



المندوبية السامية للتخطيط
HAUT-COMMISSARIAT AU PLAN

ROYAUME DU MAROC
*_*_*_*_*
HAUT COMMISSARIAT AU PLAN
*_*_*_*_*_*_*_*_*_*
INSTITUT NATIONAL
DE STATISTIQUE ET D'ECONOMIE APPLIQUEE



INSEA

Projet de Fin d'Etudes

Analyse du passif sous IFRS 17 pour un portefeuille d'assurance non-vie

Préparé par : *Mme YARZIZ Chaimaa*

Sous la direction de : *M. MARRI FOUAD (INSEA)*
M. BENSOUNA Adil (SANLAM)
M. ELMALEKY Zakaria (SANLAM)

Soutenu publiquement comme exigence partielle en vue de l'obtention du

Diplôme d'Ingénieur d'Etat

Filière : ACTUARIAT-FINANCE

Devant le jury composé de :

- *M. MARRI Fouad (INSEA)*
- *Mme ZEDDOUK FADOUA(INSEA)*
- *M. BENSOUNA Adil (SANLAM)*
- *M. ELMALEKY ZAKARIA (SANLAM)*

Juin 2025 / PFE N° 18

Remerciements

Je tiens à exprimer ma sincère gratitude à mes encadrants de stage, **M. Bensouna Adil** et **M. Elmaleky Zakaria**, pour leur précieuse guidance, leur soutien constant et leurs conseils éclairés tout au long de mon stage. Leur expertise, leur disponibilité et leur engagement ont grandement contribué à mon apprentissage et à mon développement professionnel.

Je souhaite également remercier chaleureusement mon encadrant interne, **M. Marri Fouad**, pour sa supervision attentive, ses encouragements constants et ses orientations avisées. Sa présence bienveillante et ses précieux conseils ont été essentiels dans la réussite de mon projet de stage. J'apprécie grandement sa patience, sa disponibilité et sa volonté de partager ses connaissances.

Je tiens à adresser mes remerciements les plus sincères à toute l'équipe de l'**Actuariat et Réassurance** au sein de la **Sanlam**. Leur accueil chaleureux, leur collaboration et leur partage d'expérience ont enrichi mon expérience de stage et m'ont permis d'acquérir de nouvelles compétences.

Je tiens également à exprimer ma profonde gratitude envers **Mme Zeddouk Fadoua** pour avoir accepté d'évaluer ce travail. Je lui suis sincèrement reconnaissante pour sa précieuse contribution à ce projet.

Enfin, j'aimerais exprimer ma gratitude envers mes amis et mes proches pour leur soutien indéfectible tout au long de mon parcours. Leur présence, leurs encouragements et leurs conseils m'ont motivé et inspiré.

Dédicace

À mes parents,

Pour votre amour inconditionnel, vos sacrifices silencieux, votre soutien constant et votre confiance en moi. Ce travail est aussi le vôtre.

À mes frères,

Merci pour votre complicité, vos encouragements et votre présence rassurante. Vous êtes une source de motivation et de force.

À mes amis,

Pour vos mots de réconfort, vos éclats de rire et votre précieuse amitié, qui m'ont accompagnée tout au long de ce chemin. Merci d'avoir été là.

Résumé

International Accounting Standards Board (IASB) a pour objectif d'harmoniser les normes comptables entre les différents pays appliquant la norme IFRS 17, afin de faciliter la comparaison des états financiers des entreprises à l'échelle internationale.

Dans le cadre de notre projet de fin d'études, intitulé **Analyse du passif sous IFRS 17 pour un portefeuille d'assurance non-vie**, nous avons choisi de nous inscrire dans cette dynamique en mettant en œuvre l'ensemble des calculs et opérations introduits par la norme IFRS 17 sur les portefeuilles non-vie de Sanlam Assurance.

Ce travail nous a permis d'aborder les trois approches comptables proposées par la norme, à savoir le Building Block Approach (BBA), le Premium Allocation Approach (PAA) et le Variable Fee Approach (VFA), tout en analysant les principaux éléments de passif qu'elle définit : le Best Estimate, l'ajustement pour risque non financier, la marge de service contractuelle ainsi que la composante de perte.

Dans une optique d'automatisation et de simplification des traitements actuariels, nous avons également développé une interface avec RShiny, permettant de calculer le passif selon l'approche PAA de manière intuitive et conforme aux exigences de la norme.

Mot clés : