(1-50\%)$
Rachat massif	R	$R+40\%$

TABLEAU 1.1 – Application des chocs en formule standard

1.5.3 Le risque opérationnel

Le risque opérationnel est le risque de perte résultant de processus internes inadéquats ou défectueux, de personnes, de systèmes ou dus à des scénarios extrêmes.

Le risque opérationnel concerne :

- Le risque de procédures juridiques
- Fraudes internes ou externe
- Conditions de travail et sécurité au travail
- Dommages aux biens
- Perturbations dans l'activité et défaillances des systèmes
- Exécution et gestion ressources

Le risque opérationnel ne comprend pas le risque de réputation ou les risques découlant des décisions stratégiques.

1.6 Contexte actuel du marché d'assurance vie, environnement de taux négatifs

1.6.1 Indicateurs économiques et évolution des taux

L'environnement des taux bas/négatifs actuel est une politique mise en place par la Banque Centrale Européenne (BCE). Cette politique appelée le Quantitative Easing consiste pour la BCE à racheter massivement les titres obligataires dans la zone euro dans le but de maintenir les taux de rendement obligataire à un niveau bas. Il s'agit d'une politique de relance économique qui vise à dynamiser l'économie Européenne en favorisant l'investissement et ce, grâce à des prêts beaucoup plus accessibles.

Afin de garantir l'épargne des assurés sur les fonds euros, l'assureur investit la collecte sur les placements obligataires qui sont sans risque et qui lui garantissent un rendement fixe annuel. Il peut également placer une enveloppe négligeable du portefeuille sur des actifs un peu plus risqués tels que l'action et l'immobilier pour augmenter ses revenus. L'assureur s'assure ainsi de pouvoir proposer une rémunération minimale à ses assurés (TMG). La rémunération des fonds euros suit donc l'évolution des taux des obligations souveraines.

Evolution du rendement des fonds en euros et des obligations entre 2003 et 2020 (%)

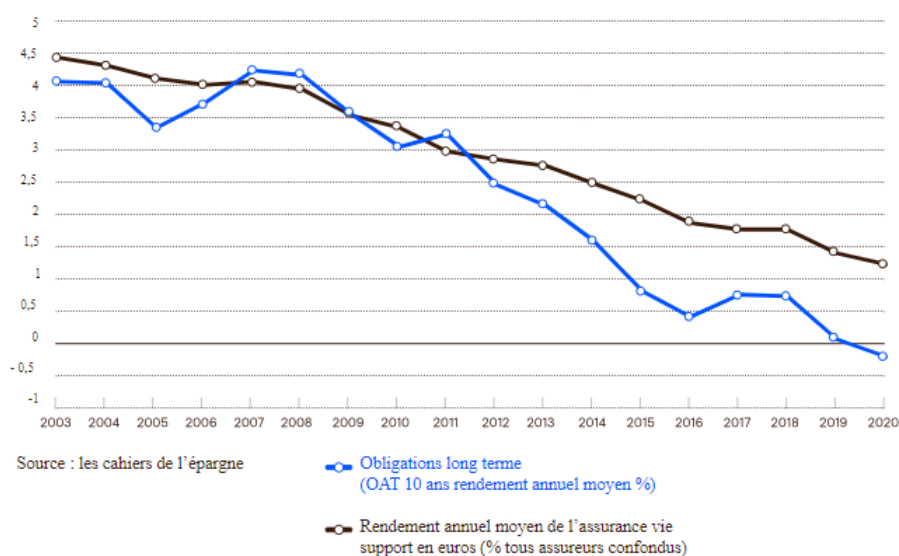


FIGURE 1.3 – *Évolution du rendement des fonds euros français*

Le graphique ci-dessus illustre l'idée selon laquelle la rémunération des fonds euros évolue avec la courbe des OAT⁴ français à 10 ans. Les rendements des fonds euros sont en baisse quasi-continue depuis plus de 20 ans. La rémunération moyenne des fonds euros était de 1,3% en 2020 contre 5,3% en 2000. Le spread entre le rendement des fonds euros et le taux obligataires à 10 ans ne cesse d'augmenter depuis la survenue des taux négatifs en 2014. Cet environnement actuel de taux bas/négatif a des conséquences sur l'activité d'assurance vie.

1.6.2 Impact des taux bas/négatifs sur l'assurance vie

Le prolongement du contexte de taux bas/négatifs représente un danger pour les assureurs qui commercialisent des contrats euros. En effet, l'assureur réinvestit ses titres obligataires qui arrivent à échéance sur des obligations à rendement plus faibles. La rentabilité de l'assureur se retrouve en menacée car les rendements des nouveaux titres baissent tandis que la rémunération garantie par l'assureur vie (TMG) reste élevée surtout sur les anciens contrats. Les assureurs doivent remplir leur obligation en garantissant le capital investi même les années durant lesquelles les rendements des actifs sont négatifs. Cette situation met sous pression la solvabilité de l'assureur vie en affectant son bilan avec la valeur du passif devient plus élevée que celle de l'actif.

De plus, en cas de remontée brutale des taux à la suite d'un environnement de taux bas prolongé, le rendement du portefeuille obligataire des assureurs longue date devient nettement inférieur à celui d'un nouvel acteur. Ce dernier peut alors proposer des taux de revalorisations plus élevés grâce aux revenus de son portefeuille obligataire.

4. Obligations assimilable à du trésor

L'assureur vie ferait alors face à une vague de rachats sur des contrats servant des rémunérations moins intéressantes que celles que proposent le marché. Les assurés veulent profiter du nouvel environnement obligataire. Pour faire face à ces rachats, l'assureur de longue date réalise des moins-values, ce qui constitue une situation risquée.

Afin de pouvoir dégager plus de marge, peut être amené à modifier la structure de ses placements qui sont historiquement et en grande majorité des obligations en se tournant vers des stratégies d'investissement plus complexes et risquées mais plus rentables. Cette situation conduit fatalement à une recherche des rendements plus élevés mais peu coûteux en fond propres, mais aussi à la recherche de stratégies de gestion pour se couvrir contre une hausse ou baisse des taux. Ce qui entraîne une modification du marché de l'assurance vie avec la naissance de nouveaux produits d'assurance vie.

Chapitre 2

Cadre de l'étude : norme IFRS17

Ce chapitre introduit la norme « IFRS 17 Contrats d'assurance » que nous noterons IFRS 17^[1] dans la suite. Dans un premier temps nous présentons les principales notions introduites par la norme, puis dans un deuxième temps, nous ferons un focus sur l'ajustement pour risque en présentant les enjeux de sa modélisation pour les assureurs.

2.1 La norme IFRS 17

Dans cette section, nous présentons les principes clés de la norme IFRS 17.

2.1.1 Contexte et enjeux de la norme

La norme comptable internationale « IFRS 17 Contrats d'assurance » remplacera la norme transitoire IFRS 4 sur les contrats d'assurance. Cette dernière publiée en Mars 2004 par l'IASB, est une première version de la norme relative aux contrats d'assurance. La norme IFRS 4 est entrée en application depuis le 1^{er} janvier 2005 avec pour but de donner des indications quant à la comptabilisation des contrats d'assurance. Cependant, sous cette norme, chaque acteur comptabilise les contrats selon les règles comptables locales, et non internationales comme les autres normes. En effet, la norme IFRS 4 ne donne aucune indication quant à l'interaction entre la comptabilité reflect et le test de suffisance du passif. Finalement, après plusieurs années de transition, l'IASB^[2] a introduit une norme censée être plus cohérente qui remplacera définitivement IFRS 4, la norme IFRS 17. Elle sera obligatoire et effective pour les rapports comptables périodiques (*reporting*) à partir de 2023.

L'objectif de la norme est de standardiser les règles de comptabilisation des contrats d'assurance, afin d'accroître la comparabilité de profitabilité entre les différents assureurs, mais aussi entre un assureur et une quelconque entreprise ayant des comptes IFRS.

L'introduction d'IFRS 17 doit corriger l'incohérence du principe fondamental de l'adéquation de comptabilisation entre l'actif et le passif que ne vérifie pas IFRS 4. De ce fait, elle introduit une comptabilisation économique et internationale des contrats d'assurance.

La norme initiale « IFRS 17 Contrats d'assurance » a été publiée par l'IASB le 17 mai 2017. L'impact de la norme est très vaste et induit des changements significatifs pour l'industrie de

1. International financial reporting standards
2. International Accounting Standards Board

l'assurance et ses acteurs. Les entreprises se doivent donc de réagir et de préparer sa mise en place pour janvier 2023. La chronologie de sa mise en place est résumée dans la figure 2.1.



FIGURE 2.1 – Calendrier de l'implémentation d'IFRS 17.

Après des mois de discussions et de négociations entre les différents acteurs, l'IASB publie finalement ses conclusions (*Basis for Conclusions*) en juin 2019. L'IASB y détaille un nombre de changements aux indications initiales sur la comptabilisation des contrats d'assurance. Des discussions sont encore actives entre les assureurs et les instances de normalisation.

Après de multiples reports (dont le dernier date du 17 mars 2020), la norme IFRS 17 sera effective le 1^{er} janvier 2023. La date de transition, en Europe, est fixée au 1^{er} janvier 2022. Ainsi, il est demandé aux compagnies d'assurance européennes de produire des comptes sous IFRS 17 (en plus des comptes IFRS 4) à la fin de l'année 2022. L'objectif est de permettre aux investisseurs d'avoir une année de comparaison lors de la publication officielle des premiers comptes sous IFRS 17. Il est donc important que les assureurs se préparent en amont afin d'être prêts lorsque la norme sera effective.

2.1.2 Périmètre d'application de la norme

Le périmètre de la norme IFRS 17 est le même que celui de la norme IFRS 4. Elle s'applique donc aux contrats suivant émis par une entité possédant des contrats d'assurance définis par la norme :

- Les contrats d'assurance ;
- Les contrats de réassurance (émis et détenus) ;
- Les contrats d'investissement avec une participation discrétionnaire souscrits par un (ré)assureur.

Les contrats d'assurance

De même que dans la norme IFRS 4, les contrats d'assurance sont définis dans la norme IFRS 17 comme étant des contrats dans lequel une partie, l'émetteur du contrat, accepte un risque significatif d'assurance d'une autre partie, l'assuré. Si un événement spécifique (l'événement garanti) affecte défavorablement l'assuré, alors l'assuré (ou le bénéficiaire) a le droit d'obtenir une compensation de l'émetteur de ce contrat.

Un contrat n'est donc pas considéré comme un contrat d'assurance au sens d'IFRS 17 si l'assuré est uniquement soumis à un risque financier et non pas à un risque d'assurance significatif. Un contrat pour lequel on rencontre à la fois un risque financier et un risque d'assurance significatif, est considéré comme un contrat d'assurance. Il est donc nécessaire de s'interroger sur la signification du caractère significatif d'un risque d'assurance.

Contrat de réassurance

Selon la norme IFRS 17, « un traité de réassurance est un contrat d'assurance émis par un assureur (le réassureur) pour indemniser un autre assureur (la cédante) au titre de pertes sur un ou plusieurs contrats émis par la cédante ». Ces contrats ne seront pas abordés dans le cadre de ce mémoire.

Les contrats d'investissement avec participation discrétionnaire

La norme IFRS 17 définit ces contrats comme des contrats qui fournissent à un investisseur un droit contractuel à recevoir, en supplément d'un montant non soumis à la discrétion de l'émetteur, des prestations additionnelles (au delà des minima légaux).

Le contrat d'investissement avec un clause de participation aux bénéfices discrétionnaire propose alors des prestations complémentaires en fonction des résultats de l'assureur (sa performance).

En assurance vie, une grande partie des contrats émis rentrent dans cette catégorie. Les contrats en euro et multi-supports sont alors considérés comme des contrats d'investissement avec un élément de participation aux bénéfices discrétionnaire. La norme IFRS 17 exclut cependant les contrats mono-support en unités de compte sans garantie.

Dans le cadre de notre mémoire, nous considérons les contrats d'épargne en euro. Ces derniers entrent donc dans la catégorie et par conséquent rentrent dans le périmètre de la norme IFRS 17.

2.1.3 Granularité et niveau d'agrégation des contrats

La norme IFRS 17 introduit deux niveaux de granularité des calculs de la profitabilité de l'ensemble des contrats sous la norme ; le niveau du portefeuille de contrats d'assurance et le niveau des groupes de contrats d'assurance. L'objectif est d'obtenir un regroupement des contrats d'une manière qui limite la compensation des contrats onéreux par des contrats profitables. En effet, la norme précise comment les assureurs doivent regrouper les contrats lors de leur comptabilisation initiale, mais également les règles de comptabilisation au niveau des groupes ainsi formés. La comptabilisation et l'évaluation doit se faire au niveau du groupe de contrats défini au moment de la comptabilisation initiale. Les contrats sont donc agrégés selon leur profitabilité. Ainsi, 3 groupes de profitabilité sont définis par la norme :

1. Les contrats onéreux (déficitaires) à l'initiation du contrat ;
2. Les contrats non-onéreux à l'initiation et sans risque significatif de devenir onéreux ;
3. Les autres contrats non onéreux.

Les groupes définis doivent contenir des contrats d'assurance de même cohorte, c'est-à-dire qu'ils doivent avoir été souscrits la même année.

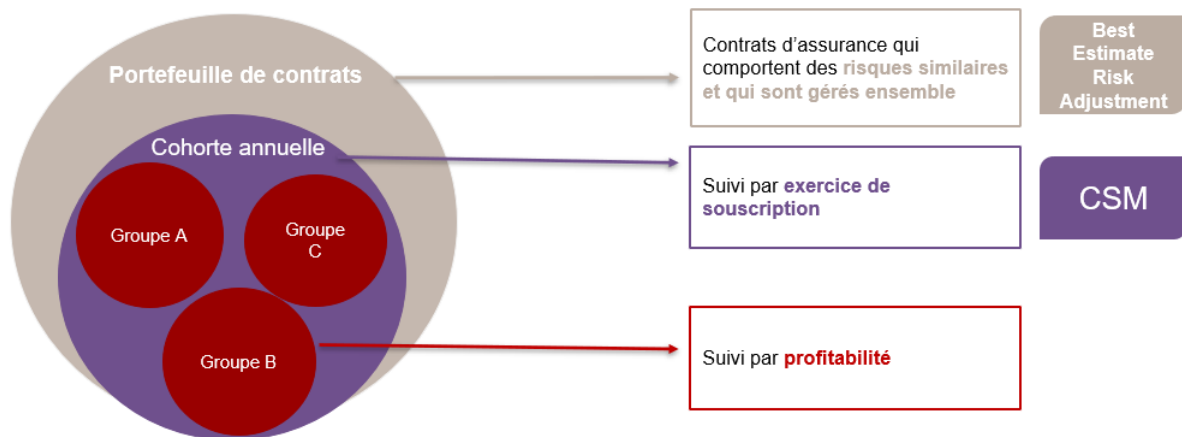


FIGURE 2.2 – Agrégation selon la norme IFRS 17

La segmentation des portefeuilles et la granularité des calculs constituent les principales difficultés liées à la valorisation des passifs des contrats d'assurance selon la norme IFRS 17. Ceci constitue un frein à l'implémentation de cette dernière, car la maille IFRS 17 est beaucoup plus fine que celle de Solvabilité II par exemple dans laquelle les contrats sont agrégés en fonction des lignes de contrats. Le regroupement des contrats sont contraignants pour les organismes d'assurance et va engendrer une révision des modèles actuariels voire un changement d'outils informatiques est à prévoir pour la plupart des organismes.

Nous nous intéressons aux modes de comptabilisation de la norme IFRS 17. Ces méthodes de comptabilisation sont au nombre de trois et leur utilisation dépend de la nature des contrats considérés. Dans le cadre de ce mémoire, nous nous plaçons dans le cadre d'une compagnie d'assurance-vie fictive commercialisant des contrats d'épargne, nous sommes dans le cadre du modèle VFA. Ainsi, nous présenterons la construction par blocs du passif d'assurance, et de l'ajustement pour risque en particulier. Nous n'entrerons donc dans les détails des différences entre les deux modèles concernant la réévaluation de la CSM.

2.1.4 Modèle d'évaluation du passif par blocs(BBA)

L'évaluation du passif sous la norme IFRS 17, s'effectue par *Building Block Approach*(BBA) qui comprend le modèle général et le modèle VFA. Dans cette section, nous nous intéressons particulièrement au modèle général. Il s'agit de la méthode de base de la norme qui s'applique par défaut à tous les contrats d'assurance obligatoirement sauf si :

- l'approche VFA doit être appliquée ;
- la méthode PAA est appliquée par choix, dans les cas prévus par la norme.

Comme son nom l'indique, l'approche BBA repose sur évaluation du passif par une approche par blocs semblable à celle de solvabilité II. En effet, le passif se décompose en trois blocs de provisions.

- Le Best Estimate Liability : estimation des flux de trésorerie ;
- L'ajustement pour risque ou Risk Adjustment (RA) ;
- La marge pour services contractuels ou Contractual Service Margin (CSM).

La valeur d'un contrat d'assurance sous la norme 17 est défini comme la somme des FCF et de la CSM. La somme BE et de l'ajustement pour risque constitue les *Fulfilment Cash Flow (FCF)*.

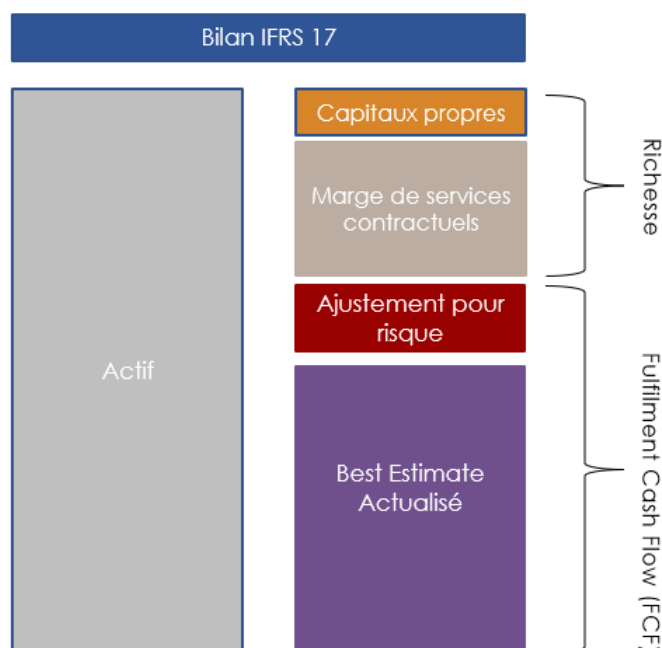


FIGURE 2.3 – *Bilan simplifié sous la IFRS 17*

Dans la suite, nous présentons chacun de ces blocs ainsi que leurs méthodologies de calcul. L'ajustement pour risque étant le sujet de ce mémoire, il sera traité de manière détaillée dans une section à part.

2.1.4.1 Le Best Estimate Liability : estimation des flux de trésorerie

Le Best Estimate Liability (BEL) est la Valeur actuelle probable de l'ensemble des flux de trésorerie entrants et sortants qui résulteront de l'exécution du contrat.

Ainsi :

$$\text{BEL} = \mathbb{E} \left(\sum_{t=1}^{+\infty} \frac{\text{CF}_t}{(1+r_t)^t} \right),$$

avec CF_t le flux de trésorerie net en période t et r_t le taux d'intérêt sans risque en période t .

Selon la norme, les flux peuvent être mesurés à un niveau d'agrégation plus large que celui du groupe de contrats. L'estimation du montant total doit alors être répartie entre les différents groupes.

Le BEL ainsi défini par la norme IFRS 17 est dans le principe similaire au BE de la norme solvabilité II. Néanmoins ces deux définitions diffèrent au niveau des flux qui sont pris en compte et la méthode d'actualisation de ces flux.

La norme précise que les estimations de flux de trésorerie doivent :

- 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 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 ;
- être explicites.

L'IASB, n'impose pas de courbe spécifique pour l'actualisation des flux de trésorerie futurs, contrairement à l'EIOPA, qui transmet les courbes de taux d'actualisation mensuelle à utiliser pour les calculs dans le référentiel Solvabilité II. Dès lors, deux approches sont possibles pour la méthode d'actualisation des flux :

- L'approche "top-down" ;
- L'approche "bottom-up".

Dans notre étude, la courbe retenue pour l'actualisation des flux dans les différentes approches proposées est la courbe de l'EIOPA..

Les estimations des flux de trésorerie futurs doivent prendre en compte les flux des entrées et sorties directement rattachées à l'exécution du portefeuille. Dans le cadre d'un contrat d'épargne, les flux entrants sont les primes, ils sont comptabilisés en négatif dans le calcul du BEL. Les flux sortants, sont quant à eux constitués des sinistres, des frais de traitement liés à ces derniers, des dépenses de gestion des polices, ou des bénéfices reversés aux clients. Ils sont comptabilisés en positif dans la formule du calcul du BEL.

La frontière des contrats

Les flux de trésorerie à considérer et ceux à exclure en fonction de leur nature sont définis aux paragraphes B65 et B66 de la norme. En particulier, la frontière des contrats implique que les flux associés aux primes futures doivent être considérés sous IFRS 17 lorsque l'assureur a la possibilité de contraindre l'assuré à payer la prime et une obligation substantielle de fournir une couverture d'assurance ou d'autres services. Cette obligation disparaît lorsque l'assureur peut réévaluer les risques au niveau de chaque portefeuille de contrats au sens de la norme IFRS 17.

Dans le cadre de notre compagnie d'assurance fictive, nous considérons que le BEL est sans prime future pour simplifier les calculs.

Taux d'actualisation

Les estimations des flux de trésorerie doivent être ajustées afin de refléter la valeur temps de l'argent ainsi que les risques financiers liés à ces flux. Les flux sont actualisés à un taux courant issu de données de marché observables, ajusté pour refléter les caractéristiques du passif d'assurance. Deux approches sont possibles :

- **Approche bottom-up** : Ajustement d'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
- **Approche top-down** : 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.

Ajustement de la 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.

La figure 2.4 résume les deux approches. En théorie, ces deux méthodes sont censées conduire au même taux. Mais dans la pratique, l'assureur obtient généralement deux taux différents ceci du à la difficulté d'estimer la liquidité d'un contrat d'assurance. La norme donne la liberté de choisir l'une des deux méthodes sans besoin de prouver que la seconde aurait abouti au même résultat ou alors un résultat proche.

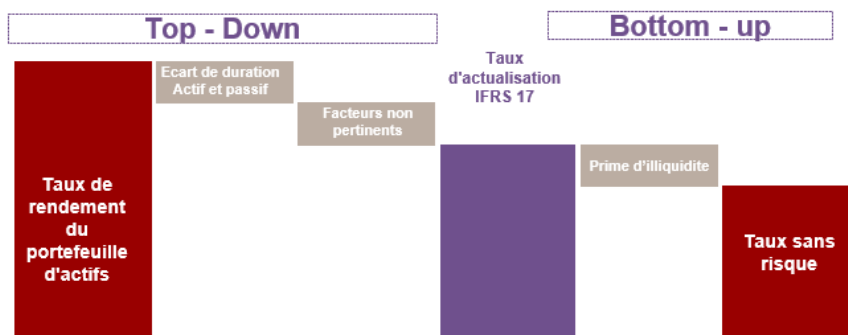


FIGURE 2.4 – Approche top-down et Bottom-up pour estimer le taux d'actualisation sous IFRS 17.

2.1.4.2 La Contractual Service Margin (CSM)

La marge pour services contractuels en anglais Contractual Service Margin (CSM) représente les profits non acquis du contrat, car ils se rattachent à des services futurs au titre des contrats du groupe. À l'initiation, la CSM est calibrée de façon à ne pas dégager de résultat à la souscription du contrat. La CSM ne peut pas être négative, elle est nulle si le groupe de contrat est déficitaire. En cas de contrat onéreux, la perte future est constatée en résultat.

Ultérieurement, la perte comptabilisée pourra être reprise en cas d'amélioration des résultats attendus avant la reconstitution de la CSM au bilan. La marge pour services contractuels se calcule comme suit :

$$CSM_0 = \max(CF_0 - BEL_0 - RA_0, 0),$$

avec CF_0 les flux de trésoreries reçus initialement par l'assureur (les primes), BEL_0 les flux de trésoreries futurs espérés et actualisés à la date de reconnaissance initiale et RA_0 l'ajustement pour le risque initial. Pour toutes les périodes ultérieures, :

- la marge pour services contractuels est capitalisée au taux à l'origine du contrat (sauf contrats participatifs directs)
- La CSM est ajustée pour représenter, à chaque clôture, le profit non encore acquis pour le groupe de contrat.
- La CSM, après son ajustement, est allouée au résultat pour refléter le service rendu (Approche des unités de couverture « Coverage unit »).

Le nombre des unités de couverture correspond au volume de couverture fourni par les contrats du groupe, déterminé, en considération, pour chaque contrat, du volume de prestation fourni et de la durée de couverture prévue. La norme ne donne aucune prescription sur l'indicateur pour mesurer le volume de couverture. La figure 2.6 résume l'évolution de la CSM d'un exercice N-1 à l'exercice suivant N.

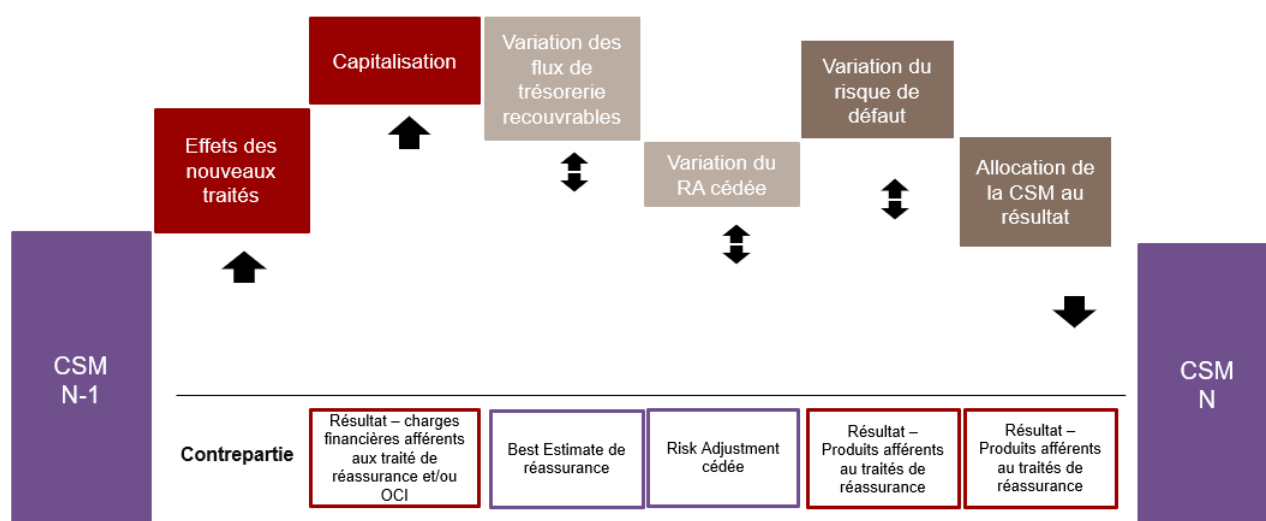


FIGURE 2.5 – Évolution de la CSM dans le modèle générale

2.1.4.3 L'ajustement pour risque

L'ajustement pour risque a pour objet d'ajuster les estimations de la valeur actualisée des flux de trésorerie futurs pour refléter 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.

En d'autres termes, il représente le montant qu'il serait raisonnable pour l'assureur de payer pour être dégagé du risque que les flux de trésorerie définitifs excèdent en fin de compte les flux de trésorerie attendus. Il est intégré dans l'évaluation du contrat de manière explicite. Il est réévalué à chaque clôture et diminue au fur et à mesure que l'assureur est dégagé du risque.

L'ajustement pour risque étant le sujet de notre mémoire, il sera présenté en détail dans une section à part (2.2).

2.1.5 L'approche VFA pour Variable Fee Approach

L'approche VFA est une méthode alternative au modèle général la deuxième approche du modèle BBA. Elle est appliquée pour les contrats d'assurance dits à participation directe. Il s'agit des Contrats dont les flux varient avec le rendement des éléments sous-jacents, par exemple les contrats d'épargne en euro/UC ou encore la retraite en France.

Selon la norme, Les contrats participatifs directs doivent répondre aux trois caractéristiques suivantes :

- L'assuré participe dans une part d'un pool clairement défini d'éléments sous-jacents ;
- Il est attendu de payer à l'assuré une part substantielle du rendement des éléments sous-jacents ;
- Il est attendu que les flux de trésorerie du contrat varient substantiellement avec les éléments sous-jacents

2.1.6 Le modèle de répartition des primes (PAA)

Le modèle de répartition des primes ou Premium allocation Approach en anglais est permise pour les contrats court-terme c'est-à-dire :

- si la durée de couverture du contrat est inférieure ou égale à 12 mois ;
- lorsqu'elle constitue une approximation raisonnable à l'approche building block.

Cette approche s'applique au titre de la période de couverture résiduelle. Pour les sinistres survenus, les passifs sont évalués selon le modèle général avec un BEL et une marge de risque.

La méthode de répartition des primes utilise une approche simplifiée qui permet d'évaluer les passifs afférents à la couverture résiduelle sur la base du passage du temps (le revenu d'assurance est reconnu au fur et à mesure du passage du temps selon un prorata temporis) ou bien en fonction de l'échéancier suivant lequel l'entité s'attend à engager les charges afférentes aux activités d'assurance. Le taux d'actualisation est déterminé à la date de survenance du sinistre.



FIGURE 2.6 – Évolution du passif dans le modèle PPA

2.2 Ajustement pour risque : enjeux de la modélisation

Ce mémoire s’articulant autour de la notion d’ajustement pour risque sous IFRS 17, il est primordial d’énoncer précisément sa définition ainsi que de présenter ses axiomes. Toutes les informations concernant l’ajustement pour risque se trouvent des paragraphes B86 à B92.

2.2.1 Aversion au risque et méthodologie de calcul

Rappelons que l’ajustement pour risque dit *RA* se définit 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. C’est une composante exprimant l’aversion de l’assureur face à l’incertitude due aux risques non financiers provenant du contrat d’assurance. De ce fait, la définition de l’ajustement pour risque renvoie directement à deux notions :

- l’appétence au risque de l’entité
- l’incertitude des flux de trésorerie futurs (montant et échéancier)

IFRS 17 n’impose pas de méthode d’estimation particulière pour la détermination de l’ajustement au titre du risque non financier. Néanmoins l’ajustement pour risque doit remplir les 5 conditions suivantes :

- il sera d’un montant plus élevé si les risques sont peu fréquents, mais graves que s’ils sont fréquents, mais peu graves ;
- 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 ;
- il sera d’un montant plus élevé si la distribution de probabilité des risques est large que si elle est étroite ;
- il sera d’un montant d’autant plus élevé que l’estimation à jour et la tendance qu’elle présente comportent de nombreuses inconnues ;
- 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.

La norme laisse alors la liberté aux entités d'assurance de développer leur propre méthode de calcul de l'ajustement pour risque. Ceci permet aux assureurs d'être en phase avec les principes de la norme selon lesquelles l'ajustement pour risque doit représenter une évaluation interne de leur profil de risque. Quelques méthodes d'évaluation de l'ajustement pour risque ont déjà été proposées par différents acteurs du marché parmi lesquelles nous pouvons citer :

- Coût du capital
- la méthode de l'intervalle de confiance basée sur une Value At Risk (VaR).
- l'approche Conditional Tail Expectation ($TVaR$)

Cependant, ces entités ont pour seule contrainte de fournir une justification cohérente et documentée la méthode utilisée. Dans le cas où une méthode autre que l'approche par intervalle de confiance est utilisée, il est demandé aux entités de communiquer le quantile et l'horizon associés à l'estimation de cet ajustement.

Dans le dernier chapitre de ce mémoire, nous proposons trois approches basées sur la méthode de l'intervalle de confiance et qui utilise la VaR comme mesure de risque.

2.2.2 Périmètre des risques non-financiers modélisés

La norme 17, ne définit pas de manière précise les risques spécifiques à prendre en compte dans l'évaluation de calcul de l'ajustement. Elle parle juste des risques non-financiers. Néanmoins, elle insiste sur la nécessité de séparer les risques d'assurances des risques financiers qui interviennent respectivement dans la détermination du RA et du Best Estimate³. Un risque non-financier se distingue d'un risque financier par le fait qu'il ne résulte pas de la réalisation d'un événement financier affectant négativement la valeur d'un actif.

Les acteurs du marché doivent donc en conséquence déterminer une cartographie des risques selon leur profil de risque et la composition de leur portefeuille.

Le périmètre de risques associés au calcul du RA recouvre à la fois les risques d'assurance et les risques non-financiers liés aux contrats d'assurance (exemple le risque de frais). Cependant, le risque opérationnel n'est pas intégré à l'évaluation du RA car par nature considéré comme plus global selon la norme IFRS 17. L'ajustement pour risque exclut tout risque qui n'est pas rattachés aux contrats d'assurance.

Notons que les travaux de cartographie des risques sous solvabilité II ont été d'une aide précieuse pour les assureurs en leur permettant de progresser plus vite dans la décomposition des risques d'assurance propre à leur portefeuille.

Il apparaît donc fondamental de lister de façon exhaustive, les sous-catégories de risques qui rentrent dans l'évaluation de l'ajustement pour risque.

Dans le cadre de ce mémoire, nous définissons le périmètre des risques modélisés à partir de la pieuvre des modules de risque de solvabilité II. Le cadre de notre étude étant l'épargne en assurance vie, les risques pris en compte sont les risques du module de souscription vie que nous avons présenté dans le chapitre précédent^{1.5.2}. Il s'agit des risques suivants :

- Risque de mortalité;

3. cf. B86 et B90

- Risque de longévité ;
- Risque de rachat qui comprend le rachat à la baisse, à la hausse et de masse ;
- Risque de frais ;
- Risque de catastrophe de mortalité ;

Certains risques sont néanmoins exclus du périmètre des risques modélisés dans notre étude.

Le risque de catastrophe de mortalité

Le risque de catastrophe est exclu car il est considéré comme un risque non significatif. En effet, au vu de l'historique, il s'agit d'un risque rare et donc à faible fréquence mais à sévérité élevée.

Le risque de rachat massif

Le risque de rachat de masse est considéré comme une catastrophe dont le fait générateur est lié à des événements financiers. Il ne s'agit donc pas d'un risque purement technique inhérent à l'exécution des contrats d'assurance. Un scénario de rachat de masse a lieu dans des conditions économiques spécifiques. Il peut correspondre à un risque de panique systémique comme dans le cas de *Lehman Brothers* aux États Unis ou un risque de réputation ou de perte de confiance des assurés comme ce fut le cas pour Dexia en France. Le risque de rachat massif n'est donc clairement pas attribuable aux contrats d'assurance.

Le risque de versements

Il s'agit du risque lié à la loi de versements qui rentre dans l'aléa du BE. Dans le cadre de notre étude, nous supposons que notre BE est calculé sans prime futur pour des raisons de simplifications.

Le risque d'arbitrage

Il s'agit du risque de perte des sommes investies lors de l'exercice d'un arbitrage. Nous supposons qu'il n'y a pas d'arbitrage dans notre compagnie d'assurance vie fictive.

Dans le cadre de notre étude, les risques pris en compte dans l'évaluation de l'ajustement pour risque dans notre étude sont : **le risque de mortalité, le risque de longévité, le risque de frais et le risque de rachat** (à la hausse et à la baisse).

2.2.3 Impact opérationnel de l'ajustement pour risque

L'intérêt de l'introduction d'un ajustement pour risque au titre des risques non-financiers en complément du BEL est :

- De mieux comprendre les caractéristiques des contrats d'assurance, et ainsi de fournir une meilleure information dans les états financiers de l'assureur par rapport à son évaluation vis-à-vis du risque non-financier auquel il fait face ;

- D’avoir un mode de comptabilisation du résultat qui reflète à la fois les profits dus à la couverture du risque et ceux dus aux services rendus, et donc au plus près des facteurs qui influencent les contrats d’assurance ;
- D’avoir un mode de comptabilisation du résultat qui reflète à la fois les profits dus à la couverture du risque et ceux dus aux services rendus, et donc au plus près des facteurs qui influencent les contrats d’assurance ;
- De restituer fidèlement les circonstances en cas d’une sous-tarification menant à une éventuelle perte ;
- De clairement rapporter les éventuelles évolutions dans l’estimation de ces risques.

Le *RA* impacte mécaniquement et de manière très structurante l’évaluation des profits futurs et le résultat IFRS des contrats en portefeuille (voir 2.6). Il représente donc un levier de pilotage des résultats IFRS 17 mais aussi de la CSM.

En effet, l’émergence des profits futurs dépend fortement de la chronique du *RA*. Il devient nécessaire que les acteurs du marché de l’assurance développent des méthodes d’évaluation du *RA* qui leur offrent de véritables capacités de pilotage du résultat IFRS 17. L’ajustement pour risque est donc une très belle opportunité pour les entités d’assurance d’exploiter pleinement leur corpus ERM (*Enterprise Risk Management*), sachant que le dispositif Solvabilité 2 les ayant considérablement fait progresser dans ce domaine.

2.2.4 La diversification et l’allocation de l’ajustement pour risque

Le *RA*, en tant que quantité couvrant les incertitudes associées aux risques d’assurance, doit également refléter les bénéfices de diversification sous-jacents⁴

En effet, une entité d’assurance peut avoir dans son portefeuille des contrats exposés à des risques différents mais se compensent mutuellement (effet de compensation inter-contrat). Un risque peut donner lieu à une augmentation des flux entrants pour une catégorie de contrats tandis que pour d’autres catégories du même portefeuille, ce risque induit une baisse de ces flux. C’est le cas par exemple en assurance vie du risque de mortalité dans les contrats d’assurance qui peut être compensé partiellement par le risque de longévité pour les contrats.

Les acteurs de marché ont donc la possibilité de tenir compte des bénéfices de diversification entre leurs risques d’assurance et leurs portefeuilles de passifs afin d’optimiser la valeur du *RA*.

Il est donc nécessaire de disposer d’une vision consolidée du *RA* à l’échelle de l’entité d’assurance qui capte les phénomènes de diversification entre les risques ainsi qu’entre l’ensemble des portefeuilles et groupes de contrats. La prise en compte de la diversification s’effectue à l’aide de techniques d’agrégations des risques basées sur des approches modulaires ou en recourant à des distributions empiriques.

Par ailleurs, les calculs de la CSM s’effectuant au niveau des groupes de contrats, il convient de disposer d’une estimation du *RA* selon cette granularité. Cette allocation est nécessaire même si la norme n’impose pas un calcul de l’ajustement pour risque à la maille groupes de contrats.

4. cf.IFRS17 B88.a).

Chapitre 3

Présentation de l'outil ALM

Dans ce chapitre nous présentons l'outil de gestion actif-passif du cabinet Mazars Actuariat développé sous Excel VBA et sous Rstudio. Nous l'utilisons pour la partie pratique de notre étude afin d'évaluer le Best Estimate.

L'outil ALM modélise une compagnie d'assurance commercialisant des produits d'épargne sur des fonds "EURO" et "UC" . Il permet de capter les interactions entre l'actif et passif, qui proviennent des options et garanties présentes dans les contrats d'assurance vie. Pour les valoriser, le modèle ALM prend en entrée plusieurs scénarios économiques et requiert certaines hypothèses relevant du comportement des assurés ainsi que du management. La gestion actif passif est un procédé qui repose sur l'analyse des flux de passif et d'actif, le bilan et son évolution probable sur un horizon de temps, en tenant compte des interactions entre le passif et l'actif.

Dans notre étude nous considérons les contrats d'assurance avec les caractéristiques suivantes :

- les contrats de notre portefeuille sont des contrats euros, aucune part d'UC n'est considérée ;
- Les contrats ont des options de rachat total ou partiel qui peuvent être exercées toute la vie du contrat avec des pénalités à payer ;
- Les arbitrages ne sont pas modélisés ;
- Une garantie de PB contractuelle peut être proposée ;
- Le TMG contractuel est valable toute la durée de vie du contrat ;
- Un chargement est prélevé annuellement sur l'encours ;

3.1 Description du fonctionnement de l'outil ALM

3.1.1 Modélisation stochastique du *Best Estimate*

Dans notre modèle ALM, les garanties et options des contrats sont valorisées selon l'approche stochastique. L'outil nous permet d'évaluer le *Best Estimate* défini comme étant la valeur actuelle des flux probables des flux de trésoreries futurs entrant net de primes.

Le *Best Estimate* peut être calculé de deux manières : en déterministe et en stochastique. Toutefois, seule l'approche stochastique permet de valoriser correctement les options et garanties.

La simulation déterministe correspond à une vision où les différents cash-flows sont considérés selon un unique scénario dit le scénario central. Elle est le plus souvent utilisée pour simuler des passifs d'assurance qui ne dépendent pas des actifs. C'est le cas en assurance non vie où il n'existe pas d'interaction entre l'actif et le passif. Dans cette approche, le scénario peut être facilement défini par le management, on peut lire directement les résultats et les interpréter. De plus, le temps de calcul est relativement court.

Ci-dessous un exemple de valorisation du TMG par une approche déterministe.

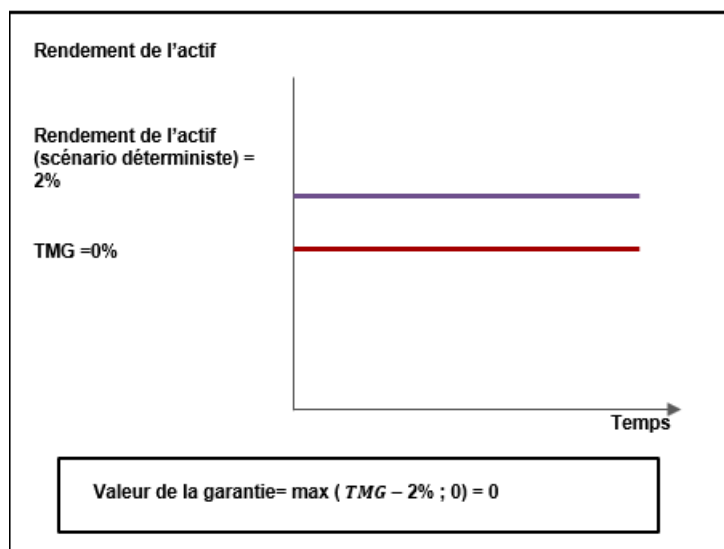


FIGURE 3.1 – Valorisation du TMG selon une approche déterministe

Dans cette approche, le coût de la garantie TMG 0% pour assureur qui a un rendement financier de 2% selon son scénario central vaut 0 ; ce qui ne reflète pas la réalité du marché.

A l'inverse, une simulation stochastique, permet la variabilité des différents facteurs de risques (courbe des taux, rendement action etc). Elle consiste donc à simuler un grand nombre de scénarios possibles exprimant l'ensemble des réalisations futures pour les différents facteurs de risque.

Il s'agit donc d'une approche plus complexe qui nécessite une grande capacité de calcul. L'approche stochastique permet de valoriser les options et garanties financières, de calculer le SCR dans le cas d'un modèle interne et de projeter le bilan en version ORSA. Elle fournit également une distribution de la mesure de risque ce qui nous permet d'obtenir des indicateurs tels que la VaR, les quantiles (25%, 75%, etc) qui seront utilisés pour le calcul de l'ajustement pour risque.

Dans ce cadre, l'actif est simulé par un générateur de scénarios économiques (GSE), qui va simuler un grand nombre de situations économiques. Quant au passif, il existe plusieurs modèles qui permettent de simuler stochastiquement la sinistralité.

Considérons la valorisation du TMG selon une vision stochastique.

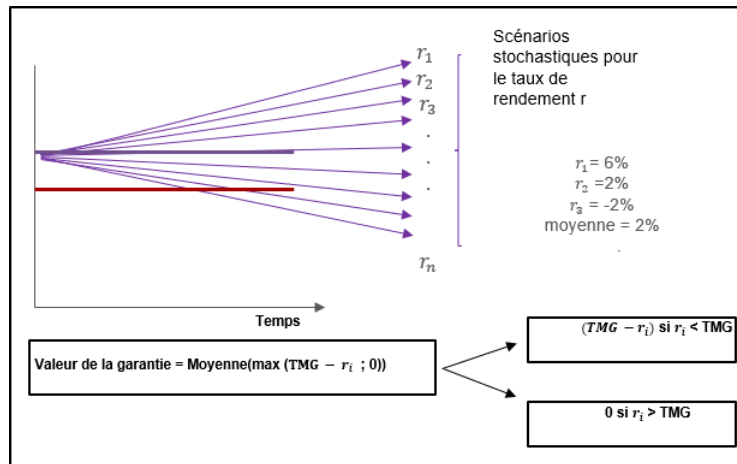


FIGURE 3.2 – Valorisation du TMG selon une approche stochastique

Le coût de la garantie TMG 0% est la moyenne des coûts relatifs à chaque scénario. Considérer un grand nombre de scénarios permet de refléter la réalité des risques.

En se basant sur une situation moyenne, un modèle de scénario déterministe ne valorise pas le coût du TMG à sa juste valeur. En revanche, lorsqu'on considère un ensemble de scénarios déterministes de manière aléatoire autour d'une moyenne, l'impact du TMG n'est pas négligé.

Pour simuler un grand nombre de scénarios, notre modèle ALM utilise la méthode de Monte-Carlo qui la loi des grands nombres. Elle consiste à générer un grand nombre de scénarios indépendants afin d'obtenir la valeur du *Best Estimate* la plus juste.

Notre modèle considère trois types de cash-flows :

- **Les prestations** : les rachats des contrats et les capitaux décès
- **Les frais** : les frais de placements financiers, gestion de sinistres, d'administration et d'acquisition des primes.
- **Les taxes** : principalement les prélèvements sociaux

3.1.2 Évaluation du *Best Estimate*

L'outil ALM prend en entrée N scénarios économiques risque neutre. Pour chaque scénario, l'outil projette l'actif et le passif de la compagnie d'assurance sur un horizon de 30 ans tout en effectuant des interactions entre l'actif et le passif (taux servi, rachats, réallocation, distribution de la PB, etc).

Selon un algorithme prédéfini (voir [3.3](#)), le *Best Estimate* de la compagnie d'assurance vie se calcule alors sous la probabilité risque neutre \mathcal{Q} selon la formule :

$$Best\ Estimate = E_{\mathcal{Q}} \left(\sum_{n=1}^{30} \delta_n \times C_n \right) \simeq \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\sum_{n=1}^{30} \delta_n^i \times C_n^i \right)$$

$$C_n = F_n(out) - F_n(in)$$

Avec :

- δ_n^i le facteur d'actualisation en zéro intervenant l'année n dans le scénario i
- C_n^i est la somme des cash-flow sortants nets et entrants intervenant dans l'année n dans le scénario i
- $F_n(out)$ flux de l'année n représentant l'engagement de l'assureur

$$F_n(out) = \text{Rachat} + \text{Décès} + \text{Frais} + \text{Prélèvements sociaux}$$

- $F_n(in)$ flux de l'année n représentant l'engagement de l'assuré

$$F_n(in) = \text{Primes versées}$$

Le calcul du *Best Estimate* dans l'outil se fait selon l'algorithme suivant :

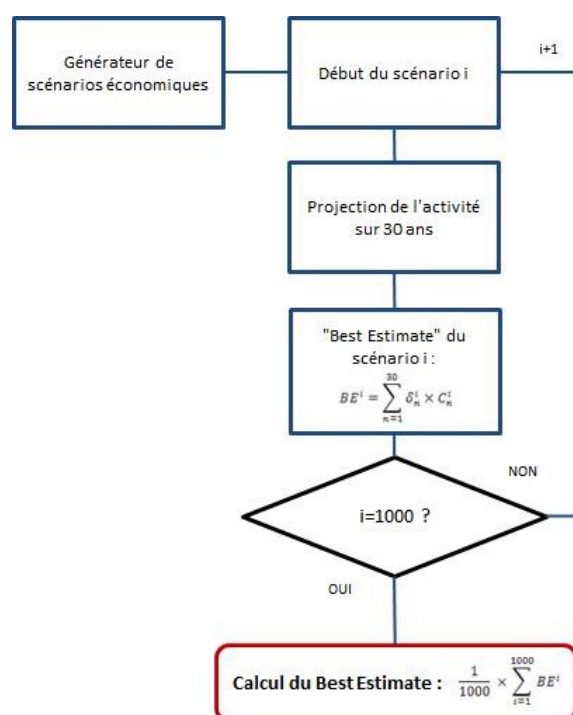


FIGURE 3.3 – Architecture de calcul du BE

3.2 Les mécanismes de l'outil ALM

Dans cette section, nous présentons les différents éléments qui entrent dans la construction du modèle ALM et la valorisation des options et garanties. Nous détaillerons la modélisation de l'actif et du passif en énonçant les hypothèses utilisées.

Le fonctionnement général de l'outil ALM peut être résumé dans le schéma chronologique ci-dessous :

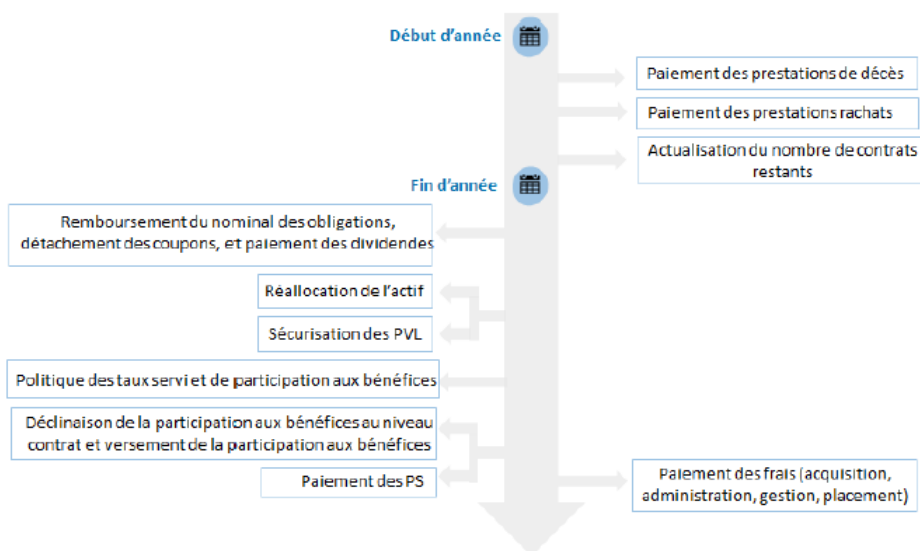


FIGURE 3.4 – Fonctionnement du modèle ALM

3.2.1 La modélisation du passif

3.2.1.1 Hypothèses du passif

Pour pouvoir construire notre modèle ALM, des hypothèses simplificatrices ont été faites pour pouvoir refléter au mieux les flux de trésorerie futurs de l'assureur et d'évaluer de manière juste le *Best Estimate*. L'outil ALM prend donc comme hypothèses :

- L'activité de la compagnie fictive prend fin au bout de 30ans. Nous considérons qu'à cette date, tous les assurés auront racheté leurs contrats ;
- La compagnie d'assurance fonctionne en run-off, il n'y a pas de nouvelle souscription de durant la projection ;
- Les contrats d'assurance sont agrégés en groupes de contrats homogènes selon leurs caractéristiques. Ces groupes sont appelés des *model point* ;
- Les rachats et les décès se produisent en fin d'année ;
- Les revalorisations ont lieu en fin d'année avant les rachats et décès ;
- La mortalité est une fonction déterministe de l'âge de l'assuré ;
- Toutes les provisions du bilan ne sont pas modélisées. Seule la PM, la PPE et la réserve de capitalisation le sont.

3.2.1.2 Modélisation des éléments apparaissant au passif

Provisions mathématiques

Elle est calculée à la clôture selon la formule suivante :

$$PM_{Cl\acute{o}ture}(t) = PM_{Ouverture} - \text{Décès} - \text{Rachats} + \text{Primes} - \text{Chargement acquisition} + \\ \text{Revalorisation} - \text{Commission sur encours} - \text{Prélèvements sociaux}$$

Ayant fait l'hypothèse qu'en fin de projection la totalité des assurés rachètent leur contrat, la provision mathématique à la fin de la 30^{ème} année est nulle.

La PPE

Elle varie à plusieurs étapes de notre outil en fonction de la conjoncture économique et des actions du management. Celle-ci est un élément indispensable de l'outil ALM, notamment par son rôle dans la revalorisation des engagements.

Les fonds propres

Ils varient aussi durant l'année car, selon une approche comptable, les fonds propres sont composés du capital social (part des actionnaires), de la réserve (bénéfices des années précédentes non redistribués aux actionnaires) et du résultat de l'année. Nous supposons dans notre outil que l'assureur ne redistribue jamais les bénéfices aux actionnaires, ce qui nous amène à recalculer les fonds propres chaque année en ajoutant le résultat de l'année aux fonds propres de l'année précédente.

$$FP_N = FP_{N-1} + R_N$$

Avec :

FP_N les fonds propres de l'assureur lors de l'année N

R_N le résultat comptable de l'année N en normes comptables françaises.

La réserve de capitalisation

Elle est mise à jour à chaque cession d'obligation

3.2.1.3 Modélisation de la sinistralité

Les décès

Les décès interviennent en fin d'année après revalorisation des PM en N-1 (voir figure [3.4](#)). On a supposé les décès déterministes en fonction de l'âge de l'assuré. Nous faisons l'hypothèse que la prestation de l'assuré en cas de décès est égale à sa provision mathématique de clôture et elle est payée immédiatement par l'assureur.

La table de mortalité utilisée dans le modèle ALM est la table TF 00-02. La PM qui doit être libérée pour les bénéficiaires des assurés décédés est calculée pour chaque modèle point selon la formule :

$$Prestation_{d\acute{e}c\acute{e}s}(t) = \sum_{i=1}^{45} tx_{d\acute{e}c\acute{e}s}(i) \times PM_i(t-1)$$

Où :

- i le numéro du *model point*
- $PM_i(t-1)$ le montant de la provision du *model point* i à la fin de l'année $t-1$ après revalorisation par l'assureur.

Les rachats

Dans notre outil ALM les rachats structurels et conjoncturels sont modélisés. Nous supposons qu'un rachat total intervient en début d'année, après revalorisation de l'encours de l'assuré.

Par besoin de simplification, nous ne modélisons pas les rachats partiels et les arbitrages structurels et conjoncturels.

- **Rachats structurels**

Ils sont fonction de l'ancienneté des contrats et s'expriment en pourcentage de la provision mathématique du model point. Les rachats structurels suivent la loi suivante :



FIGURE 3.5 – Courbe des rachats structurels

Nous supposons à travers ce graphique que notre compagnie d'assurance a constaté à partir d'études statistiques un rachat structurel constant de l'ordre de 3% excepté lorsque l'ancienneté de l'assuré est égale à 5 ou 8 ans. Dans ces deux cas de figure l'historique de la compagnie indique un rachat structurel de 4% et respectivement 6%. Les deux pics de rachat sont entièrement expliqués par la fiscalité de l'assurance vie.

- **Rachats Conjoncturels**

Les rachats conjoncturels ou dynamiques sont les rachats expliqués par les conditions actuelles du marché.

La modélisation de rachat conjoncturel pose un problème aux compagnies d'assurance. Ces dernières ne peuvent pas établir d'historique comme elles font pour les rachats structurels. En effet, modéliser ces rachats suppose la prise en compte des assurés, qui, réactifs à la conjoncture économique rachèteront leur contrat s'ils estiment pouvoir obtenir un meilleur rendement sur un produit concurrent.

Pour y remédier, l'ACPR a proposé dans les orientations nationales complémentaires du QIS 5 [1] une loi de rachat conjoncturel en fonction du spread de taux qu'il peut exister entre le taux servis par l'assureur et le taux attendu par l'assuré.

$$RC = \begin{cases} RC_{max} & \text{si } TS - TA < \alpha \\ RC_{max} \times \frac{TS-TA-\beta}{\alpha-\beta} & \text{si } \alpha \leq TS - TA < \beta \\ 0 & \text{si } \beta \leq TS - TA < \gamma \\ RC_{min} \times \frac{TS-TA-\gamma}{\delta-\gamma} & \text{si } \gamma \leq TS - TA < \delta \\ RC_{min} & \text{si } TS - TA \geq \delta \end{cases}$$

Avec :

TS le taux servi par l'assureur

TA le taux attendu par l'assuré.

A travers la valeur de ces 6 paramètres, l'ACPR propose deux lois de rachats conjoncturels, l'une correspondant à un plancher minimum de rachat, l'autre à un plancher maximum. Il est recommandé aux assureurs de choisir les paramètres de leur loi dans l'intervalle délimité par le « plafond minimum » et le « plafond maximum ». Dans notre outil nous avons retenu pour chaque paramètre, la moyenne entre les deux plafonds.

	Plafond min	Plafond max	Outil Mazars
α	-6%	-4%	-5%
β	-2%	0%	-1%
γ	1%	1%	1%
δ	2%	4%	3%
RC_{min}	-6%	-4%	-5%
RC_{max}	20%	40%	30%

FIGURE 3.6 – Paramètres de la loi de rachats conjoncturels

On calcule alors le taux de rachat total RT du modèle en sommant le taux de rachat conjoncturel RC et le taux de rachat structurel RS :

$$RT = \text{Min}(1; \text{Max}(0; RS + RC))$$

Additionner les deux taux de rachats revient à supposer que :

- Si le taux servi par l'assureur est inférieur aux attentes des assurés, ils auront tendance à racheter plus que ne l'indique le taux de rachats structurels.
- A l'inverse, lorsque le taux servi par l'assureur est supérieur au taux attendu par les assurés, la compagnie d'assurance aura à traiter moins de rachats qu'initialement prévu.

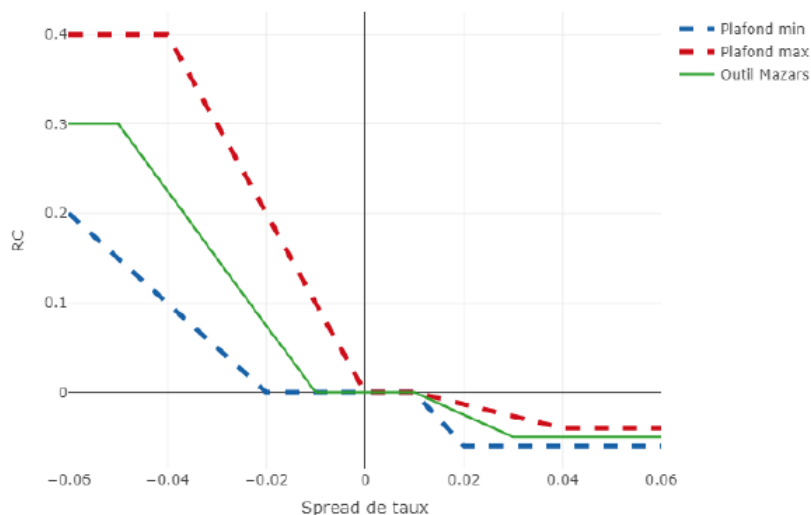


FIGURE 3.7 – Courbe des rachats conjoncturels

Puisque les rachats conjoncturels concernent les assurés sensibles aux taux pratiqués sur le marché, le taux attendu par l'assuré est le plus souvent interprété comme le **taux concurrent**, c'est-à-dire le taux pratiqué par les autres acteurs du marché. Le choix de la modélisation du taux concurrent est le plus souvent subjectif et impacte significativement les rachats et par conséquent le Best Estimate.

Ainsi, pour chaque *model point*, la part de PM racheté par les assurés est calculée comme suit :

$$Prestation_{rachat} = \sum_{i=1}^{Nb_{modelpoint}} t\chi_{rachat}(i) \times PM_i(t-1) - pénalités_{rachat}(t)$$

La pénalité de rachat qui sera affectée au résultat de l'assureur est calculée selon la formule suivante :

$$Pénalités_{rachat} = \sum_{i=1}^{Nb_{modelpoint}} t\chi_{rachat}(i) \times PM_i(t-1) \times t\chi_{pénalités-rachat}(i)$$

Les frais et taxes

Les frais doivent être modélisés selon le montant des frais réels ou défini dans le budget. Le paiement des frais est la dernière étape de l'outil ALM. L'assiette de projection doit être conforme avec la source du coût. Les frais sont calculés de la manière suivante :

- **Les frais de placement** calculés en pourcentage de la valeur comptable de l'actif en début d'année.
- **Les frais d'acquisition** calculés en pourcentage des primes versées brutes de chargement.
- **Les frais de gestion** calculés en pourcentage des prestations.
- **Les frais d'administration** calculés en pourcentage des provisions mathématiques.

Les taxes sont essentiellement constituées des prélèvements sociaux. Ils représentent 17,2% des provisions mathématiques.

Les primes

En se basant sur la frontière des contrats dans le cadre IFRS17, les versements libres sont inclus dans la projection. Afin de déterminer les engagements actuels de l'assureur, les primes futures à inclure doivent donner lieu à un engagement significatif de l'assureur à fournir une couverture ou des services à l'assuré.

Pour chaque *model point*, les versements libres sont modélisés proportionnellement aux versements de l'année précédente par un taux de chute des primes que nous introduisons.

Les primes en année t pour chaque *model point* i s'expriment de la manière suivante :

$$Primes_i(t) = Primes_i(t-1) \times tx_{chute\ primes}$$

où $tx_{chute\ primes}$ est le taux de chute de primes entre l'année t-1 et t.

Les primes sont supposées nulles dans notre étude.

3.2.2 La modélisation de l'actif

Dans cette partie nous exposons les actifs financiers présents dans notre modèle ALM.

Les interactions entre l'actif et le passif définissent et influencent les engagements de l'assureur envers ses assurés. De ce fait, l'assureur choisit les produits qu'il intègre dans son portefeuille d'actif avec précaution tout en veillant à piloter les risques qui en découlent. L'outil ALM projette l'actif de manière à refléter la conjoncture économique du marché dans lequel évolue la compagnie d'assurance. Dans notre portefeuille d'actif, nous retrouvons :

- Les actions.
- Les obligations
- Le monétaire
- L'immobilier

Le portefeuille d'obligations

Dans l'outil ALM, seules les obligations à taux fixes en fin d'année sont implémentées. Par souci de simplification, on les suppose notées AAA afin d'éviter le risque de spread. Cette simplification ne reflète pas le marché, car dans la réalité le rating moyen du portefeuille obligataire d'un assureur est proche de A.

La valeur de marché d'une obligation à la date t est donnée par :

$$VM(t) = \sum_{i=1}^{T-t} \frac{Tc \times N}{(1 + R(t, t+i))^i} + \frac{N}{(1 + R(t, T))^{T-t}}$$

Où :

- N est le nominal de l'obligation
- T est la maturité de l'obligation
- Tc est le taux de coupon de l'obligation

— $R(t, t+i)$ est le taux de zero coupon à la date t et de maturité $t+i$.

Pour calculer la valeur comptable de l'obligation, on remplace le taux zero coupon par le taux actuariel à l'achat dans la formule donnée ci-dessus.

Le portefeuille d'actions

Pour simplifier l'outil, nous ne considérons qu'un seul model point action.

Le portefeuille monétaire

Nous supposons que notre portefeuille monétaire nous rapporte le taux sans risque

Les produits financiers

A la fin de chaque période les produits financiers courant s'expriment de la manière suivante :

$$PF = \text{Coupons sur obligations} + \text{Intérêts sur monétaire} + 10\% \text{PVL sur actions} - \text{Frais de placement}$$

Nous définissons une politique de réalisation des plus-values latentes. Lorsque la situation le permet nous nous obligeons à réaliser un minimum de 10% des plus-values latentes sur action. Ce taux de réalisation peut augmenter par la suite en fonction du niveau de produits financiers nécessaires à la revalorisation des provisions mathématiques.

Dans notre modèle nous ne séparons pas les actifs qui sont en représentation des capitaux propres et ceux en représentation des provisions mathématiques. Pourtant il est nécessaire de connaître l'assiette revenant aux actionnaires et celle revenant de droit aux assurés après application du taux de participation aux bénéfices. Pour résoudre ce problème, nous avons décidé de répartir les produits financiers au prorata de la part des actionnaires et des assurés dans le passif en supposant que la provision mathématique et la provision pour participation aux excédents appartiennent aux assurés contrairement aux fonds propres et à la réserve de capitalisation appartiennent à l'assureur.

$$Part_{assurés}(t) = \frac{PM(t-1) + PPE(t-1)}{Passif(t-1)}$$

$$Part_{assureur}(t) = \frac{FondsPropres(t-1) + RKPI(t-1)}{Passif(t-1)} = 1 - Part_{assurés}(t)$$

Avec $RKPI(t-1)$ le montant de la réserve de capitalisation à $t-1$.

On répartit dans les produits financiers de la manière suivante :

$$Produitsfinanciers_{assurés}(t) = Produitsfinanciers(t) \times Part_{assurés}(t)$$

$$Produitsfinanciers_{assureur}(t) = Produitsfinanciers(t) \times Part_{assureur}(t)$$

La réallocation

C'est la première étape de l'action du management qui consiste à réallouer le portefeuille d'actif. Elle se décompose en trois principales étapes :

- **Allocation actuelle du portefeuille**

La revalorisation des provisions mathématiques et la prise en compte des prestations versées en début d'année, ainsi que les primes acquises en début d'année, ont inévitablement changé la structure de notre actif. La valeur comptable et celle de marché des actions ont été affectées par la réalisation probable de plus-values latentes lors de phase de revalorisation des provisions mathématiques.

Mais surtout l'actif monétaire, qui représente la trésorerie de la société, est impacté de toutes les entrées/sorties de cash qui ont eu lieu en fin d'année dernière et en début d'année (vente d'actions, prestation décès, prestation rachats, frais d'administration, etc.). La valeur de cet actif à cette étape peut être négative (si plus de cash-flow sortant qu'entrant) comme positive (respectivement plus de cash-flow entrant que sortant).

Nous avons fait l'hypothèse dans notre modélisation que le management cherchait à retrouver son allocation cible de départ en valeur de marché.

- **Vente et achats d'obligations dus à la réallocation**

A partir des taux cibles d'allocation, le management détermine les achats/ventes (en valeur de marché et en valeur comptable) qui doivent être effectués entre les actifs afin d'obtenir l'allocation cible. Le flux de transfert de l'actif obligataire nécessite un traitement particulier.

Nous supposons que notre société d'assurance achète uniquement des obligations d'Etat AAA de maturité 10 ans cotant le pair.

De plus, notre modèle attribue comme taux de coupon aux nouvelles obligations celui qui vérifie à l'achat : valeur comptable égale valeur de marché.

- **Nouvelle allocation**

La compagnie d'assurance effectue des transferts de flux financiers entre les différents actifs, et calcule les profits ou pertes associés à ces transferts qui résultent de l'état des marchés financiers au moment de l'opération d'achat ou de vente.

Dès lors, les plus ou moins-values réalisées sur les cessions d'obligations sont directement affectées à la réserve de capitalisation.

Les plus ou moins-values réalisées sur les cessions d'actions ou d'immobilier sont réparties entre l'assureur et l'assuré selon la règle définie plus haut dans la section produits financiers (elles s'ajoutent aux produits financiers).

La modélisation du taux concurrent

Le taux concurrent est défini comme étant le taux pratiqué par la concurrence sur lequel se fixe l'assuré pour comparer son taux de revalorisation. Dans la réalité, ce taux de référence

n'existe pas . L'information dont dispose l'assuré est bien plus vaste étant donné la multitude d'assureurs mais aussi de produits d'épargne. Représenter la concurrence par un taux unique est une modélisation simpliste de la réalité.

Dans les modèles ALM la concurrence peut être représentée dans un premier temps par une référence purement obligataire. A ce sujet, dans la modélisation des rachats conjoncturels, l'ACPR propose d'utiliser le taux moyen des emprunts d'État comme estimateur du taux concurrent.

Une autre approche consiste à « construire » un taux composite, fonction de plusieurs références (taux d'emprunt long, taux d'emprunt court, rendement d'action, rendement immobilier). Nous avons opté pour cette approche qui sans trop alourdir la modélisation propose un taux plus représentatif de la diversité du marché de l'épargne.

La construction du taux composite s'est faite par l'identification de trois profils de concurrents différents :

- L'assureur plus « agressif » dans son allocation d'actif ;
- Le nouvel entrant sur le marché ;
- La banque et son livret A.

L'assureur plus *agressif* correspond à une compagnie d'assurance dont l'allocation d'actif est plus orientée sur les actions. Dans les scénarios économiques où le rendement de l'action est au-dessus du taux sans risque ce concurrent aura la capacité de revaloriser à un taux supérieur que celui de notre société d'assurance. A l'inverse, si le rendement de l'action se situe au-dessous du taux sans risque nous servirons un meilleur taux à nos assurés. Nous lui avons défini une allocation en actions à hauteur de 30% et une allocation obligataire complémentaire de 70%. Le rendement du concurrent agressif à la date t est alors modélisé de la façon suivante :

$$Taux_{concurrentAgressif}(t) = \frac{1}{5} \sum_{i=0}^4 (0,3 \times rendement_{actions}(t-i) + 0,7 \times 0,7 \times taux_{ZC}(t-i, m))$$

Avec $taux_{ZC}(t-i, m)$ qui représente le rendement des actifs obligataires, tel que le taux zéro coupon est à 10 ans (m=10).

Le *nouvel entrant* est la société d'assurance qui est arrivée cette année sur le marché. Par sa présence récente il bénéficie d'un rendement obligataire différent. Il dispose d'obligations neuves » achetées au cours de l'année et dont le rendement dépend du niveau de la courbe des taux actuels. Si lorsque le nouvel entrant achète ses obligations les nôtres sont en moins-values latentes alors son rendement sera plus élevé. Le nouvel entrant est caractérisé par, des obligations achetées au cours de l'année et de maturité moyenne supérieure, nous l'avons donc modélisé par le zéro coupon de maturité 10 ans

$$Taux_{nouvelEntrant}(t) = \frac{1}{5} \sum_{i=0}^4 taux_{ZC}(t-i, m)$$

Afin de lisser ce taux, nous prenons une moyenne sur 5 ans.

Pour finir nous avons décidé de représenter le livret A puisqu'il est à ce jour le grand concurrent des assurances vie en euros. Le livret A est représenté par un taux d'emprunt court dans notre modèle, le zéro coupon de maturité 1 an :

$$Taux_{livretA}(t) = taux_{ZC}(t, 1)$$

Le taux concurrent est donc la moyenne de ces trois taux concurrents. La moyenne nous permet de prendre en compte l'aversion au risque de l'assuré. Dans cette configuration, les assurés les plus risco-phobe choisiront le livret A. Ceux avec une appétence moyenne au risque choisiront notre compagnie fictive et enfin la dernière proportion des assurés choisira le concurrent agressif.

Le taux concurrent est donné par la formule suivante :

$$Taux_{concurrent}(t) = \frac{1}{3}(Taux_{concurrentAgressif}(t) + Taux_{nouvelEntrant}(t) + Taux_{livretA}(t))$$

La revalorisation des PM

Cette action détermine le taux auquel la société d'assurance revalorise les PM des assurés (PM de début d'année après décès et rachats et primes nettes de chargement). Elle va déterminer la capacité de servir le taux ciblé par le management.

- **Revalorisation du portefeuille UC** La revalorisation des provisions mathématiques repose uniquement sur le rendement des actions sur lesquels on retire les frais de chargements sur l'encours. Le taux servi est donc donné par la relation :

$$Revalo_{UC}(t) = rendement_{actions}(t) - chargement_{encours}$$

Les contrats UC ne sont pas modélisés dans notre étude.

Pour le portefeuille Euro, l'outil ALM le revalorise selon deux approches : la revalorisation contractuelle et la revalorisation cible. Dans notre étude, les contrats UC ne sont pas modélisés.

- **Revalorisation garantie**

Il s'agit de la revalorisation due aux engagements de l'assureur envers ses assurés. Elle dépend de deux paramètres : le TMG et le taux de PB contractuel et se calcule par *model point*, pour tenir compte de la diversité du portefeuille.

La revalorisation garantie RG_i pour le *model point* i se calcule de la manière suivante :

$$RG_i = \max \left(PM_i \times TMG_i; PB_{contractuelle_i} \times PF_{assuré} \times \frac{PM_i}{PM} \right)$$

Avec :

- PM_i la provision mathématique associée au *model point* i ;
- TMG_i le TMG du *model point* i ;

- $PF_{assuré}$ les produits financiers totaux générés par les encours pour l'année d'exercice correspondant
- $\frac{PM_i}{PM}$ représente la part de produits financiers générés par les encours du *model point* i

La revalorisation garantie est la part de la revalorisation contractuelle liée au TMG.

Le taux de revalorisation garanti associé au *Model point* i est défini comme suit :

$$T_{G_i} = \frac{RG_i}{PM_i}$$

- **Revalorisation cible**

La revalorisation cible est défini par le management dans le but atteindre sa cible par rapport au taux concurrent. Son objectif est de réduire les rachats conjoncturels. En effet, la participation aux bénéfices cible doit refléter les objectifs commerciaux de la société. Ce taux de PB fluctue en fonction de la conjoncture économique qui est exposé à des aléas qui peuvent surgir année après année. Le taux de PB cible doit donc satisfaire les assurés afin de les garder dans le portefeuille et éviter les rachats dynamiques. Si l'assureur sert un taux inférieur aux attentes de l'assuré, ce dernier peut exercer son droit de rachat ou mettre un terme à son contrat.

Dans notre modèle ALM, nous supposons que le taux de PB cible est égal au taux attendu par l'assuré chaque année c'est-à-dire le TME. Le taux concurrent dans notre modèle ALM est modélisé comme le maximum entre le Concurrent agressif dont le rendement des actifs est constitué de 70% d'obligation et de 30% d'actions, le taux zéro coupon à 10 ans et le taux du livret A c'est à dire le taux zéro coupon à 1 an.

L'objectif de PB cible dépend fortement des ressources financières de l'entité d'assurance ainsi que de la gestion de la PPE. Il est donc nécessaire de tenir compte des contraintes liées au TMG et à la PB contractuelle.

Elle est calculée de manière suivante :

$$RC_i = PM_i \times \max(T_C; T_{G_i})$$

Avec T_C le taux concurrent et T_{G_i} le taux garanti contractuellement pour le model point i .

L'action de management doit également définir les différentes règles de distribution couvrant les différents cas possibles dans la distribution de la revalorisation cible.

Algorithme de politique de taux servi

Dans certains cas, les produits financiers revenant aux assurés ne suffisent pas à atteindre le montant de revalorisation cible RC. Le management va alors suivre une série d'actions permettant de s'approcher au mieux de ce montant (voir [2](#)).

Dans un premier temps, nous regardons si les produits financiers générés par l'argent des assurés suffisent à servir la revalorisation dite contractuelle. S'ils sont suffisants, le nouvel objectif sera d'atteindre la revalorisation cible. Les schémas suivants résument tous ces mécanismes :

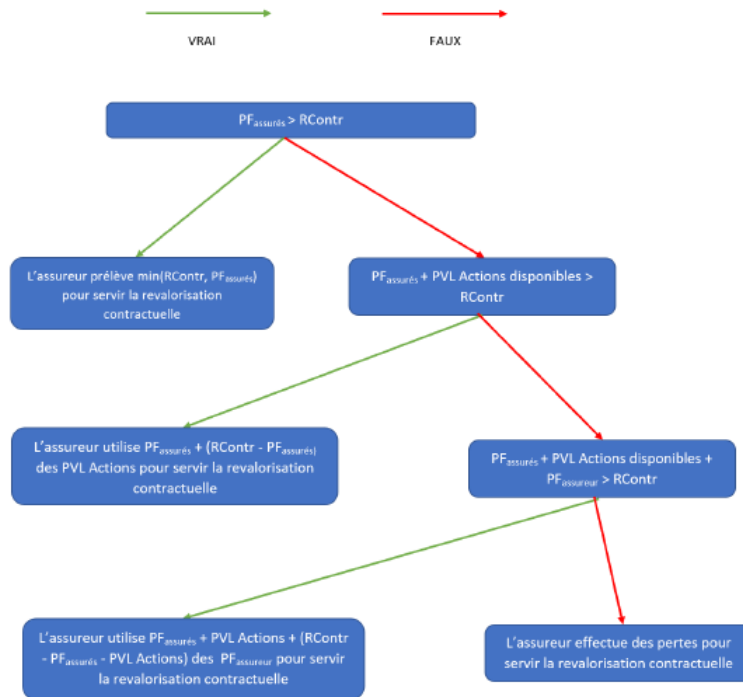


FIGURE 3.8 – Etape 1 : servir la revalorisation contractuelle



FIGURE 3.9 – Etape 2 : atteindre la revalorisation cible (RC)

La participation aux bénéfices

Nous faisons un test de participation aux bénéfices minimum qui consiste à s'assurer que 85% de produits financiers part assureur sont attribués aux assurés soit par le biais de la revalorisation globale effectivement versée (revalorisation des PM), soit par une attribution différée par le biais d'une dotation à la PPE.

3.3 Cadre de l'étude : modélisation d'une compagnie d'assurance vie fictive

Nous menons notre étude sur une compagnie d'assurance vie qui reflète le marché actuel afin d'obtenir des niveaux de BE cohérents. Afin de simplifier notre modèle, nous avons fait des hypothèses et choisi de ne modéliser que des contrats euros dans notre portefeuille.

Dans la suite, nous présenterons les caractéristiques et paramètres de notre compagnie d'assurance en scénario central à la date du 31/12/2020.

La composition du portefeuille jouera un rôle essentiel dans la section relative au calcul de l'ajustement pour risque avec les méthodes dans la mesure où celle-ci est directement impactée par les conditions économiques.

3.3.1 Les scénarios économiques

Pour projeter nos 1000 scénarios économiques, nous utilisons la courbe des taux sans risques à la date du 31/12/2020 fournie par l'EIOPA. La projection est effectuée sur un horizon de temps de 30 ans. Pour la modélisation de la courbe des taux courts, nous utilisons un modèle de Hull & White à un facteur pour sa simplicité. Ce modèle comprend en input la courbe des taux à l'instant initial fournie par l'EIOPA.

3.3.2 Bilan comptable de la compagnie

La PPE et la réserve de capitalisation

Pour fixer les paramètres de notre compagnie d'assurance, nous nous basons sur l'ordre de grandeur réelle retrouvé chez les assureurs. De ce fait, pour le ratio PPE/PM nous le fixons à 3,5%. Il en est de même pour la réserve de capitalisation, avec un ratio RKPI/PM de l'ordre de 2% ;

Bilan Passif initial	
Fonds propres	300 000 000
Provision mathématique	380 000 000
PPE	13 300 000
Réserve de capitalisation	7 600 000

FIGURE 3.10 – Bilan initial du passif

Le stock de plus-value

Le stock initial de plus-values est de 10% pour les actions et l'immobilier. Dans notre allocation initiale, nous déduisons les valeurs nettes comptables de nos actifs ; 70% pour les obligations, 10% d'actions, 15% d'immobilier et enfin 5% de monétaire. Le tableau ci-dessous détaille les valeurs de la répartition de l'actif.

Bilan Actif VNC	
Obligations	490 630 000
Actions	70 090 000
Immobilier	105 135 000
Monétaire	35 045 000

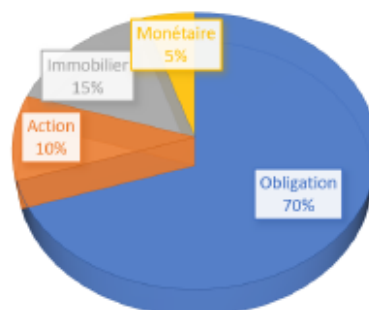


FIGURE 3.11 – Bilan initial de l'actif

L'allocation cible

Dans notre outil, nous faisons l'hypothèse que le management action cherche à retrouver son allocation cible de départ en valeur de marché constante paramétrée dans l'outil. L'allocation cible est donc égale à l'allocation initial. A partir des taux cibles d'allocation, le management détermine les achats/ventes (en valeur de marché et en valeur comptable) qui doivent être effectués entre les actifs afin d'obtenir l'allocation cible.

3.3.3 Les *Model point* du passif

Nous implémentons 10 model points dans l'outil ALM qui sont tous supposés en stock dans la société d'assurance. Les caractéristiques des model points sont les suivantes à la date d'arrêté du 31/12/2020.

Stock/NB	Ancienneté	TMG	Chargement(encours)	Nombre de polices	PM	Age moyen	Primes(EUR)
stock	19	2,75%	0,6%	1000	60 000 000	59	0
stock	17	2,50%	0,6%	1000	60 000 000	57	0
stock	15	2,25%	0,6%	1000	60 000 000	55	0
stock	13	2,50%	0,6%	1000	40 000 000	53	0
stock	11	1,75%	0,6%	1000	40 000 000	51	0
stock	9	1,25%	0,6%	1000	40 000 000	49	0
stock	7	0,75%	0,6%	1000	20 000 000	47	0
stock	5	0,25%	0,6%	1000	20 000 000	45	0
stock	3	0,25%	0,6%	1000	20 000 000	43	0
stock	1	0%	0,6%	1000	20 000 000	41	0

TABLEAU 3.1 – *Model Point du passif*

- *Le nombre de polices* : chaque *model point* contient 1000 contrats ;
- *L'ancienneté* : elle est définie comme étant la différence entre l'année de souscription et la date d'arrêtée. L'ancienneté est compris entre 1 et 19 ans afin de capter un grand nombre de contrats ;
- *Le TMG* : c'est le TMG relatif à un *model point*. Notre portefeuille a en stock des contrats des assurés bénéficiant de TMG élevés reflétant ainsi l'inertie de portefeuille qui caractérise la plupart des compagnies d'assurance vie actuelles dans un environnement de taux bas/négatifs.
- *L'âge* : L'âge moyen du portefeuille est de 50 ans. Les âges moyens relatifs aux model points permettent de projeter les décès dans l'outil ALM ;
- *Le chargement d'acquisition et sur encours* : Les frais de chargement sont fixés à 0,006% pour tous les *model points* ;
- *Les fonds euros* : pour chaque *model point* on initialise la provision mathématique 20K € pour les contrats plus récents et 60K € pour les contrats plus anciens ;
- *Les primes* : nous supposons qu'il n'y a pas de primes par *model point* et donc pas de versements libres ;
- *La PB* : le taux d'affectation de la participation aux bénéfices pour chaque *model Point* est fixé à 9%.

3.3.4 Les *model point* de l'actif

Notre compagnie d'assurance fictive achète uniquement des obligations assimilables au trésor notées AAA de maturité 10 ans et émises par l'Etat français. Nous choisissons initialement 10 obligations en stock dans le portefeuille. Les taux de coupons des obligations en stock dans le portefeuille sont fixés comme étant la valeur de l'OAT 10 au moment de l'achat de l'obligation. Nous utilisons les valeurs fournies par la banque de France. La Valeur Nette Comptable (VNC) de chaque obligation est fixée comme étant la VNC des obligations divisées par le nombre d'obligations en stock. Pour simplifier notre modèle, nous n'avons qu'un unique modèle nous n'avons qu'un *model point* d'action, d'immobilier et de monétaire contre 10 *model points* d'obligations.

	Année de terme	Rating	Devise	Taux de coupon	Nominal (= V NC)
1	2021	AAA	EUR	3,32%	49 063 000
2	2022	AAA	EUR	2,54%	49 063 000
3	2023	AAA	EUR	2,21%	49 063 000
4	2024	AAA	EUR	1,66%	49 063 000
5	2025	AAA	EUR	0,85%	49 063 000
6	2026	AAA	EUR	0,46%	49 063 000
7	2027	AAA	EUR	0,81%	49 063 000
8	2028	AAA	EUR	0,78%	49 063 000
9	2029	AAA	EUR	0,13%	49 063 000
10	2030	AAA	EUR	-0,15%	49 063 000

TABLEAU 3.2 – *Model point* d'actif

Le rating et la devise restent **AAA** et **EUR**. Pour les obligations qui ne sont pas en stock nous renseignons uniquement l'année du terme, le rating et la devise.

3.3.5 Le taux concurrent

Dans notre modèle, nous initialisons le taux concurrent à 0,25% pour l'année N-1 précédant notre date d'arrêté fixé le 31/12/2020. Le niveau de ce taux est relativement faible et s'explique par l'environnement de taux bas.

3.3.6 Hypothèses de frais et taxes appliqués

Nous supposons que les frais sont fixes tout au long de la durée de projection. Les valeurs fixées dans notre outil ALM sont :

- 0,15% pour le taux de frais de placement
- 1% pour le taux frais d'acquisition
- 1% pour le taux frais de gestion
- 0,2% pour le taux frais d'administration
- 17,2% pour le taux de prélèvement sociaux.

3.3.7 Les versements libres

Dans le cadre de notre étude, les primes futures ne sont pas modélisées dans notre compagnie fictive pour des besoins de simplification structurante et de contraintes opérationnelles.

Chapitre 4

Modélisation stochastique de l'ajustement pour risque

Dans ce chapitre, nous proposons de calculer l'ajustement pour risque selon trois méthodes basées sur l'approche par l'intervalle de confiance. En effet, dans l'approche par intervalle de confiance, l'ajustement pour risque représente le montant de pertes induites par une déviation du *Best Estimate* liées à l'aléa des risques non-financiers portés par les engagements d'assurance. Ce montant est déterminé pour un niveau de confiance qui reflète l'aversion au risque de l'assureur. La mesure de risque retenue est la *VaR*.

La première approche que nous proposons est l'approche type formule standard similaire au calcul du SCR modulaire dans le cadre de solvabilité II. Elle consiste à calculer, pour chaque risque, l'ajustement pour risque marginal en appliquant un choc unique adapté à la norme IFRS 17 aux hypothèses techniques et sur tout l'horizon de projection. Les *RA* marginaux sont ensuite agrégés en utilisant la matrice de corrélation.

La deuxième approche quant à elle propose, de calculer le *RA* marginal en appliquant non pas des chocs statiques tout au long de l'horizon de projection, mais des par chocs dynamiques tout au long de l'horizon de projection des flux.

La dernière approche consiste à générer une distribution de *Best Estimate* par la méthode des simulations dans les simulations. L'ajustement pour risque correspond alors à la déviation du quantile d'ordre α par rapport à la moyenne de la distribution.

4.1 Cadre théorique

4.1.1 Calcul du *Best Estimate* central

Dans cette partie, nous présentons la modélisation du *Best Estimate* dans le modèle ALM décrit dans le chapitre précédent [3.1.1](#). Pour rappel, nous retenons la courbe des taux EIOPA pour l'actualisation des flux dans les différentes approches que nous proposons.

Soient N le nombre d'années de projection des flux dans l'outil ALM ; $T \in \mathbb{N}$ un horizon de projection et $t \in \mathbb{N}$ le pas de projection tel que $0 \leq t \leq T \leq N$. On considère la date d'arrêté au 31/12/ N .

Notons i qui représente le risque non-financier i , tel que $i \in \llbracket 1, n \rrbracket$, avec n le nombre de risques non-financiers.

Nous définissons la variable aléatoire de $Y_i^{NF}(t)$ qui prend comme valeur le niveau à la date t , des hypothèses techniques relatives au risque non-financier i et utilisées pour le calcul des flux de trésorerie à chaque pas de temps (année).

Soit $Y_i^F(t)$ la variable aléatoire du niveau à la date t des risques financiers i (conditions économiques).

Nous supposons que pour un risque i , les hypothèses techniques centrales ne changent pas d'une année à l'autre c'est à dire que pour tout t , $Y_i^{NF}(t) = Y_i^{NF}(t-1) = Y_i^{NF}$. Par exemple, pour le risque de rachat, le niveau des taux dans la table de rachats centrale ne change pas tout au long de la projection des prestations de rachat en scénario central.

Comme expliqué dans la section précédente, le calcul du BE central repose sur une valorisation risque-neutre des flux de trésorerie futurs sous les hypothèses techniques centrales.

Dans le cadre du calcul de l'ajustement pour risque, nous nous intéressons à l'aléa autour des risques non-financiers. Le $BE_{central}$ à la date t se calcule donc selon la formule suivante :

$$\begin{aligned}
BE_{central}(t) &= \mathbb{E}^{\mathbb{Q} \times \mathbb{P}} \left[\sum_{t=1}^T \delta_t \times CF_t \right] \\
&= \mathbb{E}^{\mathbb{Q} \times \mathbb{P}} \left[\sum_{t=1}^T \delta_t (CF_t^{out} - CF_t^{in}) \right] \\
&= \mathbb{E}^{\mathbb{Q} \times \mathbb{P}} \left[\sum_{t=1}^T \delta_t (Prestations_t + Frais_t - Versement_t) \right] \\
&= \mathbb{E}^{\mathbb{Q} \times \mathbb{P}} \left[\sum_{t=1}^T F_t (Y_i^{NF}, Y_i^F(t)) \right]
\end{aligned}$$

avec :

- \mathbb{P} probabilité historique mesurant les risques non-financiers ;
- \mathbb{Q} Probabilité risque neutre mesurant les risques financiers ;
- δ_t le facteur d'actualisation à la date t ;
- CF_t^{out} le flux de passif sortant au cours de l'année t ;
- CF_t^{in} le flux de passif entrant au cours de l'année t ;
- $F_t (Y_i^{NF}, Y_i^F(t))$ les flux actualisés en fonction du niveau en année t des risques financiers Y_i^F et du niveau en année t des hypothèses techniques des risques non-financiers i en scénario central Y_i^{NF} .

Nous définissons la variable aléatoire $D_i(t)$ prenant comme valeur le choc à 1 an. Ce choc correspond à la déviation des hypothèses techniques pour le risque i entre les dates $t-1$ et t . En d'autres termes, c'est la déviation de la variable aléatoire $Y_i^{NF}(t)$ par rapport à la variable aléatoire $Y_i^{NF}(t-1)$.

$$1 + D_i(t) = \frac{Y_i^{NF}(t)}{Y_i^{NF}(t-1)}$$

En scénario central, une réalisation de la variable aléatoire de choc $D_i(t)$ est égale à 0 car les hypothèses techniques ne varient pas d'une année à l'autre.

Le $BE_{central}$ s'écrit alors :

$$BE_{central}(t) = \mathbb{E}^{\mathbb{Q} \times \mathbb{P}} \left[\sum_{t=1}^N \delta_t \times CF_t \mid \{D_1(t) = D_2(t) = \dots = D_n(t) = 0, Y_i^F(t)\} \right]$$

4.1.2 Définition des chocs avec l'approche de la VaR

De manière formelle, la *value-at-risk* (VaR) associée au risque X , pour un niveau de confiance $(1 - \alpha)$ et sur un horizon T est définie comme :

$$VaR_\alpha^T = \inf \{x \in \mathbb{R} \mid \mathbb{P}[X \leq x] \geq \alpha\}$$

La VaR représente la fonction quantile de la loi de X . Le calcul de l'ajustement pour risque avec la méthodologie de la VaR nécessite de définir :

- **Un niveau de confiance** qui correspond à l'aversion au risque de l'assureur
- **La distribution des risques** non-financiers sous-jacents au calcul de l'ajustement pour risque.

Pour une variable aléatoire $X \sim \mathcal{N}(0, \sigma_X)$, la $VaR_\alpha(X)$ à un niveau de confiance $1 - \alpha$ peut s'écrire :

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(X > VaR_\alpha) = \alpha &\Leftrightarrow \mathbb{P}\left(\frac{X}{\sigma_X} > \frac{VaR_\alpha}{\sigma_X}\right) = \alpha, \\ &\Leftrightarrow \phi\left(\frac{VaR_\alpha}{\sigma_X}\right) = 1 - \alpha, \\ &\Leftrightarrow VaR_\alpha = \sigma_X \times \phi^{-1}(1 - \alpha), \\ &\Leftrightarrow VaR_\alpha(X) = \sigma_X \times q_{(1-\alpha)}. \end{aligned}$$

avec :

- ϕ : la fonction de distribution inverse de la loi normale centrée réduite;
- $q_{(1-\alpha)}$ le quantile à $1 - \alpha$ d'une loi normale centrée réduite.

Dès lors que nous connaissons la loi de la variable aléatoire $D_i(t)$ des déviations à l'horizon 1 an, nous pouvons écrire toute réalisation δ_i de $D_i(t)$ comme une VaR à horizon 1 an pour un niveau de confiance $1 - \alpha$.

$$\delta_i(t) = VaR_\alpha^1(D_i(t))$$

Par analogie, le choc δ_i^{S2} , définis dans la formule standard de solvabilité II pour le calcul du SCR_i relatif au risque technique i vu à la date t , correspond à une réalisation de la variable aléatoire $D_i(t)$, pour un niveau de confiance 99,5%.

4.1.3 Approche type formule standard

Cette section présente l'approche type formule standard adaptant la formule standard proposée par l'EIOPA dans le cadre prudentiel Solvabilité II.

Mode opératoire

L'évaluation de l'ajustement pour risque par cette approche est similaire au calcul du SCR élémentaire en environnement solvabilité 2. Le SCR représente le capital cible nécessaire pour absorber un choc provoqué par un risque majeur sur l'horizon un an. .

Rappelons que dans le cadre de la formule standard de Solvabilité 2, le SCR pour chaque module de risque se mesure comme une sensibilité au facteur de risque correspondant. Les chocs appliqués sur les facteurs de risque sont donnés dans la directive Solvabilité 2. Le SCR pour chaque module de risque est calculé comme la différence entre le *Best Estimate* choqué et le *Best Estimate* central.

$$SCR_i = BE_{choqué_i} - BE_{central}$$

Les SCRs modulaires sont ensuite agrégés à l'aide de la matrice de la corrélation définie dans Solvabilité 2 pour obtenir le SCR de base selon la formule suivante :

$$SCR_{base} = \sqrt{\sum_{(i,j) \in M^2} \rho_{i,j}^M \cdot SCR_i \cdot SCR_j}$$

où :

- M est le module de risque considéré
- $\rho_{i,j}^M$ les coefficients de la matrice de corrélations inter-risques du module de risque M

L'agrégation permet de tenir compte de l'effet de diversification inter-modulaire.

En s'inspirant de ce calcul, l'approche type formule standard propose une valorisation du RA utilisant la même méthodologie ainsi que la même matrice de corrélation, mais pour des niveaux de chocs différents. En effet, des **ajustements sur le niveau de confiance** et sur **l'horizon** sont effectués sur les chocs définis dans le cadre de la formule standard de solvabilité 2 pour correspondre au référentiel IFRS 17. Ces ajustements sont décrits dans la prochaine section.

Pour un risque non-financier i , l'ajustement pour risque se calcule alors comme la différence entre le BE stressé et le BE central pour un niveau de confiance α .

$$RA_i = BE_{choqué_i} - BE_{central}$$

où $BE_{choqué_i}$ est le *Best Estimate* calculé après application du choc "ajusté" aux hypothèses techniques relatives au risque non-financier i selon la méthodologie de la formule standard.

Une fois les RAs marginaux calculés, ils sont ensuite agrégés à l'aide de la matrice de corrélation de Solvabilité II pour obtenir le RA total qui prend en compte le bénéfice de diversification comme le recommande la norme IFRS 17.

$$RA_{total} = \sqrt{\sum_{(i,j) \in M^2} \rho_{i,j}^M \cdot RA_i \cdot RA_j}$$

Le graphique ci-dessous illustre le calcul du RA marginal selon cette approche.

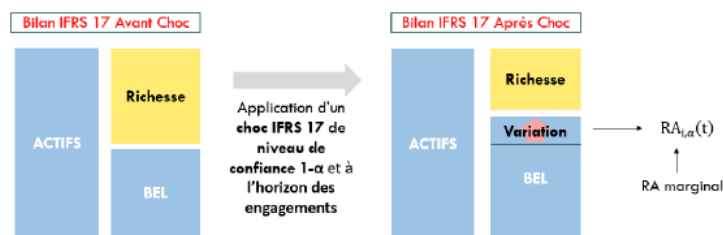


FIGURE 4.1 – *Évaluation de l’ajustement pour risque marginal par l’approche type formule standard.*

L’utilisation de la matrice de corrélation de Solvabilité II pour agréger les RAs marginaux peut constituer une limite. En effet, les facteurs de corrélation doivent tenir compte du niveau de confiance à l’égard de l’exposition au risque de l’entité. Or, dans la matrice de corrélation de solvabilité 2, les coefficients de corrélation sont valables pour un niveau de confiance à 99,5% ; ce qui est en général supérieur au niveau de confiance reflétant l’aversion au risque des assureurs. L’utilisation d’une matrice de corrélation « universelle » pour le référentiel Solvabilité II et IFRS 17 pourrait ne pas convenir.

Le périmètre de l’évaluation du SCR étant différent de celui de l’ajustement pour risque, l’application de cette méthode nécessite de définir la cartographie des risques à considérer pour le calcul l’ajustement pour risque. Dans la partie description de l’ajustement pour risque [2.2.2](#), nous avons présenté le périmètre des risques notamment les risques d’assurance et les risques non-financiers.

Choc appliqué

Cette section décrit la méthode d’ajustement des chocs de la formule standard de solvabilité.

Pour adapter la formule standard pour le calcul des RAs marginaux, il est nécessaire de convertir les chocs Solvabilité II en chocs IFRS 17. De ce fait, deux ajustements sont effectués sur les chocs définis dans la formule standard de Solvabilité II.

- L’ajustement du niveau de confiance
- L’ajustement de l’horizon de risque

En effet, le SCR évalué sous Solvabilité II correspond à une estimation du risque pour **un horizon de 1 an**, tandis que le RA est évalué sur toute la durée du contrat. Il est donc nécessaire d’étendre *l’horizon du risque* à l’horizon T des engagements de l’assureur par rapport au risque *i*. De plus, les chocs appliqués dans la formule standard pour le calcul du SCR sont définis pour **un niveau de confiance à 99,5%** tandis que le RA est évalué un niveau de confiance α déterminé par l’assureur pour refléter son aversion au risque. Les acteurs du marché français envisagent aujourd’hui majoritairement des niveaux de confiance compris entre 70% et 80%. Le niveau de confiance doit être adapté pour atteindre un niveau de confiance α approprié dans le cadre IFRS 17.

Ainsi, nous considérons un scénario adverse associé au risque i pour lequel les hypothèses techniques relatives au risque i sont choquées sur tout l'horizon de projection. La valeur du choc unique $C_i^T(t) = D_i^T(t)$ appliqués aux hypothèses techniques relatives au risque i est défini pour un horizon T égale à la durée des engagements relatifs au risque i et pour un niveau de confiance α . Il correspond à la déviation des hypothèses techniques relatives au risque i entre les dates 0 et T . Nous pouvons écrire :

$$C_i^T(t) = 1 + D_i^T(t) = \frac{Y_i^{NF}(T)}{Y_i^{NF}(t)}$$

Nous voulons écrire le choc $C_i^T(t)$ en fonction du choc à 1 an $C_i(t)$.

$$\begin{aligned} 1 + D_i^T(t) &= \frac{Y_i^{NF}(T)}{Y_i^{NF}(0)} \\ &= \frac{Y_i^{NF}(T)}{Y_i^{NF}(T-1)} \cdot \frac{Y_i^{NF}(T-1)}{Y_i^{NF}(T-2)} \cdots \frac{Y_i^{NF}(t+1)}{Y_i^{NF}(0)} \\ &= \prod_{k=0}^{T-1} (1 + D_i(k)) \end{aligned}$$

Ainsi, le choc $D_i^T(t)$ entre les dates 0 et T est égale au produit des déviations à 1 an $(1 + D_i(k))$ avec $k \in [0, T - 1]$. Les déviations étant proche de 0, nous négligeons les produits deux à deux des $D_i(k)$ et nous faisons l'approximation suivante :

$$\prod_{k=0}^{T-1} (1 + C_i(k)) \approx 1 + \prod_{k=0}^{T-1} C_i(k)$$

Sous les hypothèses que les déviations à horizon 1 an $\{D_i(k), \forall i\}$ définies dans la formule standard sont indépendantes et identiquement distribuées tel que $\{D_i \sim \mathcal{N}(0, \sigma_i), \forall i\}$, nous pouvons dire que D_i^T suit également une loi normale de paramètre $\{D_i^T \sim \mathcal{N}(0, \sigma_i \cdot \sqrt{T})\}, \forall i\}$

Nous définissons la duration du *Driver* de risque i $Duration_i$ comme étant la durée de vie des flux financiers relatifs au risque i , pondérée par leur valeur actualisée. En d'autres terme, c'est la moyenne des pas de projection qui se calcule comme suit :

$$Duration_i = \frac{\sum_{t>0} \frac{t \cdot CF_t^i}{(1+r_t)^t}}{\sum_{t>0} \frac{CF_t^i}{(1+r_t)^t}},$$

avec :

- CF_t^i les flux de trésorerie inclus dans le calcul du *Best Estimate* relatif au risque i ;
- r_t le taux sans risque de maturité t .

Étant donné que nous appliquons un choc unique, nous supposons que, pour chaque risque i , **l'horizon ultime T des engagements coïncide avec la duration des flux de trésorerie associé au risque en question.**

On a $T = Duration_i$, D'où $D_i^T \sim \mathcal{N}(0, \sigma_i \cdot \sqrt{Duration_i}), \forall i$

Pour tout risque i le choc peut donc être vu comme une VaR telle que :

$$\begin{aligned} \delta_{i,\alpha}^T(t) &= VaR_\alpha(D_i^T(t)) \\ \text{avec } VaR_\alpha(D_i^T(t)) &= \sqrt{T} \cdot VaR_\alpha(D_i(t)) \end{aligned}$$

Sous les hypothèses de normalité et d'indépendance des facteurs de risque, nous pouvons écrire la VaR à horizon T en fonction de la VaR à horizon 1 an vu à la date initiale $t = 0$.

$$VaR_\alpha^T = \sqrt{T} \cdot VaR_\alpha^1$$

En supposant que les δ_i^{S2} sont les chocs Solvabilité II à 1 an et de niveau de confiance 99,5% vus à la date d'initiation, nous déduisons les chocs IFRS 17 δ_i^{IFRS17} à l'horizon T et de niveau de confiance 99,5% :

$$\delta_{i,99,5\%}^{IFRS17} = \sqrt{T} \cdot \delta_i^{S2}$$

Les chocs IFRS 17 à l'horizon T pour un niveau de confiance α donné, toujours sous **les hypothèses de normalité et d'indépendance** se déduisent comme suit :

$$\delta_{i,\alpha}^{IFRS17} = \frac{q_\alpha}{q_{99,5\%}} \cdot \sqrt{T} \cdot \delta_i^{S2}, \quad (4.1)$$

Avec q_α et $q_{99,5\%}$ respectivement les quantiles d'ordre α et 99,5% de la loi normale centrée réduite.

L'idée derrière la formule [4.1](#), est que si les chocs δ_i^{S2} sont des chocs annuels définis dans la formule standard pour le risque i et δ_i^{IFRS17} sont des chocs sur toute la durée du contrat, alors, le terme $\sqrt{T} \cdot \delta_i^{S2}$ sert à ajuster le choc annuel de solvabilité 2 sur toute la durée du contrat (T).

Remarque : Nous précisons que les hypothèses de normalité et d'indépendance des chocs techniques sont des hypothèses structurantes, qui doivent être justifiées par des analyses qualitatives des structures des risques non-financiers.

Sous les hypothèses énoncées ci-dessus, le choc solvabilité II correspond à :

$$\delta_i^{S2} = VaR_{0,5\%}(D_i^{(1)}) = \sigma_i \cdot q_{99,5\%}$$

Nous pouvons déduire l'écart-type σ_i de la variable aléatoire $D_i^{(1)}$ des chocs à 1 an relatif au risque non-financier i :

$$\sigma_i = \frac{\delta_i^{S2}}{q_{99,5\%}}.$$

Ainsi, à l'horizon T , égale à la durée du *driver* du risque, les chocs suivent une loi normale centrée telle que : $D_i^{(T)} \sim \mathcal{N}(0, \sigma_i^T)$ avec $\sigma_i^T = \sqrt{Duration_i} \sigma_i$.

Le graphique suivant illustre le passage du choc solvabilité II à IFRS 17

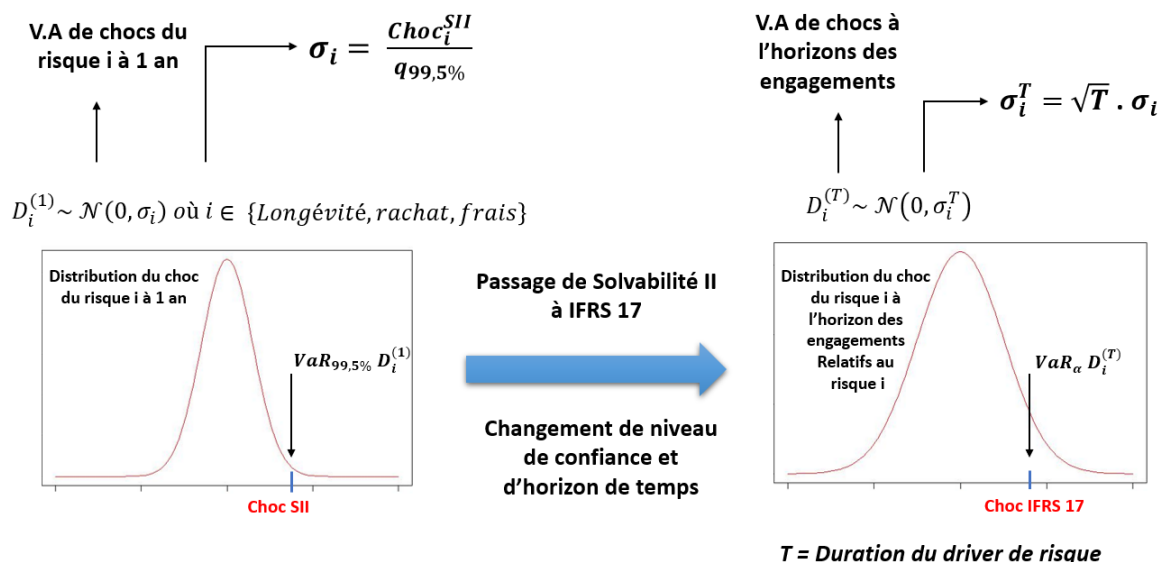


FIGURE 4.2 – Passage des chocs solvabilité II à des chocs IFRS 17

Le BE choqué après application du choc ajusté sur le facteur de risque i s'écrit :

$$BE_{choqué_i}(t) = \mathbb{E}^{\mathbb{Q} \times \mathbb{P}} \left[\sum_{t=1}^N \delta_t \times CF_t \mid \{C_i(t) = \delta_i^{IFRS17}, Y_i^F(t)\} \right]$$

4.1.4 Approche par chocs dynamiques

Dans cette section, nous supposons que les chocs sont dynamiques.

Mode opératoire

Contrairement à l'approche précédente dans laquelle le choc était considéré comme constant tout au long de l'horizon de projection, les chocs sont dynamiques et leurs valeurs évoluent avec le temps dans cette nouvelle approche. Ils sont définis à partir des hypothèses de normalité et d'indépendance des déviations dans la formule standard de Solvabilité II. Dans cette approche, **les chocs ne sont pas cumulés, mais à chaque pas de temps t , un nouveau choc est calibré et appliqué à l'hypothèse centrale ; ce qui permet ainsi d'obtenir la nouvelle valeur de l'hypothèse technique à cette date (c'est l'hypothèse technique choquée).**

L'objectif de cette approche est de refléter au mieux les réalités du marché de l'assureur dans lesquelles les niveaux de choc ne sont pas statiques mais sont susceptibles d'évoluer avec le temps. Ces évolutions peuvent être liées par exemple aux *management actions*.

Pour chaque année de projection t , un quantile différent représentant le choc en année t est appliqué aux hypothèses techniques relatives au risque i pour calculer le BE choqué. Le BE choqué pour chaque risque considéré, est évalué en considérant un scénario adverse associé au facteur de risque i qui modifie les hypothèses techniques à chaque pas de temps.

Comme dans l'approche type formule standard, le RA marginal pour chaque risque i est calculé comme une différence entre le BE choqué et le BE central. Les RAs marginaux obtenus sont ensuite agrégés à l'aide de la matrice de corrélation pour déterminer le RA global.

Chocs appliqués

Soit t l'année projection et N l'horizon de projection des flux.

Pour chaque risque i , $\mathbb{D}_i = (D_{i,1}, \dots, D_{i,N})$, le vecteur de taille N des déviations à 1 an des hypothèses techniques associées au risque en question. Les composantes $D_{i,t}$ du vecteur sont les déviations entre les dates $t - 1$ et t des hypothèses techniques relatives au risque i .

$$\mathbb{D}_i = (D_{i,1}, \dots, D_{i,N})$$

Il s'agit du scénario de choc technique qui associe une valeur de choc différente à chaque pas de temps t de l'horizon de projection N .

Pour rappel, sous les hypothèses de normalité et d'indépendance, la déviation à 1an dans le cadre de la formule standard SII, suit la loi normale suivante :

$$D_i^{(1)} \sim \mathcal{N}(0, \sigma_i)$$

avec

$$\sigma_i = \frac{\delta_i^{S2}}{q_{99,5\%}}, \text{ pour } \delta_i^{S2} \text{ la valeur du choc S2.}$$

Ainsi, à l'aide de la formule de passage des chocs SII en chocs IFRS 17 (voir [4.1](#)), nous pouvons dire qu'à l'horizon $t \in (1, \dots, N)$, la déviation $D_{i,t}$ suit une loi normale centrée telle que :

$$D_{i,t} \sim \mathcal{N}(0, \sigma_i^t), \quad \text{avec } \sigma_i^t = \sqrt{t} \sigma_i.$$

Dans l'approche type formule standard, le choc IFRS 17 est un choc moyen défini en prenant la duration du driver de risque. Dans cette nouvelle approche, le choc est défini à l'ultime pour chaque année de projection $\forall t \in 1, \dots, N$ et pour un niveau de confiance donné. Le choc associé à chaque pas de temps t se calcule selon la formule suivante :

$$\begin{aligned} \delta_{i,t}^{IFRS17} &= \frac{q_{1-\alpha}}{q_{99,5\%}} \cdot \sqrt{t} \cdot \delta_i^{S2}, \quad \forall t \in 1, \dots, N. \\ \iff \delta_{i,t}^{IFRS17} &= \phi(1 - \alpha) \end{aligned}$$

avec ϕ la fonction quantile de la variable aléatoire $D_{i,t} \sim \mathcal{N}(0, \sigma_i^t)$.

Soit \mathbb{C}_i le vecteur de chocs définis tel que :

$$\mathbb{C}_i = (C_{i,1}, \dots, C_{i,N}) = (1 + D_{i,1}, \dots, 1 + D_{i,N})$$

Le BE choqué pour chaque risque i se calcule en appliquant la réalisation du vecteur de chocs \mathbb{C}_i aux hypothèses techniques associées au risque en question.

Nous pouvons donc écrire :

$$BE_{choqué_i}(t) = \mathbb{E}^{\mathbb{Q} \times \mathbb{P}} \left[\sum_{t=1}^N \delta_t \times CF_t \mid \{C_i(t) = C_{i,t}, Y_i^F(t)\} \right]$$

4.1.5 Approche par génération d'une distribution du BE avec SdS

Mode opératoire

C'est une approche simulatoire qui consiste à générer une distribution de Best Estimate en utilisant la méthode de simulations dans les simulations modifiée. Les flux de trésoreries futurs sont projetés en diffusant des scénarios de risques non-financiers afin de générer une distribution de *Best Estimate*. La distribution du *Best Estimate* est engendrée par l'aléa sur les risques non-financiers contrairement au processus du calcul du *Best Estimate*.

Les réalisations de la variable aléatoire du *Best Estimate* sont obtenues en calculant un *Best Estimate* pour différents scénarios de déviation des risques non-financiers.

A partir de la distribution du BE pour le risque i , l'ajustement pour risque est calculé comme la différence entre le quantile de niveau α de la distribution et la moyenne de la distribution du *BE*.

$$RA = q_{\alpha}(BE) - \mathbb{E}[BE].$$

Nous illustrons le principe de calcul du RA par le graphique suivant :

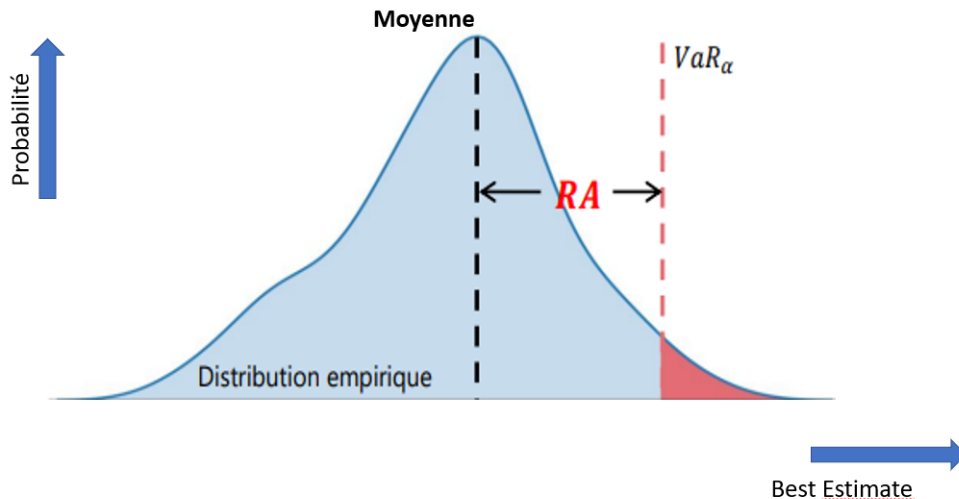


FIGURE 4.3 – Représentation du RA sur une distribution du Best Estimate

La méthode de simulations dans les simulations modifiée (*SdS*)

L'approche « simulations dans simulations modifiée » consiste à appliquer dans un premier temps des facteurs aléatoires sur les hypothèses techniques (simulations primaires) et à diffuser les scénarios économiques risque neutre dans un second temps.

Les simulations secondaires sont ainsi effectuées conditionnellement aux hypothèses techniques des risques non-financiers choquées. Dans notre étude, nous considérons que les simulations secondaires sont les mêmes pour chaque simulation primaire et sont générées par le Générateur de scénarios économiques dans le modèle ALM.

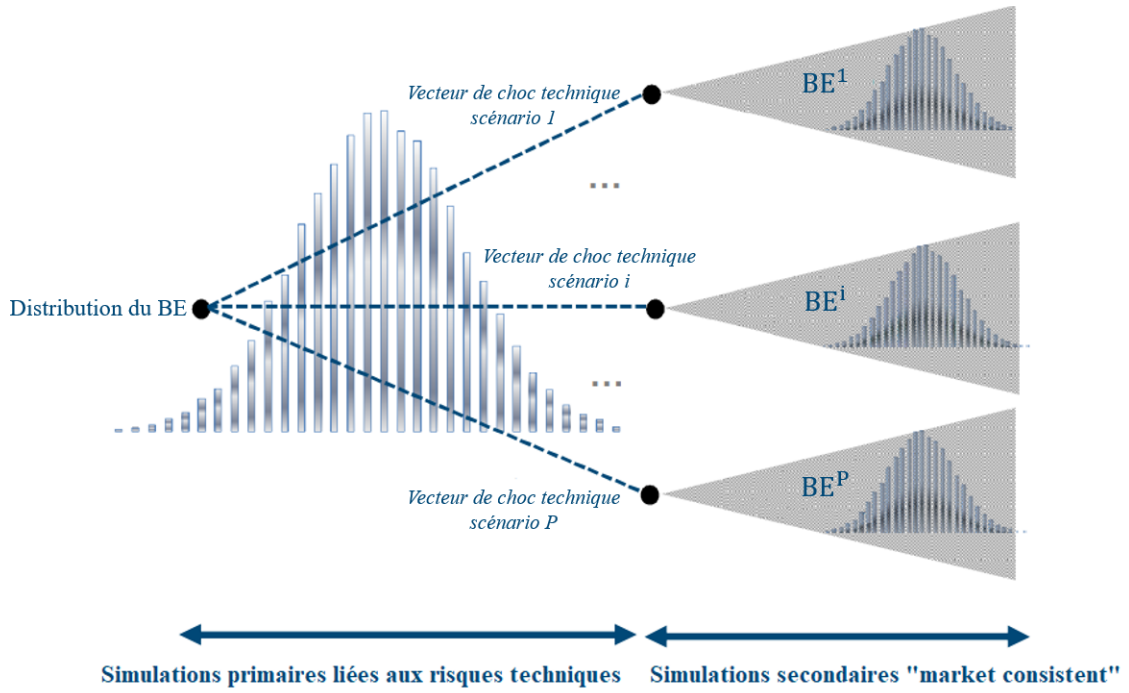


FIGURE 4.4 – Illustration de l'obtention de la distribution de BE par la méthode SdS

Ainsi, la méthodologie SdS nécessite, d'une part la génération d'une table de scénarios de déviations des hypothèses techniques des risques non-financiers et d'autre part la génération d'une table de scénarios économiques risque-neutre par le GSE.

On considère S simulations des scénarios de déviations des risques non-financiers simulés. Pour chaque scénario de déviation, nous projetons m scénarios économiques générés par le GSE. Les scénarios GSE sont identiques pour toutes les réalisations des risques techniques.

Cette méthode requiert un grand nombre de simulations car il est nécessaire de projeter $S \times m$ chroniques de cash flow sur un horizon de projection de T années.

Le processus de calcul du RA peut donc être résumé en 3 étapes :

- La simulation et la diffusion des scénarios de déviations des risques non-financiers (simulations primaires) ;
- Pour chaque scénario de déviation des risques non-financiers, calculer le *Best Estimate* par l'approche stochastique en appliquant les scénarios de risques financiers (simulations secondaires) générés par le GSE. A cette étape, nous obtenons une distribution de la variable aléatoire de *Best Estimate*.

Si on considère la filtration $\mathbb{G} = (\mathcal{G}_t)_{t>0}$ d'informations des risques non-financiers, c'est à dire $(\mathcal{G}_t) = \sigma(Y_s^{NF}, s \leq t)$ et la filtration $\mathbb{F} = (\mathcal{F}_t)_{t>0}$ d'informations des risques financiers, c'est à dire $(\mathcal{F}_t) = \sigma(Y_s^F, s \leq t)$.

\mathcal{G}_∞ représente l'information complète des risques non-financiers dans la projection.

$$BE = \mathbb{E}^{\mathbb{Q}} \left(\sum_{k>t} F_s(Y_s^F, Y_s^{NF}) \mid \mathcal{G}_\infty \right);$$

— Mesurer le RA à partir de la distribution de BE obtenue dans l'étape précédente à l'aide de la VaR .

Nous illustrons ces étapes dans le schéma suivant :

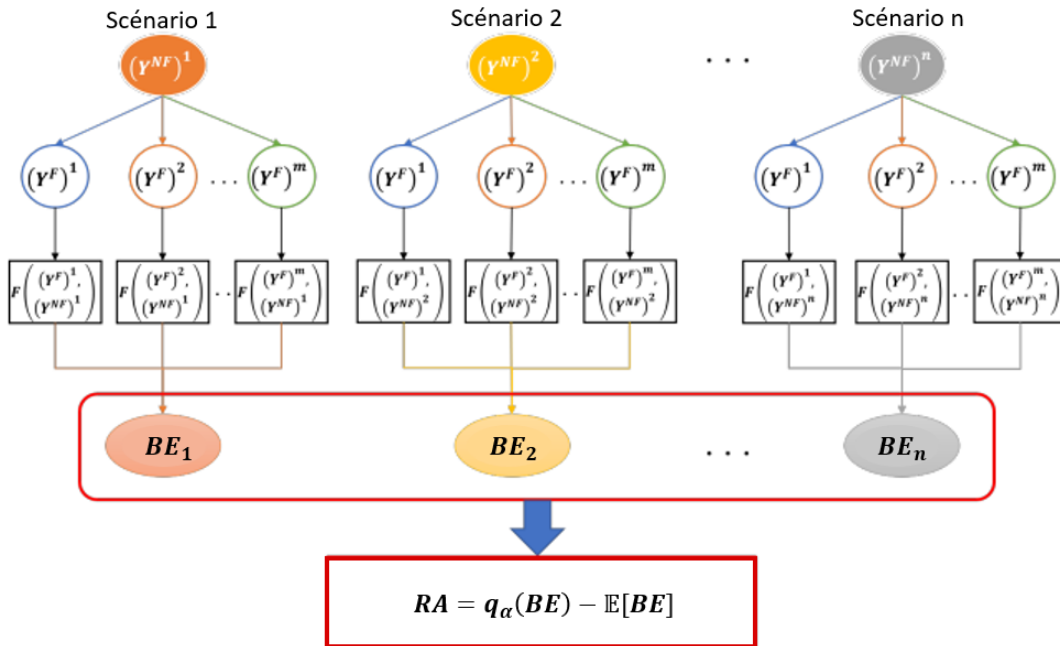


FIGURE 4.5 – *Processus de simulation pour le calcul de l'ajustement pour risque*

Choc appliqué

Soit t l'année projetée et N l'horizon de projection des flux.

Pour générer une distribution de la variable aléatoire BE , des réalisations BE_s sont nécessaires. Celles ci correspondent au BE obtenu en utilisant la s -ième simulation du vecteur de déviations associé au risque i considéré. Les vecteurs de chocs à 1 an \mathbb{C}_i associés au risque i sont définis à partir des réalisations de la variable aléatoire de déviation $D_{i,t}$. Nous avons donc besoin de simuler la variable aléatoire $D_{i,t}$ pour obtenir les réalisations du vecteur de déviation correspondant à un scénario de stress.

Sous les hypothèses de normalité et d'indépendance des déviations, pour tout risque i , les déviations $D_{i,t}$ des hypothèses techniques entre les dates $t - 1$ et t suivent une loi normale de paramètres suivant :

$$D_{i,t} \sim \mathcal{N}(0, \sigma_i)$$

Pour chaque année de projection t , nous simulons un échantillon de S réalisations de la variable aléatoire $D_{i,t}$. Nous obtenons ainsi S scénarios de déviations \mathbb{D}_i . A partir ces derniers, le vecteur de chocs est calculé :

$$\mathbb{C}_i = (C_{i,1}, \dots, C_{i,N}) = (1 + D_{i,1}, \dots, 1 + D_{i,N})$$

A partir des valeurs de ces chocs pour chaque scénario, nous définissons un vecteur qui

prend comme valeur le choc cumulé calculé pour chaque année de projection comme suit pour tout $t = 1, \dots, N$:

$$\tilde{C}_i = (\tilde{C}_{i,1}, \dots, \tilde{C}_{i,N})$$

avec

$$\tilde{C}_{i,t} = \prod_{h=1}^t C_{i,h}$$

Nous montrons que sauf pour $t = 1$, les chocs cumulés suivent approximativement une loi normale de paramètres : $\tilde{C}_{i,t} \sim \mathcal{N}(1, t \cdot \sigma_i)$ lorsque σ_i est petit.

La réalisation BE_s correspondant à la s -ième simulation est obtenue en appliquant le vecteur de chocs cumulés aux hypothèses techniques relatives au risques i et par diffusion des scénarios économiques générés par le GSE.

4.2 Cadre pratique

Dans cette partie nous présentons les résultats de l'application des trois méthodes de calcul de l'ajustement pour risque décrites ci-dessus pour chaque risque non-financier, à savoir l'approche type formule standard, l'approche par chocs dynamiques et l'approche par génération de la distribution du BE.

Des sensibilités sur le niveau de confiance seront ensuite effectuées ainsi que sur les lois de probabilité choisies pour simuler les déviations dans l'approche SdS.

Remarque : Les résultats présentés dans cette section sont à mettre en perspective avec les données du portefeuille choisi. Ce dernier est fictif et ne reflète donc pas les réalités du marché. Des sensibilités sont faites sur les données du portefeuille dans la section [4.4](#).

Risques modélisés

Dans la partie description de l'ajustement pour risque [2.2.2](#), nous avons présenté le périmètre des risques notamment les risques d'assurance et les risques non-financiers.

Pour rappel, nous nous intéressons dans notre étude aux risques non-financiers du module « souscription vie » de solvabilité II auxquels l'activité d'épargne est exposée. Les risques retenus pour la modélisation sont :

- Risque de mortalité ;
- Risque de longévité ;
- Risque de rachat, qui comprend le risque de rachat à la hausse ;
- Risque de frais.

Les risques de catastrophe en mortalité, le risque de rachat en masse, et d'inflation des frais sont exclus (Voir [2.2.2](#)).

Dans le cadre du calcul de l'ajustement pour risque, nous considérons l'aléa autour des risques non-financiers c'est à dire la variation des hypothèses techniques d'une année de projection à l'autre.

Le portefeuille est sensible à la baisse des rachats au vu des conditions économiques de la fin de l'année 2020 et du niveau de richesse modélisé au sein de la compagnie fictive. Cependant, tous les contrats de notre portefeuille ne sont pas sensibles à la baisse des rachats, il y'a donc un effet de mutualisation dans notre portefeuille. De plus, dans ces mêmes conditions, le portefeuille est également sensible à l'allongement de la durée de vie. Il s'agit des anciens contrats avec des TMG élevés. Notre portefeuille est donc sensible aux risques non-financiers de **longévité**, de **rachat à la baisse** et de **frais**.

Cette assertion est confirmée par un calcul du *BE* choqué en appliquant les chocs de la formule standard de solvabilité II [1.1](#) pour les risques de mortalité, longévité, rachat à la hausse et à la baisse.

Risque	BE S2 choqué	BE central
Mortalité	511 121 172	513 474 408
Rachat à la hausse	502 553 303	

TABLEAU 4.1 – Chocs en formule standard du risque de mortalité et rachat à la hausse

Le *Best Estimate* choqué obtenu est inférieur au *Best Estimate* central pour le risque de mortalité et le risque de rachat à la hausse. Ce qui confirme bien que notre portefeuille n'est pas sensible à ces deux risques.

Pour chacune des approches proposées, les chocs sont calibrés et appliqués aux hypothèses techniques BE relatives aux risques non-financier i considéré sur tout le portefeuille de contrats. Afin de tenir compte de la mutualisation dans notre portefeuille, nous faisons le choix de conserver les impacts positifs et négatifs des chocs particulièrement pour le risque de rachat.

4.2.1 Approche type formule standard

4.2.1.1 Ajustement des chocs SII aux chocs IFRS17

Notre objectif dans cette partie est de convertir les chocs de la formule standard de solvabilité II en chocs dans le référentiel IFRS 17.

Nous considérons les risques non-financiers $i \in \{\text{mortalité, rachat, frais, longévité}\}$.

Pour rappel, sous les hypothèses énoncées ci-dessus, le choc solvabilité II correspond à :

$$\delta_i^{S2} = VaR_{0,5\%}(C_i^{(1)}) = \sigma_i \cdot q_{99,5\%}$$

avec $q_{99,5\%}$ le quantile d'ordre 99,5% de la loi normale centrée réduite.

L'écart-type σ_i de la variable aléatoire $D_i^{(1)}$ des chocs à un an relatif au risque non-financier i est donné par :

$$\sigma_i = \frac{\delta_i^{S2}}{q_{99,5\%}}.$$

A l'horizon des engagements relatif à chaque risque, les chocs suivent une loi normale centrée telle que : $D_i^{(T)} \sim \mathcal{N}(0, \sigma_i^T)$

Pour rappel la duration relative à chaque risque i est le temps moyen relatif à la liquidation des flux BE associé au risque considéré .

$$\text{Avec } \sigma_i^T = \sqrt{\text{Duration}_i \cdot \sigma_i}.$$

Nous pouvons donc déduire le choc IFRS 17 relatif au risque i pour un niveau de confiance $1 - \alpha$ à partir de la loi de distribution des chocs à l'horizon T égale à la *duration* du driver de risque i .

$$\delta_i^{\text{IFRS17}} = \text{VaR}_\alpha(D_i^{(T)}) = \phi(1 - \alpha)$$

où ϕ représente la fonction quantile de la variable aléatoire $D_i^{(T)} \sim \mathcal{N}(0, \sigma_i^T)$.

Pour définir les chocs IFRS 17 il est nécessaire de déterminer l'écart-type σ_i puis d'en déduire σ_i^T . Dans le tableau ci-dessous, nous comparons, pour un niveau de confiance à 75%, la valeur des chocs IFRS 17 obtenus à ceux des chocs définis par la formule standard de solvabilité II.

Risque i	δ_i^{S2}	σ_i	Duration_i	σ_i^T	δ_i^{IFRS17}
Longévit�	-20%	7,8%	17,1	24%	-27%
Rachat � la baisse	-50%	-19,4%	-16,8	-80%	-67%
Frais	10%	3,8%	14,1	15%	12%

TABLEAU 4.2 – *Passage des chocs SII en chocs IFRS 17*

Nous constatons qu'  horizon  gal   la *duration* du driver de risque consid r  et pour un niveau de confiance de 75%, les chocs IFRS 17 sont plus  lev s que les chocs de solvabilit  II. En effet, le passage au chocs IFRS 17 engendre deux effets oppos s. D'une part, le passage de l'horizon d'un an   un horizon de temps plus long entra ne une augmentation de la valeur du choc car l'al a du risque s' tend   un horizon plus  lev . D'autre part, le changement du niveau de confiance engendre une diminution car on passe d'un niveau de confiance extr me de 99,5% dans le r f rentiel solvabilit  II   75% dans le r f rentiel IFRS 17. Ainsi, la VaR est d'autant plus grande que la queue de la distribution du facteur du risque est  paisse et que les  v nements extr mes sont fr quents. L'utilisation de la *VaR* comme mesure de risque v rifie bien l'un des principes de la norme IFRS 17 : les risques avec une distribution de probabilit  plus large entra neront un ajustement pour risque plus  lev  que les risques avec une distribution plus  troite.

L'effet d'augmentation de la valeur des chocs est sup rieur   celui de la diminution pour notre portefeuille.

4.2.1.2 R sultat

Le niveau de confiance pour lequel est calcul  l'ajustement pour risque refl te le niveau d'aversion au risque de l'assureur. Dans notre  tude, nous effectuerons nos calculs pour un niveau de confiance fix    75%. Des sensibilit s   plus ou moins 5% seront effectu es par la suite afin d'analyser l'impact du niveau de confiance sur le montant de l'ajustement pour risque.

Pour chaque risque i , le choc IFRS 17 correspondant est appliqu  aux hypoth ses techniques afin de d terminer le *Best Estimate* choqu  en sortie du mod le ALM dans un r f rentiel IFRS 17.

Pour rappel, l'ajustement pour risque marginal se calcule comme la déviation du BE par rapport au niveau central :

$$RA_i = BE_{choqué,i} - BE_{central}$$

Les résultats du calcul des RA_i marginaux sont présentés dans le tableau ci-dessous. puis du RA ensuite nous étudierons l'impact du niveau de confiance sur le montant du RA en effectuant des sensibilités.

Risque i	$BE_{choqué,i}$	$BE_{central}$	RA_i
Longévité	518 253 625		4 779 217
Lapse down	523 581 985	513 474 408	10 107 576
Frais	517 808 075		4 333 666

TABLEAU 4.3 – RA marginaux par risque au niveau de confiance 75%

Nous pouvons constater que l'ajustement pour risque pour le risque de rachat à la baisse est très important. Il s'agit du risque auquel notre portefeuille est le plus exposé.

La matrice de corrélation de solvabilité II pour le sous-module souscription vie est la suivante :

Matrice de corrélation SII				
	Mortalité	Longévité	Frais	Rachat
Mortalité	1	-0,25	0,25	0
Longévité	-0,25	1	0,25	0,25
Frais	0,25	0,25	1	0,5
Rachat	0	0,25	0,5	1

FIGURE 4.6 – Passage des chocs solvabilité II à des chocs IFRS 17

Le résultat de l'agrégation des RA_i marginaux à l'aide de la matrice de corrélation de Solvabilité II est présenté dans le tableau ci-après. Le gain de diversification se calcule comme suit :

$$\text{Gain Diversification} = RA - \sum_i RA_i$$

avec $i \in \{\text{longévité, frais, rachat à la baisse}\}$

Niveau de confiance	RA	Gain de diversification	RA/BE
75%	14 902 901	4 317 558	2,9%

TABLEAU 4.4 – RA global calculé avec la méthode type formule standard

Afin de déterminer l'impact du niveau de confiance sur le montant de l'ajustement pour risque, nous effectuons des sensibilités pour des niveaux de confiance de +/-5%. Les chocs IFRS 17 correspondants à ces niveaux de confiance sont présentés dans le tableau ci-après.

Risque i	δ_i^{IFRS17} à 70%	δ_i^{IFRS17} à 75%	δ_i^{IFRS17} à 80%
Longévité	-21,6%	-26,9	-33,2%
Rachat	53,7%	66,9	82,5%
Frais	9,8%	12,2	15,1%

TABLEAU 4.5 – Chocs IFRS 17 en fonction du niveau de confiance

Les chocs IFRS 17 augmentent avec le niveau de confiance. Les résultats du calcul de l'ajustement pour risque pour chaque niveau de confiance sont présentés dans le tableau ci-dessous.

Risque i	δ_i^{IFRS17} à 70%	δ_i^{IFRS17} à 75%	δ_i^{IFRS17} à 80%
RA	12 072 124	14 902 901	18 201 461
RA/BE	2,35%	2,90%	3,54%

TABLEAU 4.6 – Comparaison des montants de RA en fonction du niveau de confiance avec la méthode type formule standard

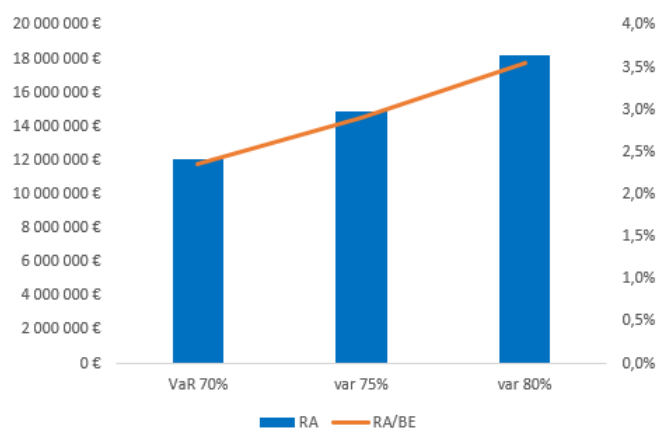


FIGURE 4.7 – Comparaison des RA en fonction des différents niveaux de confiance

Nous remarquons que le montant de l'ajustement pour risque augmente avec le niveau de confiance. Cette augmentation est plus importante lorsqu'on passe du niveau 75% au niveau 80%. Le *Best Estimate* n'augmente donc pas de manière linéaire avec le niveau de chocs appliqués aux hypothèses techniques. Son augmentation est neutralisée par des mécanismes de l'ALM. Ce qui confirme le fait que la déviation du *Best Estimate* est plutôt asymétrique. Nous essaierons de démontrer cette affirmation en générant une distribution du BE avec l'approche des simulations dans les simulations.

4.2.1.3 Comparaison des résultats avec la méthode utilisant la durée du portefeuille

Étant donné que l'ajustement pour risque au titre de la vision à l'ultime des risques repose sur la durée, nous avons testé deux approches par ce paramètre. La première approche

consiste à retenir la duration du flux du risque associé. Une duration différente est utilisée pour chaque risque. La deuxième consiste à utiliser une duration unique pour tous les risques ; la duration du portefeuille

La figure ci-après récapitule les *durations* des flux de passif utilisés.

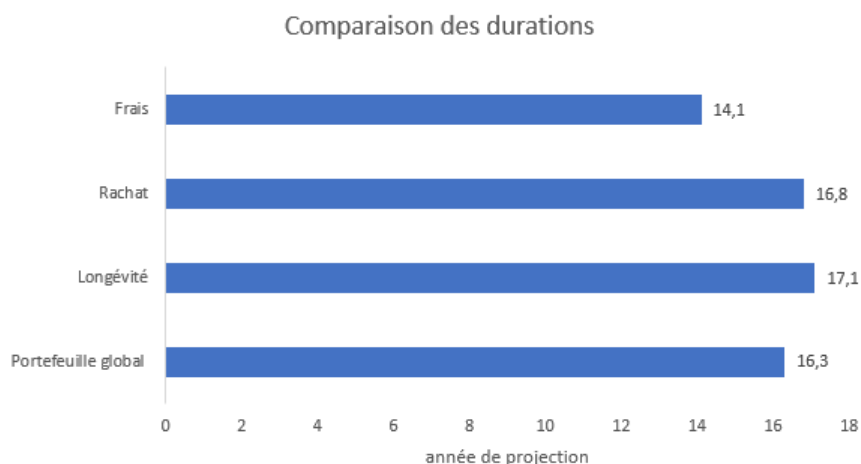


FIGURE 4.8 – Durations relatives aux flux de passif

Nous comparons dans le tableau suivant les chocs IFRS 17 obtenus en utilisant la duration du driver de risque et ceux obtenus en utilisant la duration du portefeuille comme dur e des engagements de l'assureur.

Risque	δ_i^{S2}	δ_i^{IFRS17} duration du driver de risque	δ_i^{IFRS17} duration du portefeuille
Long�vit�	-20%	-26,9%	-26,7%
Rachat � la baisse	-50%	-66,9%	-66,7%
Frais	10%	12,2%	13,3%

TABLEAU 4.7 – Comparaison des chocs en fonction des diff rents l'horizon

Nous relevons qu'  horizon des engagements  gale   la duration de portefeuille, les chocs obtenus sont quasiment  quivalents aux chocs calibr s en consid rant la duration du driver de risque.

Ci-dessous les r sultats du calcul de l'ajustement pour risque en utilisant la duration de portefeuille comme horizon des engagements de l'assureur.

	Duration du driver de risque	Duration du portefeuille
RA long�vit�	4 779 217	4 725 220
RA rachat	10 107 576	10 078 015
RA frais	4 333 666	4 755 747
RA	14 902 901	15 148 798
Gain de diversification	4 317 558	4 410 183
RA/BE	2,90%	2,95%

TABLEAU 4.8 – RA duration portefeuille Vs RA duration driver du risque

Les chocs étant quasi-équivalents, les résultats du calcul du RA par ces deux approches sont proches pour le risque de longévité et de rachat à la baisse. Cependant pour le risque de frais, l'approche duration du driver de risque aboutit à un RA marginal plus élevé. Ceci est dû au fait que la valeur de la duration pour le risque de rachat et de longévité, est supérieure à la duration du portefeuille.

L'approche duration du driver du risque reste la plus proche de la réalité car la durée des engagements de l'assureur n'est ni sous-estimée, ni sur-estimée. Le RA obtenu par celle-ci permet de capter plus justement l'écoulement du risque en considérant. L'approche utilisée est une approche modulaire dans laquelle nous considérons la déviation du *cash flow* du module de risque. De ce fait, il est logique de capter l'écoulement spécifique de ce *cash flow* dans le temps en utilisant la duration du flux de trésorerie associé au risque considéré.

4.2.2 Approche par chocs dynamiques

4.2.2.1 Chocs appliqués

Pour rappel, dans la section précédente (voir tableau 4.2) nous avons calculé l'écart type σ_i de la distribution du choc à horizon un an pour un niveau de confiance de 75%.

Ainsi pour chaque pas de temps $t \in (1, \dots, 30)$, nous obtenons les lois de distribution des chocs suivantes pour chaque risque considéré :

- $D_{Longévité,t} \sim \mathcal{N}(0, 7.8\% \cdot \sqrt{t})$;
- $D_{Rachat,t} \sim \mathcal{N}(0, 19.4\% \cdot \sqrt{t})$;
- $D_{Frais,t} \sim \mathcal{N}(0, 3.8\% \cdot \sqrt{t})$.

Le niveau de confiance est fixé à 75% ; des sensibilités seront effectuées dans la suite.

Pour le risque i considéré, la valeur du choc IFRS 17 pour l'année projetée t est la valeur du quantile à 75% de la distribution du choc à horizon t l'année de projection.

$$C_{i,t} = \delta_{i,t}^{IFRS17} = VaR_{\alpha}(D_{i,t}) = \phi(1 - \alpha)$$

avec ϕ étant la fonction quantile de la variable aléatoire $D_{i,t}$.

Pour chaque risque i , le BE choqué s'obtient par application du vecteur de chocs IFRS 17 $\mathbb{C}_i = (C_{i,1}, \dots, C_{i,30})$ aux hypothèses techniques.

La figure ci-après, représente les séries temporelles des chocs obtenues pour chaque module de risque (risque de mortalité, de longévité, de rachat et de frais).

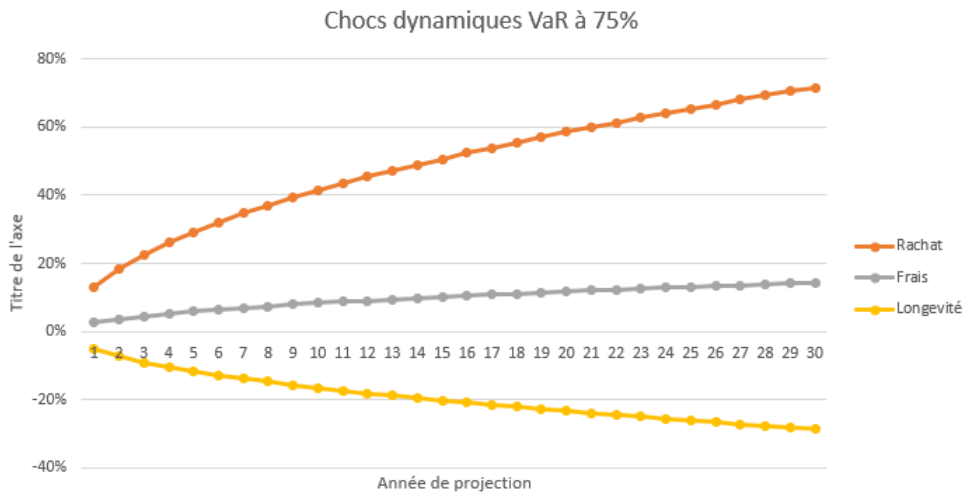


FIGURE 4.9 – Série temporelle des chocs par l'approche par chocs dynamiques

Remarquons que les séries temporelles sont croissantes. Les chocs évoluent très vite avec le temps et atteignent des niveaux très élevés en fin de projection. Par exemple pour le risque de rachat, le choc à la dernière année de projection est de 89%.

Exemple :

Dans cet exemple nous considérons le risque de rachat. L'hypothèse centrale pour ce risque est le taux de rachat qui représente le ratio entre les rachats constatés pour les contrats de maturité fixée et les provisions mathématiques. Considérons un contrat de maturité 4 ans ; l'hypothèse centrale ce contrat correspond au taux de rachat constaté de 3%.

La première année de projection, le choc calibré est de 16,3%. En appliquant ce choc à l'hypothèse centrale de rachat qui est de 3%, nous obtenons un taux de rachat égale à 3,5% pour la première année de projection. Pour la 5ème année, le choc est de 4,1% et le taux de rachat est de 4,1%.

Année	1	2	3	4	5
Hypothèse centrale	3,0%	3,0%	3,0%	3,0%	3,0%
Choc appliqué	16,3%	23,1%	28,3%	32,6%	36,5%
Hypothèse choquée	3,5%	3,7%	3,8%	4,0%	4,1%

TABLEAU 4.9 – Évolution du taux de rachat sur 5 ans pour un contrat de maturité 4 ans

4.2.2.2 Résultat et comparaison avec l'approche type formule standard

Dans le tableau ci-dessous, présente les résultats du calcul du RA modulaire pour les risques considérés et pour un niveau de confiance de 75%.

Risque	BE choqué	BE central	RA_i approche choc dynamique	RA_i type formule standard	Ratio
Longévité	517 140 978		3 666 570	4 779 217	77%
Lapse de down	520 078 064	513 474 408	6 603 656	10 107 576	65%
Frais	517 347 065		3 872 657	4 333 666	89%

TABLEAU 4.10 – RA marginaux par risque au niveau de confiance 75%

Nous remarquons que les RA marginaux sont moins élevés que ceux obtenus avec l'approche type formule standard. Ceci s'explique par la présence d'une année charnière (17^{ème} année) avant laquelle les chocs définis dans l'approche par chocs dynamiques sont inférieurs à ceux de l'approche type standard. L'effet induit par les chocs élevés en fin d'année projection est fortement compensé par l'effet induit par les chocs bas durant les premières années de projection.

Cependant, le poids des pertes durant les premières années reste beaucoup plus important que celui des années ultérieures de projection particulièrement pour le risque de rachat. En effet, le niveau de RA pour le risque de rachat est beaucoup plus faible, il représente seulement 65% du RA obtenu avec la première approche. Ceci est dû aux conditions économiques caractérisées par un environnement de taux bas/négatifs, qui rend notre portefeuille plus sensible aux pertes durant les premières années de projection. La politique de réinvestissement s'effectuant sur des taux faibles, la production financière est donc faible durant les premières années de projection ; ce qui a pour conséquence de rendre les coûts des options et garantie plus élevés, notamment les garanties de TMG. De plus, avec l'écoulement des flux au cours l'horizon projection, même si les chocs sont très élevés durant les dernières années de projection, ils ont beaucoup moins d'impact avec le temps.

Le graphique ci-dessous présente l'évolution des chocs sur l'horizon de projection selon les deux méthodes.

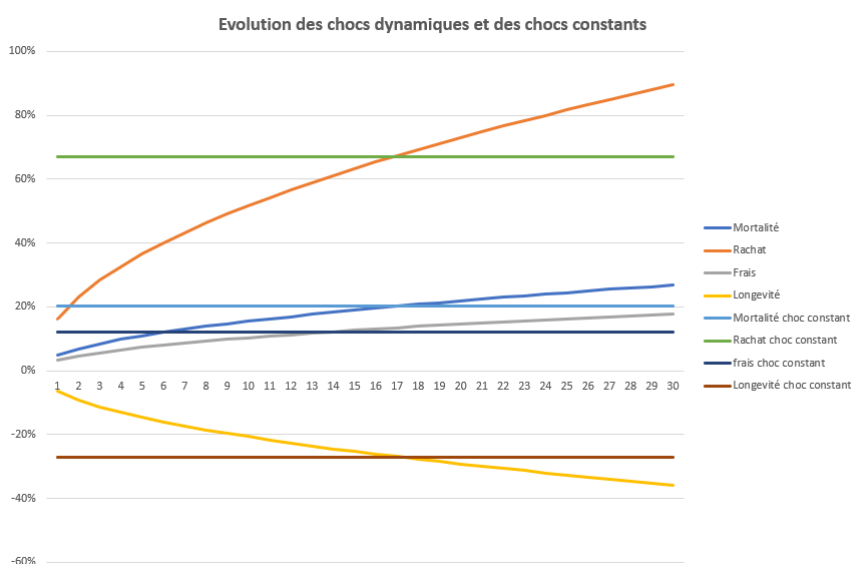


FIGURE 4.10 – Comparaison des chocs obtenus par l'approche par chocs dynamiques et l'approche type formule standard

Ci-dessous les résultats du calcul de l'ajustement pour risque selon l'approche par chocs dynamiques. Nous comparons ces résultats à ceux obtenus dans l'approche type formule standard.

Approche	RA	Gain de diversification	RA/BE
Type formule standard	14 902 901	4 317 558	2,9%
par chocs dynamiques	10 808 757	4 274 711	2,45%

TABLEAU 4.11 – RA agrégé

Pour un niveau de confiance 75%, nous obtenons bien un RA via l'approche par chocs dynamiques plus petit que celui de l'approche par choc statique.

Des sensibilités sur le niveau de confiance ont été effectuées pour des niveaux de confiance de 70%, 75%, 80%.

Risque i	$\alpha = 70\%$	$\alpha = 75\%$	$\alpha = 80\%$
Longévit�	2 847 464	3 666 570	4 586 481
Rachat � la baisse	5 386 748	6 603 656	7 869 973
Frais	3 118 651	3 872 657	4 802 627

TABLEAU 4.12 – Chocs IFRS 17 en fonction du niveau de confiance

Nous remarquons que le niveau du chocs dynamique calibr    chaque pas de temps t augmente avec le niveau de confiance. Il en est de m me pour le RA marginal. que nous pr sentons dans le tableau ci-dessous.

Les r sultats du calcul de l'ajustement pour risque pour les niveaux de confiance α consid r s est donn  dans le tableau suivant :

Risque i	$\alpha = 70\%$	$\alpha = 75\%$	$\alpha = 80\%$
RA	8 704 014	10 808 757	13 148 968
RA/BE	1,70%	2,11%	2,56%

TABLEAU 4.13 – Montant de RA pour des niveaux de confiance diff rents avec l'approche par chocs dynamiques

4.2.3 Approche par g n ration d'une distribution du BE

L'objectif de cette section est de g n rer une distribution du *Best Estimate* en consid rant plusieurs sc narios de d viation.

4.2.3.1 Initialisation

D'apr s le tableau [4.2](#), pour chaque risque $i \in \{\text{Long vit , Rachat, frais}\}$, la d viation entre les dates $t - 1$ et t suit la loi suivante :

- $D_{\text{Long vit },t} \sim \mathcal{N}(0, 7.8\%);$
- $D_{\text{Rachat},t} \sim \mathcal{N}(0, 19.4\%);$
- $D_{\text{Frais},t} \sim \mathcal{N}(0, 3.8\%).$

Nous simulons alors 1000 observations $\{\mathbb{D}_i, n \in \llbracket 1, 1000 \rrbracket\}$ du vecteur aléatoire \mathbb{D}_i pour chaque risque considéré à partir de la loi de distribution des déviations $D_{i,t}$. Nous obtenons alors 1000 scénarios de déviations relatifs au risque $i \in \{\text{Longévit , Rachat, frais}\}$.

Sur la base de ces observations nous calculons le vecteur de chocs \mathbb{C}_i puis de chocs cumul s $\tilde{\mathbb{C}}_i$   appliquer aux hypoth ses techniques relatives au risque i .

Le mod le ALM doit  tre lanc  autant de fois que de simulations du vecteur de chocs c'est   dire $S = 1000$ fois. Chaque *run* de l'outil ALM renvoie une r alisation de la variable al atoire du BE, calcul e sur la base des 1000 sc narios  conomiques g n r s par le GSE et conditionnellement au sc nario de d viation des hypoth ses techniques relatives au risque consid r .

Nous obtenons ainsi 1000 r alisations de la variable al atoire du *Best Estimate*, o  l'al ea est relatif au risque non-financiers i . Ces 1000 r alisations constituent une distribution du *Best Estimate*.

Le co t op rationnel pour cette m thode, est tr s  lev  pour un assureur. En effet, la r alisation de ces calculs n cessite que le mod le ALM tourne 1000 fois. Or, pour un seul *run*, l'outil prend pr s d'une heure. Il est donc n cessaire d'avoir recours   un parall lisation des t ches ce qui permet de gagner en temps de calcul. Cette m thode consiste   faire des op rations simultan es sur des parties distinctes d'un m me probl me, en utilisant diff rents coeurs de calcul de la machine. Sous le logiciel *R*, nous utilisons le *package doParallel* qui permet le lancement de calculs en parall le avec *foreach*.

Une m thode de calcul alternative serait de d terminer un sc nario  conomique  quivalent sous lequel le *Best Estimate* choqu  est  valu . Ce sc nario est choisi de telle fa on que l' cart entre le *Best Estimate* du sc nario  conomique et le *Best Estimate* central soit le plus petit possible. Le temps de calcul avec cette m thode est  quivalent   celui d'un *run*. elle ne sera pas utilis e pour g n rer la distribution du BE.

4.2.3.2 Risque de frais : Mod lisation des chocs avec loi normale tronqu e

Dans cette section nous nous int ressons au risque de frais. Nous construisons la table des sc narios de d viations en simulant 1000 observations du vecteur al atoire de d viation   un an

$$\mathbb{D}_{Frais} = (D_{Frais,1}, \dots, D_{Frais,30}) \text{ avec } D_{Frais,t} \sim \mathcal{N}(0, 3.8\%)$$

La figure ci-dessous pr sente 5 sc narios de d viations simul s pour les 5 premi res ann es de projection.

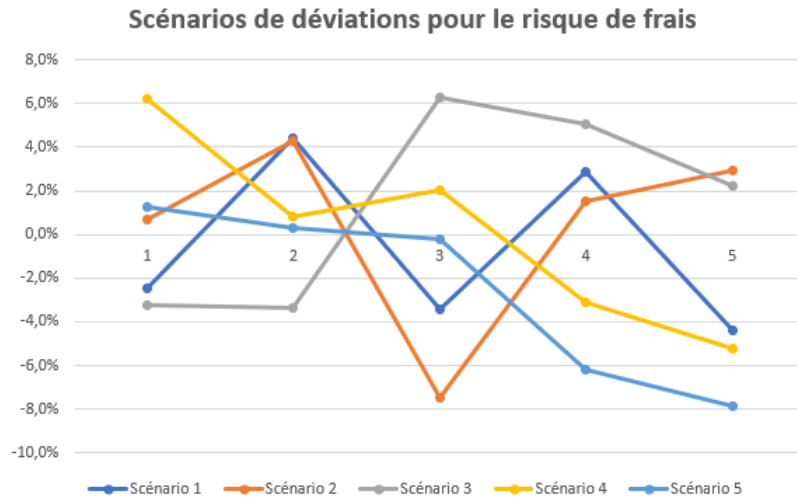


FIGURE 4.11 – Exemples de scénarios de déviations pour les 5 premières années de projection

Les déviations sont orientées à la fois à la hausse et à la baisse pour un même scénarios de déviations. Elle peuvent atteindre des valeurs extrêmes.

Le tableau ci-dessous présente un exemple de calcul des chocs pour les 5 premières années de projection en considérant un scénario de déviations :

Scénario	1	2	3	4	5
\mathbb{D}_{Frais} Déviation à 1 an	-2,4%	4,4%	-3,4%	2,9%	-4,4%
\mathbb{C}_{Frais} choc à 1 an	98%	104%	97%	103%	96%
$\tilde{\mathbb{C}}_{Frais}$ choc cumulé	98%	102%	98%	101%	97%

TABLEAU 4.14 – Résultat du calcul des différentes valeurs de chocs à partir des simulations pour le risque de frais

L'approche tient bien compte de la diversification intertemporelle car pour un même scénario, des déviations à la hausse et à la baisse sont modélisées et ce en fonction du pas de projection.

Le graphique suivant représente la distribution du BE obtenue à partir des réalisations de la variable aléatoire du BE calculées par simulations dans les simulations.

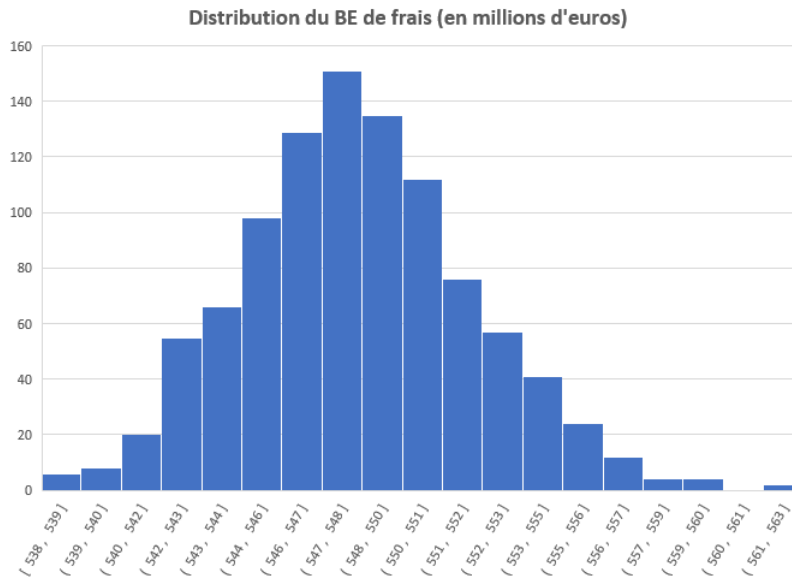


FIGURE 4.12 – *Histogramme des Best Estimate pour le risque de frais*

Dans notre étude, nous fixons le niveau de confiance à 75%. Des sensibilités de plus ou moins 5% sur le niveau de confiance seront effectuées par la suite.

Pour rappel, l'ajustement pour risque est calculé comme étant la différence entre le quantile à 75% de la distribution de BE et de la moyenne de la distribution.

Quantile à 75%	Moyenne des BE	RA à 75%
550 429 566	548 152 891	2 276 675

TABLEAU 4.15 – *L'ajustement pour risque relatif au risque de frais*

Nous remarquons que le montant du RA n'est pas très élevé, ceci est dû au fait que la volatilité induite par le choc à 10% est faible. Nous faisons le choix de rehausser le niveau de volatilité pour la suite des calculs. Ainsi, le niveau de choc est fixé à 30% dans la suite de notre étude. Le nouvel écart type de la distribution est alors égal à **11,65%**.

Ajustement pour risque avec prise en compte d'un ajustement de crédibilisation

Afin de refléter au mieux la réalité du marché sur les niveaux de choc, nous introduisons une asymétrie dans la distribution en fixant un corridor aux simulations des facteurs de déviation des frais. En effet, la variation du niveau de frais peut être pilotée par le service contrôle de gestion (via l'application par exemple de *management actions*). Par conséquent, l'augmentation ou la diminution des frais ne peut pas dépasser un certain seuil en pratique d'une année sur l'autre. Pour prendre en compte ces politiques de gestion, les déviations sont simulées en utilisant loi normale tronquée sur la base des hypothèses suivantes :

- D'une année à l'autre, la variation (hausse ou baisse) des frais ne peut excéder 20% ;
- Sur l'ensemble de l'horizon de projection, la variation des frais (hausse ou baisse) ne pas dépasser 40% par rapport à l'hypothèse initiale.

Les corridors sont fixés de manière forfaitaire mais ils restent cohérents avec les pratiques de certains acteurs du marché.

Après application du corridor, nous obtenons in fine une distribution du BE qui n'est pas totalement centrée autour de l'estimation centrale étant donné que nous avons créé de l'asymétrie en appliquant ce corridor.

Le graphique ci-dessous présente la distribution du BE asymétrique du BE obtenue après application du corridor.

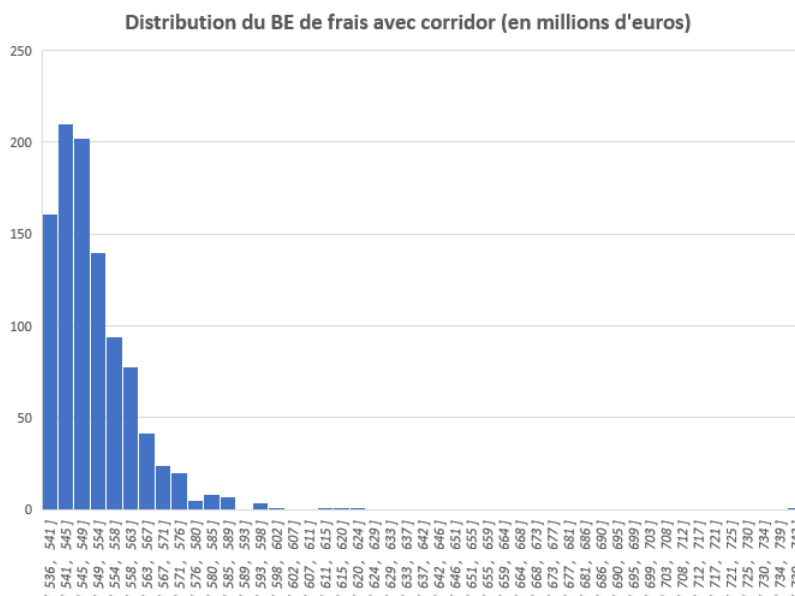


FIGURE 4.13 – Histogramme des Best Estimate pour le risque de frais avec une loi normale tronquée

Remarque : L'ajustement pour risque représente une déviation par rapport à l'estimation centrale du BE. L'utilisation de cette déviation nécessite que la distribution soit centrée autour de cette estimation centrale du BE. Or, en utilisant une loi normale tronquée pour simuler nos facteurs de déviation, nous avons introduit une asymétrie dans la distribution. Cette asymétrie doit être corrigée en faisant un ajustement à posteriori sur la distribution du BE afin que la moyenne des simulations réconcilie avec le BE central, (BE qui est inscrit au bilan de la compagnie). Nous procédons alors à un re-centrage à posteriori de la distribution du BE.

Le montant de RA relatif au risque de frais obtenu est le suivant :

Quantile à 75%	Moyenne des BE	RA à 75%
555 479 278	550 508 839	4 970 439

TABLEAU 4.16 – L'ajustement pour risque relatif au risque de frais

Nous présentons les résultats du calcul de l'ajustement pour risque relatif au risque de frais calculé pour des niveaux de quantile différents. Nous avons alors :

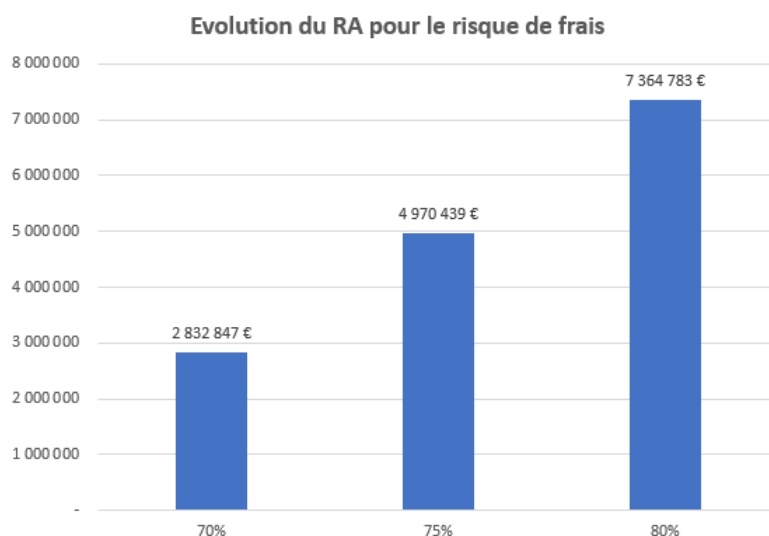


FIGURE 4.14 – Le RA en fonction du niveau de quantile calculé à partir de l’approche génération d’une distribution du BE

4.2.3.3 Risque de rachat : Modélisation des chocs avec loi normale et loi de Gumbel

Dans cette section nous nous intéressons au risque de rachat à la baisse.

Simulation des chocs avec une Loi normale tronquée

Nous construisons la table des scénarios de déviations en simulant 1000 observations du vecteur aléatoire de déviation

$$\mathbb{D}_{Rachat} = (D_{Rachat,1}, \dots, D_{Rachat,30}) \text{ avec } D_{Rachat,t} \sim \mathcal{N}(0, 19.4\%)$$

La figure ci-dessous présente 5 scénarios de déviations simulés pour les 5 premières années de projection.

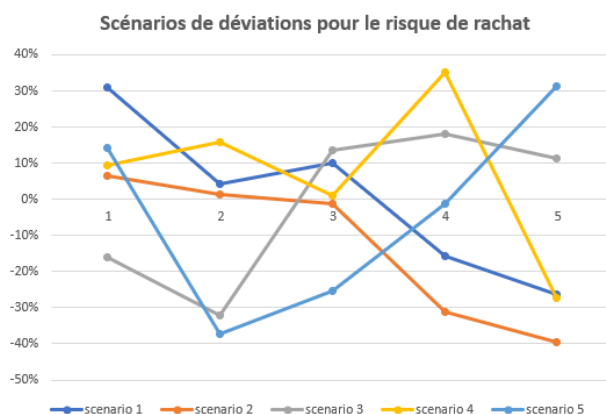


FIGURE 4.15 – Exemples de scénarios de déviations rachat pour les 5 premières années de projection simulés à partir de la loi normale

Les observations sont simulées à partir d’une distribution symétrique. De ce fait, nous avons des déviations à la fois à la hausse et à la baisse et cohérentes avec la symétrie.

Les déviations obtenues pour chaque scénario simulé sont représentées dans la figure ci-dessous.

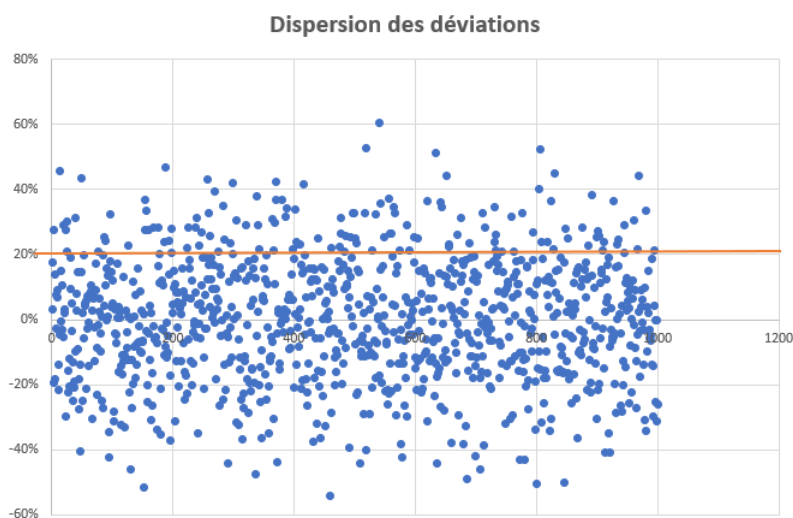


FIGURE 4.16 – Nuage des points formé par les déviations simulées à partir de la loi normale

Notre portefeuille étant sensible à la baisse des rachats, nous avons construit une asymétrie au niveau de distribution du facteur de risque via l’application d’un cap de 20% afin d’exclure les déviations significatives à la hausse rachats.

Pour chaque scénario de déviations de rachat simulé, nous calculons la valeur du choc à un an puis le choc cumulé associé à chaque pas de temps et nous l’appliquons aux hypothèses techniques pour obtenir un *Best estimate* choqué.

Le tableau ci-dessous présente un exemple de calcul des chocs pour les 5 premières années de projection en considérant un scénario de déviations :

Année de projection	1	2	3	4	5
\mathbb{D}_{Frais} déviation à 1 an	-2,9%	11,4%	5,9%	0,6%	-5,5%
\mathbb{C}_{Frais} choc à 1 an	97%	111%	105%	100%	94%
$\tilde{\mathbb{C}}_{Frais}$ choc cumulé	97%	108%	114%	115%	108%

TABLEAU 4.17 – *Résultat du calcul des différentes valeurs de chocs à partir des simulations pour le risque de rachat*

L'approche tient bien compte de la diversification intertemporelle car pour un même scénario, des déviations à la hausse et à la baisse sont modélisées et ce en fonction du pas de projection

L'ajustement pour risque relatif au risque de rachat est obtenu en calculant la différence entre le quantile d'ordre 75% et la moyenne des BE.

Méthode	Quantile à 75%	Moyenne des BE	RA à 75%
Loi normale tronquée	512 599 514	511 472 435	1 127 080

TABLEAU 4.18 – *L'ajustement pour risque relatif au risque de rachat calculé par la méthode de génération d'une distribution du BE*

Le graphique suivant compare les résultats du calcul de l'ajustement pour risque pour des niveaux de confiance 70%, 75% et 80%.

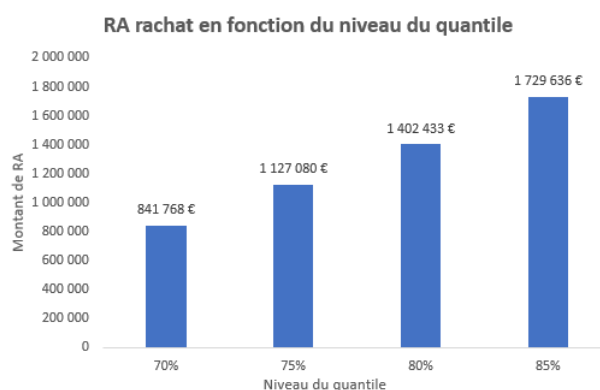


FIGURE 4.17 – *Montant de RA en fonction du niveau de quantile*

Nous obtenons un montant d'ajustement pour risque assez faible comparé aux résultats des approches précédentes. Ceci s'explique par un effet de compensation inter-temporelle. En effet, les scénarios de déviations obtenus sont constitués de facteurs de déviation à la hausse et à la baisse. Notre portefeuille étant sensible au choc de rachat à la baisse, on observe un phénomène de compensation inter-temporelle; les effets de baisse des rachats sont compensés par la hausse des rachats tout au long de l'horizon de projection. A cet effet de compensation inter-temporelle vient s'ajouter un effet de compensation inter-contrats. Il y'a une sélection adverse sur le portefeuille de contrats du à l'impact des conditions économiques actuelles sur ce dernier. En effet, tous nos contrats ne sont pas sensibles de la même manière. Certains contrats,

du fait de leur TMG élevé, sont plus sensibles à un scénario de rachat à la hausse tandis que d'autres sont sensibles au risque de rachat à la baisse. Nous détaillerons l'impact des conditions économiques actuelles sur notre portefeuille dans la dernière section [4.3](#).

L'effet de compensation inter-temporelle, est principalement du au fait que la loi utilisée pour simuler nos facteurs de déviations est symétrique. Afin d'amortir cet effet, nous proposons d'utiliser une loi asymétrique et centrée comme loi distribution de nos déviations. L'objectif est d'utiliser l'asymétrie de la loi afin de simuler plus de déviations à la baisse qu'à la hausse. La loi retenue est la loi de Gumbel que nous allons calibrée dans la suite.

Simulations des chocs avec la loi de Gumbel

L'objectif est d'utiliser l'asymétrie de la loi pour construire une table des scénarios avec plus de déviations orientées à la baisse qu'à la hausse. Pour ce faire, nous simulons 1000 observations du vecteur aléatoire de déviation dont les facteurs de déviations suivent une loi de Gumbel de paramètres μ et β à déterminer. Nous rappelons la fonction de répartition de la loi de Gumbel est :

$$F(x, \mu, \beta) = \exp\left(-e^{\left(\frac{x-\mu}{\beta}\right)}\right), \forall x \in \mathbb{R}$$

avec $\mu \in \mathbb{R}$ le paramètre de position et $\beta < 0$ le paramètre d'échelle.

Pour calibrer notre loi de Gumbel, nous faisons les hypothèses suivantes pour une variable aléatoire X suivant la loi de Gumbel :

- l'espérance est nulle, nous sommes centrée en moyenne $\mathbf{E}[X] = 0$
- le quantile à 99,5% de la loi de Gumbel est égale au choc de rachat défini dans la formule standard de solvabilité II à savoir 50% c'est-à-dire $q_X(99,5\%) = 0,5$

Pour rappel, l'espérance de la loi de Gumbel est donnée par

$$\mathbb{E}[X] = \mu + \beta\gamma$$

avec $\gamma \approx 0.5772$ la constante d'Euler-Mascheroni.

La fonction quantile de la loi de Gumbel est donnée par : $\forall u \in]0, 1[$,

$$q_X(u) = -\beta \ln(-\ln(x)) + \mu$$

Dès lors, déterminer les paramètres μ et β revient à résoudre le système de deux équations à deux inconnues suivant :

$$\begin{cases} \mathbb{E}[X] & = 0 \\ q_X(99,5\%) & = 0,5 \end{cases} \iff \begin{cases} \mu + \beta\gamma & = 0, \\ -\beta \ln(-\ln(99,5\%)) + \mu & = 0,5. \end{cases}$$

La solution du système est :

$$\begin{cases} \beta & = 0.106, \\ \mu & = -0.061. \end{cases}$$

Le calibrage étant effectué, nous simulons alors, 1000 observations du vecteur aléatoire de déviation suivant :

$$\mathbb{D}_{Rachat} = (D_{Rachat,1}, \dots, D_{Rachat,30})$$

Avec

$$D_{Rachat,t} \stackrel{iid}{\sim} \text{Gumbel}(-0.061, 0.106), \forall t = 1, \dots, 30$$

La courbe de la densité de la loi de Gumbel est présentée dans le graphique suivant :

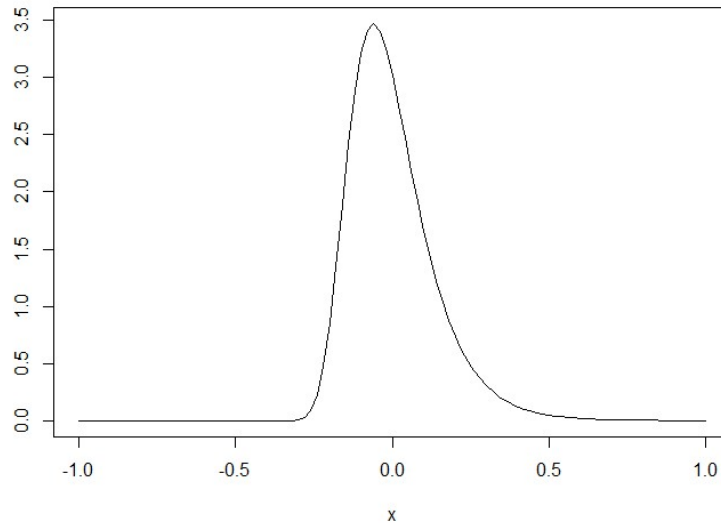


FIGURE 4.18 – Courbe représentative de la densité de la loi de Gumbel pour $\mu = -0.061$ et $\beta = 0.106$.

Pour chaque déviation $D_{Rachat,t}$ simulée, nous définissons le choc cumulé à appliquer aux hypothèses techniques relatives au risque de rachat.

La figure ci-dessous présente 5 scénarios de déviations simulés pour les 5 premières années de projection.

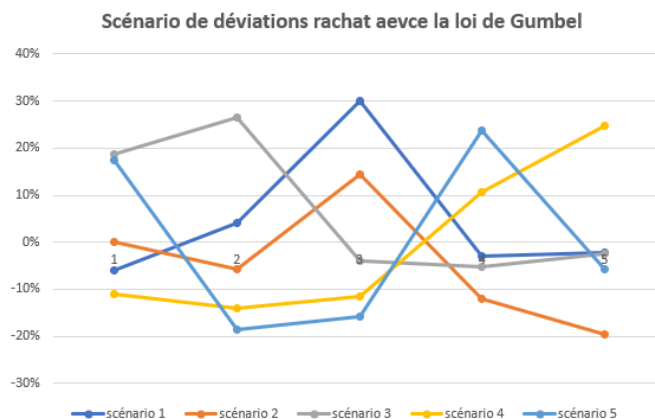


FIGURE 4.19 – Exemples de scénarios de déviations rachat pour les 5 premières années de projection avec la loi de Gumbel

Le tableau ci-dessous présente un exemple de calcul des chocs pour les 5 premières années de projection en considérant un scénario de déviations :

Année de projection	1	2	3	4	5
\mathbb{D}_{Frais} déviation à 1 an	-11,1%	-14,1%	-11,4%	10,6%	24,8%
\mathbb{C}_{Frais} choc à 1 an	88%	85%	88%	110%	124%
$\tilde{\mathbb{C}}_{Frais}$ choc cumulé	88%	76%	67%	74%	93%

TABLEAU 4.19 – Résultat du calcul des différentes valeurs de chocs à partir des simulations de la loi de Gumbel pour le risque de rachat

Pour chaque scénario de déviation nous calculons alors un BE et nous obtenons la distribution de BE suivante :

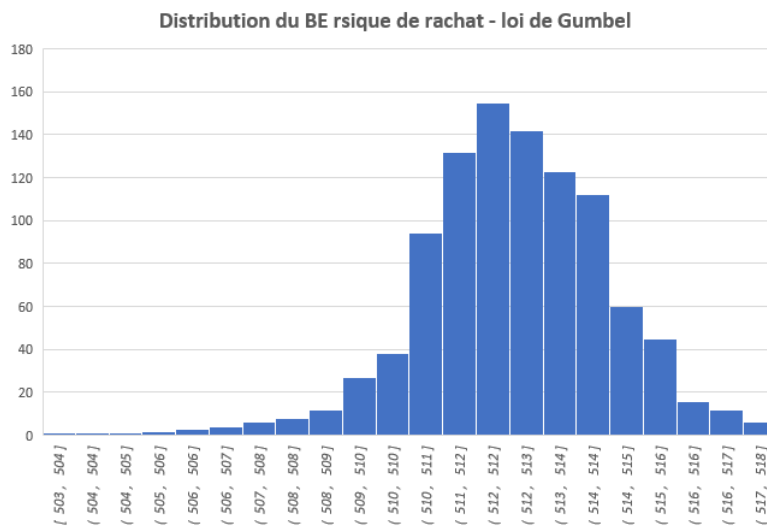


FIGURE 4.20 – Histogramme du BE pour le risque de rachat avec la loi de Gumbel

Le résultat du calcul de l'ajustement pour risque pour le quantile à 75% est présenté dans le tableau ci-dessous. Nous le comparons au résultat obtenu en utilisant la loi normale tronquée.

Méthode	Quantile à 75%	Moyenne des BE	RA à 75%
Loi de Gumbel	513 673 691	512 401 485	1 272 206
Loi Normale	512 599 514	511 472 435	1 127 080

TABLEAU 4.20 – L'ajustement pour risque relatif au risque de rachat

Nous remarquons que le RA obtenu avec la loi de Gumbel est supérieur à celui obtenu avec la loi normale tronquée ; cependant il reste très proche de celui-ci. Ce résultat s'explique par les effets de compensation inter-temporelle et inter-contrats observés dans l'approche de simulation des déviations avec la loi normale tronquée. Ces effets sont dus à l'impact des conditions économiques actuelles sur notre portefeuille. De plus, l'ajustement pour risque est calculé pour un niveau de quantile moyen (75%), or la loi de Gumbel est calibrée en utilisant un

quantile extrême (99,5%). Le niveau de confiance utilisée pour le calcul du RA ne nous permet donc pas de bénéficier pleinement de l'asymétrie de loi de Gumbel en prenant en compte les déviations extrêmes.

Les résultats du calcul de l'ajustement pour risque différents niveau de quantile.

Niveau de quantile	Valeur du quantile	Moyenne des BE	RA à 75%
75%	513 673 691		1 272 206
85%	514 250 144	512 401 485	1 848 659
99,5%	517 033 064		4 631 580

TABLEAU 4.21 – RA rachat pour des niveaux de quantile différent

Avec un niveau de quantile à 99,5%, nous bénéficions de l'asymétrie de la loi car les valeurs on prend en compte les valeurs extrêmes ce qui augmente le niveau de RA.

4.2.3.4 Risque de longévité : Modélisation des chocs avec Lee carter

Préambule

Dans cette section, les chocs appliqués aux hypothèses techniques sont calibrés sur la base des taux de mortalité modélisé dans le modèle de Lee-Carter.

Pour rappel, la modélisation proposée pour le taux instantané de mortalité dans Lee-Carter est la suivante :

$$\ln\mu_{xt} = \alpha_x + \beta_x k_t + \epsilon_{xt}$$

en supposant les variables aléatoires ϵ_{xt} indépendantes, identiquement distribuées selon une loi $\sim \mathcal{N}(0, \sigma^2)$. Sur l'échelle logarithmique, α_x décrit le comportement moyen des taux instantanés de mortalité au cours du temps pour l'âge x , β_x traduit l'écart des taux μ_{xt} par rapport à α_x et k_t représente l'évolution de la mortalité au cours du temps.

Notre étude est réalisée sur les données de mortalité de la population française entre 1816 et 2015. Le nombre de décès est modélisé à partir d'un modèle de log-poisson. Une fois la surface de mortalité ajustée sur les données d'expérience, la série temporelle (k_t) est modélisée pour extrapoler les taux futurs.

Par conséquent, la variable aléatoire du taux de mortalité suit alors la loi normale suivante :

$$\ln\mu_{xt} \sim \mathcal{N}(\alpha_x + \beta_x k_t, \sigma^2)$$

Calibrage du choc en fonction de l'âge et de l'année de projection

Les paramètres de notre modèle étant estimés, notre objectif est de définir un choc pour chaque couple (x, t) formé par l'âge x et l'année projetée t pour la population modélisée, c'est-à-dire ici la population française. L'horizon de projection étant de 30 ans, $t \in \{2021, \dots, 2050\}$.

Notons $S=1000$ la taille de l'échantillon. Le choc correspond à la déviation des hypothèses techniques relatives au risque de longévité, c'est à dire du taux de mortalité pour l'âge x et l'année t . Pour le définir, nous simulons 1000 observations de la variable aléatoire μ_{xt} du taux de mortalité pour chaque couple (x, t) .

A partir de cet échantillon, nous définissons $e(x, t)$ la moyenne des taux de mortalités simulés pour tout couple (x, t) . Pour tout couple (x, t) , cette quantité représente l'estimation du taux de mortalité moyen pour l'âge x et année t .

$$e(x, t) = \frac{1}{S} \sum_{s=1}^s \mu_s(x, t)$$

Pour tout (x, t, s) , la déviation (relative) du taux de mortalité pour l'âge x en année t dans la simulation s par rapport au taux moyen de mortalité de l'âge x en année projetée t $e(x, t)$ est donnée par :

$$d_s(x, t) = \frac{\mu_s(x, t)}{e(x, t) - 1}, \forall s = 1, \dots, S$$

avec $\mu_s(x, t)$ le taux de mortalité pour l'âge x et l'année t pour la simulation s .

Le choc retenu pour chaque couple (x, t) pour la simulation s est alors le quantile d'ordre p :

$$c_s(x, t) = 1 + d_s(x, t), \forall s = 1, \dots, S$$

Le *Best estimate* choqué BE_s^* , pour chaque simulation s , est alors évalué en appliquant à chaque année projetée t le choc $\tilde{c}_s(x, t)$ aux hypothèses techniques relatives au risque de mortalité pour le model point d'âge x .

$$\tilde{c}_s(x, t) = \prod_{h=1}^t c_s(x, h) = \prod_{h=1}^t 1 + d_s(x, h), \forall s = 1, \dots, S$$

Résultats

Afin de représenter des simulations de scénarios de déviations, nous fixons un âge que nous définissons comme suit :

$$age_{moyen} = \sum_{m=1}^M age_{mx} \frac{PM_m}{\sum_{m'=1}^M PM_{m'}}$$

Avec age_m et PM_m respectivement l'âge et le montant de provisions du model point m en début de projection et M le nombre total de model points de passif de notre portefeuille.

L'âge moyen de notre portefeuille est de 52 ans.

Le graphique ci-dessous présente 5 scénarios de déviation de la longévité sur les 5 premières années pour un assuré d'âge 52 ans.

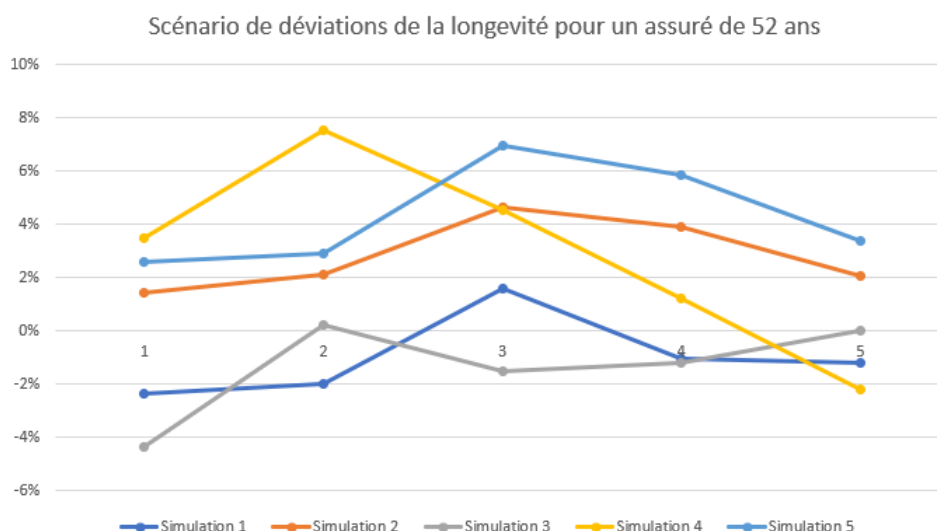


FIGURE 4.21 – simulations des déviations de longévité pour un assuré d'âge 52ans sur les 5 premières années

Les réalisations BE_s^* du *Best Estimate* constituent notre distribution de la variable aléatoire du BE.

Le RA est calculé comme la différence entre le quantile à 75% du BE et la moyenne de la distribution du BE. Nous présentons les résultats de l'ajustement pour risque calculé à partir de l'échantillon de simulé.

Méthode	Quantile à 75%	Moyenne des BE	RA
chocs par simulation	514 302 230	513 638 235	827 821

TABLEAU 4.22 – Le RA pour le risque de mortalité par SdS

Nous constatons que le montant de l'ajustement pour risque obtenu est très faible. Ceci est du à un effet de compensation inter-temporelle et inter-contrats des chocs appliqués aux hypothèses techniques relatives au risque de longévité. En effet, pour une simulation, nous obtenons des déviations à la hausse et à la baisse. Notre portefeuille étant sensible au choc de longévité, les effets de ses chocs se compensent tout au long de l'horizon de projection. L'effet de perte d'argent induit par un choc à la baisse des hypothèses de mortalité est compensé par le gain d'argent induit par un choc à la hausse des hypothèses de mortalité. De plus, les chocs appliqués aux hypothèses techniques relatives sont relativement faibles comparés au choc constant appliqué dans l'approche type formule standard (-26%).

4.3 Sensibilité aux conditions de marché

Dans cette section, nous étudions l'impact des conditions économiques sur notre portefeuille et sur l'évaluation de l'ajustement pour risque.

4.3.1 Impact sur le portefeuille

Dans le calcul de l'ajustement pour risque, particulièrement pour le risque de rachat nous avons pu constater des effets contre intuitifs de compensation inter-contrats du aux conditions économiques actuelles.

En effet, notre portefeuille est constitué en majorité d'anciens contrats avec des taux minimum garanti (TMG) très élevés (2,75%). Dans les conditions économiques actuelles qui sont difficiles caractérisé par le prolongement de l'environnement de taux bas/négatifs, ces contrats sont déficitaires pour le portefeuille. L'assureur étant dans l'obligation contractuelle de servir ces taux aux assurés, ces contrats lui coûtent cher. Alors, un scénario de choc de rachats à la hausse est bénéfique à notre compagnie fictive (en l'absence de sélection adverse).

Afin de limiter ses effets contre intuitifs, nous choisissons d'améliorer les conditions économiques en augmentant la courbe des taux sans risque de 50 bps. Cette modification reste cohérente suite à la remontée actuelle des taux après l'effondrement de la courbe des taux durant la crise du COVID-19. L'objectif est d'amortir l'effet de compensation inter-contrats en limitant le gain que déclencherait un scénario de rachat à la hausse. Avec de meilleures conditions économiques, l'effet de compensation est amorti car la valeur des engagements baisse.

4.3.2 Impact sur le RA au titre du risque de rachat et du risque de longévité

En modifiant les conditions économiques, le gain d'argent qu'induisaient les contrats à TMG élevés pour un scénario de choc de rachat à la hausse est réduit de 27%. En effet, avec des conditions économiques meilleures, le nombre de contrats déficitaires baisse. De plus, toujours dans ces conditions, un scénario de rachat à la baisse induit une perte d'argent ce pendant beaucoup plus faible (+4%) que celle que nous obtenons avec les conditions économiques actuelles. Nous appliquons les différentes approches proposées dans les nouvelles conditions économiques et nous présentons le résultat du calcul de l'ajustement pour risque avec ces approches.

Impact sur le RA pour le risque de rachat

En effet, en modifiant les conditions économiques, le gain d'argent qu'induisaient les contrats à TMG élevés sur le RA pour un scénario de choc de rachat à la hausse est réduit de 27%. Ceci s'explique par le fait qu'avec des conditions économiques meilleures, nous avons moins de contrats déficitaires. Nous appliquons les différentes approches proposées au portefeuille dans les nouvelles conditions économiques et nous présentons le résultat du calcul de l'ajustement pour risque avec ces approches pour un niveau de confiance à 75%.

Distribution	RA_{Rachat}	RA_{Rachat} (courbe des taux +50 bps)
Loi normale tronquée	1 127 080	5 377 462
Loi de Gumbel	1 272 206	4 007 907

TABLEAU 4.23 – RA pour le risque de rachat avec de nouvelles conditions économiques

Nous constatons que l’ajustement pour risque augmente considérablement avec les nouvelles conditions économiques ce qui vient confirmer notre analyse.

Impact sur le RA pour le risque de longévité

En plus de l’amélioration des conditions économiques, nous modifions également les caractéristiques de notre portefeuille, particulièrement l’allocation du montant de provisions mathématiques des model points. La valeur des engagements ayant baissée du fait de l’amélioration des conditions économiques, nous inversons l’allocation des provisions mathématiques dans notre portefeuille afin de le rendre encore moins risqué. Ainsi, dans le nouveau portefeuille, la provision mathématique pour les quatre model points les plus anciens, qui ont les TMG les plus élevés et des âges moyen est le plus élevé est réduite, tandis que celle des 4 contrats les plus récents, est augmentée. Dans ces nouvelles conditions, l’effet de gain d’argent induit par les déviations de hausse de la mortalité est réduit de 39%.

Nous présentons les résultats du calcul de l’ajustement pour risque dans ces nouvelles conditions avec le première approche qui consiste à calibrer le choc en fonction de l’âge et de l’année de projection.

Méthode	$RA_{longévité}$	$RA_{longévité}$ après modifications
Choc par âge et par pas de temps	827 821	4 804 939

TABLEAU 4.24 – RA pour le risque de longévité dans les nouvelles conditions économiques

Nous constatons que le RA est beaucoup plus élevé lorsqu’on applique les nouvelles conditions économiques au nouveau portefeuille.

4.4 Calcul de l’ajustement pour risque en appliquant des sensibilités

Dans cette section, nous avons effectué des sensibilités en calculant l’ajustement pour risque pour 5 portefeuilles avec des caractéristiques différentes.

- Portefeuille 1 : Il s’agit du portefeuille initial utilisé pour les calculs présentés dans les sections précédentes(voir caractéristiques des Models points tableau [4.25](#)).
- Portefeuille 2 : Dans ce portefeuille, le niveau de frais a été réduit. L’allocation des provisions mathématiques a également été modifié en attribuant plus de provisions mathématiques aux contrats les plus jeunes et en diminuant les provisions mathématiques pour les contrats les plus anciens. Le niveau de TMG est aussi modifié dans le portefeuille pour tenir compte des réalités du marché. Nous passons de 9 contrats à TMG strictement positif à 4 contrats seulement.

Stock/NB	Ancienneté	TMG	Chargement(encours)	Nombre de polices	PM	Age moyen	Primes(EUR)
stock	19	2,75%	0,6%	1000	20 000 000	59	0
stock	17	2,50%	0,6%	1000	20 000 000	57	0
stock	15	1,00%	0,6%	1000	20 000 000	55	0
stock	13	1,00%	0,6%	1000	20 000 000	53	0
stock	11	0%	0,6%	1000	40 000 000	51	0
stock	9	0%	0,6%	1000	40 000 000	49	0
stock	7	0%	0,6%	1000	40 000 000	47	0
stock	5	0%	0,6%	1000	60 000 000	45	0
stock	3	0%	0,6%	1000	60 000 000	43	0
stock	1	0%	0,6%	1000	60 000 000	41	0

TABLEAU 4.25 – *Model Point du passif portefeuille2*

- Portefeuille 3 : Il correspond au portefeuille 2 dans lequel le niveau de plus-value latente pour l'action et l'immobilier est augmenté ; passant de 10% dans le portefeuille initial à 25%. L'objectif ici est de refléter au mieux les réalités du marché. Nous nous sommes basés sur les publications des rapports RSSF (rapport sur la solvabilité et la situation financière) des acteurs du marché français afin de construire nos différents sensibilités.
- Portefeuille 4 : Il s'agit du portefeuille 3 dans lequel la courbe de taux sans risque est augmentée de 50 BPs. L'objectif est d'améliorer les conditions économiques au 31/12/2020. Cette modification reste cohérente suite à la remontée actuelle des taux après l'effondrement de la courbe des taux durant la crise du COVID-19.
- Portefeuille 5 : Il s'agit du portefeuille 4 dans lequel le niveau de plus-value latente pour l'action et l'immobilier est augmenté. Ce dernier passe de 25% dans le portefeuille initial à 40%. L'objectif ici est de refléter au mieux les réalités du marché.
- Portefeuille 6 : Il s'agit du portefeuille 4 dans lequel le niveau de plus-value latente pour l'action et l'immobilier est augmenté ; passant de 25% dans le portefeuille initial à 30%.

Pour chaque portefeuille, le RA a été calculé selon l'approche type formule standard (approche choc constant). Pour rappel, les calculs ont été réalisés dans les conditions économiques du 31/12/2020 et seuls les contrats euros sont modélisés. De ce fait, chaque portefeuille, est donc sensible au choc de rachat à la baisse et de longévité.

Les résultats du calcul de l'ajustement pour risque sont résumés dans le tableau ci-dessous :

	Portefeuille 1	Portefeuille 2	Portefeuille 3	Portefeuille 4	Portefeuille 5	Portefeuille 6
BE central	513 474 408	445 808 095	447 892 344	436 751 839	445 971 938	439 725 255
BE Frais	517 808 075	447 550 979	448 957 626	437 722 266	447 003 726	440 699 747
RA frais	4 333 666	1 742 884	1 065 282	970 427	1 031 788	974 492
BE lapse down	523 581 985	448 142 274	450 249 566	439 314 308	448 461 836	441 910 688
RA rachat	10 107 576	2 334 179	2 357 222	2 562 469	2 489 898	2 185 433
BE longévité	518 253 625	447 109 442	449 306 754	437 870 191	447 312 456	443 286 094
RA longévité	4 779 217	1 301 347	1 414 410	1 118 352	1 340 518	3 560 839
RA	14 902 901	4 111 031	3 690 988	3 636 054	3 740 408	3 740 408
RA/BE	2,9%	0,9%	0,8%	0,8%	0,8%	0,8%
BE/PM	135,1%	117,3%	117,9%	114,9%	117,4%	115,7%

TABLEAU 4.26 – *Sensibilités du portefeuille*

En baissant le coût des options offertes sur les contrats (via le poids des contrats avec des TMG élevés) ainsi que la charge des frais, le ratio entre le RA et le BE baisse considérablement.

Toutefois, il est important de préciser que le portefeuille simulé ne tient pas compte de la mutualisation dont bénéficient les portefeuilles réels de produits multi-support (mutualisation entre la part euro et la part UC). Au vu des contraintes du modèle ALM utilisé, seuls des contrats mono-euro ont été modélisés.

4.5 Synthèse et comparaison des approches de calcul de l'ajustement pour risque

Trois approches principales pour le calcul de l'ajustement pour risque ont été étudiées, à savoir, l'approche type formule standard, l'approche par chocs dynamiques et l'approche de génération d'une distribution du *Best Estimate*. Ces trois approches sont basées sur la méthode de l'intervalle de confiance avec la *VaR* comme mesure de risque. Les chocs appliqués aux hypothèses techniques dans chacune de ces approches sont déterminés à partir des hypothèses sous-jacentes de normalité et d'indépendance de la déviation à 1 an de la formule standard.

La première approche est similaire au calcul du SCR module dans la formule standard de solvabilité II. Elle consiste à appliquer un choc constant tout au long de l'horizon de projection des flux. Il s'agit d'une approche modulaire dans laquelle nous considérons la déviation des *cash-flows* du module de risque, il apparaît donc logique d'utiliser la *duration* des *cash-flows* associés au risque pour capter l'écoulement spécifique de ce dernier dans le temps. Cette approche a l'avantage d'être simple à mettre en oeuvre.

La deuxième approche consiste à appliquer un choc non plus statique mais dynamique qui varie à chaque pas de temps de l'horizon de projection des flux. Elle prend en compte les évolutions des hypothèses dans le temps dues au management actions. Les chocs évoluent de la même manière au cours du temps. Les chocs à appliquer aux hypothèses techniques sont définis à partir des mêmes hypothèses de normalité et d'indépendance des facteurs de risque. Avec cette approche, nous obtenons un RA qui se calcule de la même façon que dans l'approche précédente. L'approche par chocs dynamiques présente une sensibilité particulière aux conditions économiques pour le risque de rachat. Dans des conditions économiques défavorables, le poids des pertes durant les premières années de projection est plus important que celui des années ultérieures ; particulièrement les pertes dues au coût des options et garantie (TVOG).

La dernière approche quant à elle utilise la méthode de simulation dans les simulations modifiée pour générer une distribution de la variable aléatoire du *Best Estimate*. Les simulations primaires sont obtenues par simulations des scénarios de choc des hypothèses techniques du risque considéré. Les BE obtenus pour chaque simulation constituent des réalisations de la variable aléatoire du *Best Estimate* ce qui nous permet d'obtenir une distribution du BE. L'ajustement pour risque est alors calculé comme la différence entre le quantile d'ordre α et la moyenne de la distribution de *Best Estimate*. La méthode Sds Modifiée comme les deux autres approches est sensible aux conditions économiques car elle prend en compte l'effet de mutualisation inter-contrat qui dépend fortement de la structure de la courbe des taux et de la composition du passif. En plus de l'effet de mutualisation inter-contrat, cette approche prend aussi en compte l'effet de mutualisation inter-temporelle. Il s'agit donc d'une approche plus juste car elle a moins tendance à surestimer l'ajustement pour risque comparé aux deux autres

approches. Cependant, elle reste compliquée à calibrer et difficile à comparer car peu d'acteurs l'utilisent vu qu'elle donne des RA plus faibles.

De plus, à la différence des deux premières approches pour lesquelles nous obtenions directement l'ajustement pour risque, avec cette troisième approche nous avons la possibilité d'obtenir une distribution, d'autant plus que la norme exige de fournir un quantile afin de situer le RA par rapport à la distribution du BE. C'est un avantage principal de la méthode malgré le fait qu'il s'agisse d'une approche lourde en terme de temps de calcul et de difficulté d'implémentation.

L'ajustement pour risque dans les méthodes proposées est évalué sur un périmètre de risques techniques. Toutefois, dans l'assurance vie notre cadre d'étude, les risques techniques sont sensibles aux conditions économiques. Ceci s'explique par la présence de mécanisme tel que la politique de participation aux bénéficiaires présente en assurance vie.

Le tableau 4.27 récapitule les avantages et inconvénients précédemment cités pour chaque méthode d'évaluation de l'ajustement pour risque.

Méthodes	Avantages	Inconvénients
Type formule standard	Facilement implémentable Facilement interprétable	Non prise pas en compte la mutualisation intertemporelle
chocs dynamiques	Facilement implémentable Facilement interprétable	Non prise pas en compte la mutualisation intertemporelle Divergence par rapport au procédé S2
SdS modifiée	Permet d'obtenir une distribution du BE Capte les effets de mutualisation intertemporelle et inter-contrat	Mise en oeuvre complexe Temps de calcul élevé difficile à comparer car peu utilisée par les assureurs

TABLEAU 4.27 – *Avantages et inconvénients des différentes méthodes d'évaluation de l'ajustement pour risque.*

Conclusion

La norme IFRS 17 repose sur des principes, ce qui laisse une marge de manoeuvre en termes d'implémentation opérationnelle par les entités d'assurance. La retranscription quantitative des principes de la norme représente donc un réel défi pour les entités d'assurance. Notre étude a porté sur l'ajustement pour risque, un des blocs de passif introduit par la norme. Nous nous sommes particulièrement intéressés à son évaluation sur le portefeuille d'une compagnie fictive d'assurance vie commercialisant des contrats d'épargne mono-supports.

L'ajustement pour risque a un effet direct sur la marge de service contractuelle CSM, nouvel indicateur de richesse introduit par la norme. Son évaluation représente donc un réel enjeu pour les assureurs. L'objectif visé par notre étude était de proposer des approches d'évaluation de l'ajustement pour risque conformes aux exigences et aux principes de la norme IFRS 17.

Nous avons proposé trois approches : l'approche type formule standard, l'approche chocs dynamiques et l'approche par génération d'une distribution du *Best Estimate*. Ces approches sont basées sur la méthode de l'intervalle de confiance et utilisent la *VaR* comme mesure de risque. Les trois approches proposées s'inspirent fortement des hypothèses et approximations faites pour définir les chocs dans le cadre de la formule standard de solvabilité II, l'objectif étant de capitaliser sur le processus Solvabilité II déjà en vigueur.

La première approches s'inspire du calcul du SCR modulaire sous le *reporting* de Solvabilité II. Toutefois, afin de répondre aux spécifications de la norme, deux ajustements ont été opérés. Le premier ajustements à consisté à modifier les paramètres de chocs techniques afin de tenir compte d'une déviation à l'ultime des facteurs de risques.

Le deuxième ajustement a visé à modifier le quantile des chocs appliqués, afin de refléter l'aversion au risque de l'assureur. Sous cette première approche, le choc technique appliqué est fixe tout au long de l'horizon de projection, contrairement à la deuxième approche proposée où la différence réside dans la prise en compte d'un choc dynamique, croissant avec l'horizon de projection.

Ces deux premières familles d'approche sont simples à implémenter, mais reposent sur les hypothèses de validité structurantes, comme l'hypothèse de normalité des facteurs de risque techniques.

La dernière approche quant à elle est simulatoire. Elle consiste à utiliser la méthode de simulations dans les simulations pour générer une distribution du *Best Estimate*. La méthode permet de capter la mutualisation intertemporelle des déviations des hypothèses techniques tout au long de la projection. Elle présente néanmoins des difficultés d'implémentation ainsi qu'un temps de calcul considérable. Cependant elle comporte le principal avantage de fournir une distribution du BE contrairement aux deux premières approches.

Les différentes estimations effectuées dans le cadre de notre étude ont révélé de surcroît une sensibilité accrue du RA aux conditions économiques, explique principalement pour le risque de rachat.

L'objectif de notre étude était avant tout de présenter et comparer différentes méthode d'estimation de l'ajustement pour risque. Nous avons tacher à expliciter le mode opératoire retenu ainsi que les différents choix de paramètres, auxquels la compagnie est particulièrement sensibles.

Ces méthodes ont pour vocation a être améliorée et adaptée, en fonction des données spécifiques des compagnies ainsi que de leurs contraintes opérationnelles.

Plusieurs axes d'améliorations peuvent être considérés. Un premier serait de modéliser le risque de versement et le risque d'arbitrage pour les prendre en compte dans la cartographie des risques considérés pour l'ajustement pour risque. Un deuxième axe serait d'exclure la partie des rachats conjoncturels qui sont sensibles aux conditions économiques et qui impacte la valeur de l'ajustement pour risque. Nous pouvons aussi, chercher des alternatives aux approximations et hypothèses structurantes qui ont été faites sur la loi de distribution des facteurs de risques et modéliser les contrats UC pour prendre en compte l'effet de compensation inter-support.

Bibliographie

- [1] Y.Saadani Hassani, Modélisation de l'ajustement pour risque sous IFRS 17 pour un assureur vie, Institut des Actuaires, 2019.
- [2] A.MAHJOUB, Mise en place d'indicateurs de suivi de risque dans le processus de pilotage d'une compagnie d'assurance vie, Institut des Actuaires, 2016.
- [3] M.VELUT, Enjeux et modélisation de l'ajustement pour risque sous la norme IFRS 17, Institut des Actuaires, 2018.
- [4] S. Décupère, Agrégation des risques et allocation de capital sous Solvabilité II, Institut des Actuaires, 2011.
- [5] T.EL ALAMI, Risk Adjustment : Techniques d'évaluation et adaptation des calculs Solvabilité II, 2020.
- [6] P. Thérond, Présentation et dernières actualités de la norme assurance, Ressources Actuarielles, 2008.
- [7] Règlement (CE) Numéro 1606/2002 du parlement européen et du conseil du 19 juillet 2002 sur l'application des normes comptables internationales, Journal officiel des Communautés européennes, 2002.
- [8] *IFRS 17 Insurance Contracts*, International Accounting Standards Board, 2017.
- [9] *Basis for Conclusions on Exposure Draft - Amendments to IFRS 17*, International Accounting Standards Board, 2017.
- [10] *IASB decides on new effective date for IFRS 17 of 1 January 2023*, International Accounting Standards Board, 2020, [Lien internet](#).
- [11] *IFRS 17 Insurance Contracts : Paragraphs B65 and B66*. International Accounting Standards Board, 2017.
- [12] *IFRS 17 Insurance Contracts, First impressions*, KPMG, 2017.
- [13] *Aggregation and diversification of the IFRS 17 Risk Adjustment*, MOODY'S ANALYTICS, 2019.
- [14] *IFRS 17 Risk Adjustment, Une étude comparative sur le périmètre des contrats d'épargne en euros*, Nexialog Consulting, 2021.
- [15] M. Chauvigny, Cours d'Actuariat de l'assurance-vie, ENSAE, 2019.
- [16] Ministère de l'Economie, des Finances et de la Relance, Pourquoi souscrire un contrat d'assurance vie?, [Lien internet](#).
- [17] S. R. Carpenter, K. L. Cottingham et C. A. Stow ,

Annexe 1

Acronymes présents dans le rapport

Le but de cette annexe est de présenter la liste des principaux acronymes utilisés dans le rapport.

Acronyme	Nom complet
IAS	<i>International Accounting Standards</i>
IASB	<i>International Accounting Standards Board</i>
IFRS	<i>International Financial Reporting Standards</i>
PAA	<i>Premium Allocation Approach</i>
VFA	<i>Variable Fee Approach</i>
CSM	<i>Contractual Service Margin</i>
RA	<i>Risk Adjustment</i>
FCF	<i>Fulfilment Cash Flows</i>
UC	Unité de comptes
BEL	<i>Best Estimate Liability</i>
ACPR	Autorité de Contrôle Prudentiel et de Résolution
PB	Participation aux bénéfices
TMG	Taux minimal garanti
ALM	<i>Asset and Liability Management</i>
PM	Provisions mathématiques
RC	Réserve de capitalisation
PPE	Provisions pour participation aux écédents
NB	Affaires nouvelles (<i>New business</i>)
SdS	<i>Simulations dans les simulations</i>

TABLEAU 1.1 – Liste des acronymes principaux du mémoire.

Annexe 2

Revalorisation des provisions

Le but de cette annexe est de présenter le processus de revalorisation des provisions dans le modèle ALM. Elle est un complément à la section.

Cette action détermine le taux auquel la société d'assurance revalorise les PM des assurés (PM de début d'année après décès et rachats et primes nettes de chargement). Elle va déterminer la capacité de servir le taux ciblé par le management.

2.1 Modélisation du taux concurrent

Le taux concurrent est défini comme le taux pratiqué par la concurrence sur lequel se fixe l'assuré pour comparer son taux de revalorisation. Indéniablement ce taux de référence n'existe pas dans la réalité. L'information dont dispose l'assuré est bien plus vaste étant donné la multitude d'assureurs mais aussi de produits d'épargne. Représenter la concurrence par un taux unique est une modélisation simpliste de la réalité.

Dans les modèles ALM la concurrence peut être représentée dans un premier temps par une référence purement obligataire. A ce sujet, dans la modélisation des rachats conjoncturels, l'ACPR propose d'utiliser le taux moyen des emprunts d'Etat comme estimateur du taux concurrent.

Une autre approche consiste à « construire » un taux composite, fonction de plusieurs références (taux d'emprunt long, taux d'emprunt court, rendement d'action, rendement immobilier). Nous avons opté pour cette approche qui sans trop alourdir la modélisation propose un taux plus représentatif de la diversité du marché de l'épargne.

La construction du taux composite s'est faite par l'identification de trois concurrents aux profils différents :

- L'assureur plus « agressif » dans son allocation d'actif
- Le nouvel entrant sur le marché
- La banque et son livret A.

L'assureur plus agressif correspond à une compagnie d'assurance dont l'allocation d'actif est plus orientée sur les actions. Dans les scénarios économiques où le rendement de l'action est au-dessus du taux sans risque ce concurrent aura la capacité de revaloriser à un taux supérieur que celui de notre société d'assurance. A l'inverse, si le rendement de l'action se situe au-dessous

du taux sans risque nous servirons un meilleur taux à nos assurés. Nous lui avons défini une allocation en actions à hauteur de 30% et une allocation obligataire complémentaire de 70%. Le rendement du concurrent agressif à la date t est alors modélisé de la façon suivante :

$$\begin{aligned} \text{Taux}_{\text{concurrentagressif}}(t) = & \text{moyenne}(0,3 \cdot \text{rendement}_{\text{action}}(t) + 0,7 \cdot \text{tauxmoyen}_{\text{ZC}}(t, m); \\ & 0,3 \cdot \text{rendement}_{\text{action}}(t-1) + 0,7 \cdot \text{tauxmoyen}_{\text{ZC}}(t-1, m); \dots; \\ & 0,3 \cdot \text{rendement}_{\text{action}}(t-4) + 0,7 \cdot \text{tauxmoyen}_{\text{ZC}}(t-4, m)) \end{aligned}$$

- Le rendement de l'actif obligataire est estimé par la moyenne sur les cinq dernières années du zéro coupon de maturité m égal à 8 ans.
- Le $\text{taux}_{\text{marge}}$ représente la marge effectuée par le concurrent entre le rendement de son actif et le taux qu'il sert réellement à ses assurés. Le taux de marge est un paramètre fixé pour toute la projection.
- Le rendement action et le taux zéro coupon sont issus des scénarios économiques.
- Afin de lisser le taux, nous avons choisi de prendre une moyenne sur 5 ans.

Le nouvel entrant est la société d'assurance qui est arrivée cette année sur le marché. Par sa présence récente il bénéficie d'un rendement obligataire différent. Il dispose d'obligations neuves » achetées au cours de l'année et dont le rendement dépend du niveau de la courbe des taux actuels. Si lorsque le nouvel entrant achète ses obligations les nôtres sont en moins-values latentes alors son rendement sera plus élevé. Le nouvel entrant est caractérisé par, des obligations achetées au cours de l'année et de maturité moyenne supérieure, nous l'avons donc modélisé par le zéro coupon de maturité 10 ans :

$$\text{Taux}_{\text{nouveaue concurrent}}(t) = \text{moyenne}(\text{taux}_{\text{ZC}}(t, m); \dots; \text{taux}_{\text{ZC}}(t-4, m))$$

- La maturité n du zéro coupon est égale à 10 ans.
- Afin de lisser le taux, nous avons choisi de prendre une moyenne sur 5 ans.

Remarque : Nous supposons dans la modélisation de ces deux taux que le taux servi par la concurrence est uniquement dû au rendement financier de leur actif. En d'autres termes, le spread de taux servis entre notre société et un concurrent serait uniquement expliqué par une structure de l'actif général différente. En réalité d'autres éléments peuvent en être la cause. Le plus important d'entre eux est le niveau de PPE du concurrent. Un concurrent dont le niveau de provision pour participation aux excédents est plus important pourra logiquement ajuster son taux de revalorisation en fonction de la conjoncture économique. Le niveau de PPE est même un critère de sélection pour l'assuré comme le suggère les sites internet comparant le ratio PPE/PM des assureurs du marché.

Pour finir nous avons décidé de représenter le livret A puisqu'il est à ce jour le grand concurrent des assurances vie en euros. Le livret A est représenté par un taux d'emprunt court dans notre modèle, le zéro coupon de maturité 1 an :

$$\text{Taux}_{\text{livretA}}(t) = \text{taux}_{\text{ZC}}(t, k)$$

La maturité k du zéro coupon est égale à 1 an.

Étant donné notre représentation de la concurrence, le taux maximal distribué sur le marché par les concurrents est le maximum entre nos trois taux de références. Ainsi nous obtenons notre taux concurrent :

$$Taux_{concurrent} = Max(Taux_{concurrent\ agressif}; Taux_{nouveau\ concurrent}; Taux_{livretA})$$

Représenter le taux concurrent par le taux maximal distribué sur le marché est une hypothèse logique, puisqu'en théorie un assuré voudra être revalorisé au meilleur taux du marché, c'est donc ce taux qui lui servira de comparaison avec le taux servi par son assureur.

2.2 L'objectif du management : revalorisation contractuelle et revalorisation cible

Afin que le modèle s'exécute normalement et retranscrive la réalité, il est nécessaire de définir un objectif pour le management en termes de revalorisation. L'objectif de revalorisation ne peut être fixe (par exemple 3% chaque année) mais doit dépendre du scénario économique dans lequel se trouve la simulation.

Il est dans l'intérêt d'une compagnie d'assurance de servir un taux qui satisfait ses assurés car si elle ne le fait pas elle sera confrontée à des rachats conjoncturels. Nous pouvons facilement admettre qu'un assuré est satisfait lorsque son taux de revalorisation n'est pas inférieur à celui constaté sur le marché, en d'autres termes : le taux concurrent. C'est pourquoi nous avons fixé comme objectif à notre compagnie d'assurance de servir le « taux concurrent ».

Remarques :

- Nous aurions pu définir comme objectif celui de battre le taux concurrent afin de réduire les rachats structurels. Cependant, un tel objectif n'est pas de toute logique. Le taux concurrent ayant été défini comme le meilleur taux pratiqué par la concurrence, battre le taux concurrent chaque année signifie être au-dessus du marché quel que soit le scénario économique.
- Avoir pour objectif d'atteindre le taux concurrent ne signifie pas revaloriser au taux concurrent à chaque période de la projection. Selon un algorithme prédéfini, le management effectuera des actions (réalisation de plus-values, reprise de PPE, etc.) dans le but d'atteindre son objectif, mais la réalisation de ce dernier dépendra avant tout des ressources financières de la société (produits financiers, niveau de PPE, etc.). Inversement, le management peut revaloriser à un taux supérieur du taux concurrent, en particulier lorsque le TMG d'un assuré est supérieur au taux concurrent.

La revalorisation contractuelle :

La revalorisation dite contractuelle (RContrat) représente dans notre modèle la revalorisation due aux engagements contractuels de l'assureur envers l'assuré. Le calcul doit être effectué pour chaque model point et dépend de deux paramètres : le TMG et la participation aux bénéfices contractuelle.

$$RContrat_i = Max(PM_i \cdot TMG_i; PB_{contractuelle_i} \cdot PF_{assuré} \cdot \frac{PM_i}{PM})$$

Où :

- RContrati est la revalorisation contractuelle pour le model point i
- PMi est la provision mathématique associée au model point i
- TMGi est le taux minimum garanti associé au model point i
- PFassuré sont les produits financiers générés par la PM globale
- PMi/PM est la part de la provision mathématique du model point i dans la provision mathématique globale

Nous définissons également :

- RGarantie : la revalorisation au TMG
- $TContrati = \frac{RContrat_i}{PM_i}$ le taux de revalorisation garantie dans le contrat de l'assureur envers chaque assuré du model point i.

Passage de la revalorisation contractuelle à la revalorisation cible :

L'objectif du management et la revalorisation garantie maintenant définis nous pouvons déterminer la revalorisation cible (RC), c'est-à-dire le niveau de revalorisation que le management désire atteindre.

$$RC_i = PM_i \cdot Max(TC; TContrati)$$

Où : TC est le taux concurrent.

En introduisant le taux de participation aux bénéfices cible : $TPB_{suppcible_i} = Max(TC - TContrati; 0)$. Nous obtenons une autre décomposition de la revalorisation cible séparant la partie contractuelle de la partie complémentaire :

$$RC_i = PM_i \cdot TPB_{suppcible_i} + PM_i \cdot TContrati$$

Avec :

- $PM_i \cdot TContrati = RContrat_i$, correspond au montant de revalorisation contractuelle de l'assureur.
- Tandis que $PM_{i\suppcible_i} = PB_{suppcible_i}$ correspond au montant de bénéfices complémentaires que le management devra servir s'il désire atteindre le taux concurrent.

Ainsi :

Si $TC > TContrati$ alors $PB_{suppcible_i} = (TC - TContrati) \times PM_i$

Si $TC < TContrati$ alors $PB_{suppcible_i} = 0$

A la fin de cette étape le management connaît le niveau de revalorisation qu'il souhaite servir à ses assurés (RC_i), il en déduit le montant de revalorisation globale qu'il désire reverser :

$$RC = \sum_{i=1}^{45} RC_i$$

Réécrivons la revalorisation cible globale en séparant la partie garantie et la partie complémentaire :

$$RC = RContrat + PB_{suppCible}$$

Où :

$$RContrat = \sum_{i=1}^{45} RContrat_i$$

$$PB_{suppcible} = \sum_{i=1}^{45} PB_{suppcible_i}$$

La revalorisation cible est définie comme un objectif de revalorisation à atteindre (sans toutefois d'avoir d'obligation d'atteindre ce taux cible)

La prochaine étape consiste à trouver les ressources financières qui permettent d'atteindre ou d'approcher le mieux possible ce montant de revalorisation.

2.3 Algorithme de politique de taux servi

Dans certains cas, les produits financiers revenant aux assurés ne suffisent pas à atteindre le montant de revalorisation cible RC. Le management va alors suivre une série d'actions permettant de s'approcher au mieux de ce montant.

La société a-t-elle les ressources pour servir la revalorisation garantie ?

Dans un premier temps, nous regardons si les produits financiers générés par l'argent des assurés ($PF_{assurés}$) suffisent à servir la revalorisation dite garantie RG par l'assureur.

Contraintes : TMG et Rgarantie ne peuvent être servis par reprise de la PPE.

- Si oui, le nouvel objectif est de servir la $PB_{suppcible}$ ou RC_{cible}
- Si non voici comment procéder : nous réalisons des plus-values latentes supplémentaires sur action et si cela n'est pas possible ou ne suffit toujours pas alors nous abandonnons les produits financiers en face des fonds propres ($PF_{assureur}$), et si ce n'est toujours pas suffisant une perte est enregistrée afin de servir la revalorisation garantie.

La société a-t-elle les ressources pour servir la participation aux bénéfiques cibles ?

Dans un second temps, nous nous intéressons à la $PB_{suppcible}$ ou RC_{cible} .

Rappelons qu'afin de satisfaire la contrainte temporelle de la PPE (la PPE d'un exercice doit être redistribuée en 8 ans), chaque année 15% de la PPE est obligatoirement versée aux assurés.

- Si les 15% de PPE sont suffisants nous pouvons servir la PB_{cible} .
- Si cela ne suffit pas, nous pouvons, dans l'ordre suivant : Utiliser les produits financiers courant, part assurés non utilisés (dans la limite de 85% des produits financiers courant, part assurés initial) reprendre de la PPE sans dépasser 85% de la PPE initial, réutiliser les produits financiers courant, part assuré restant (15% produits financiers courant, part assurés non utilisés) réaliser des plus-values latentes supplémentaires sur action.

- Si malgré cela, nous n'avons toujours pas atteint le taux concurrent, nous déclenchons alors des rachats conjoncturels (qui dépendent de l'écart entre le taux servi et le taux concurrent).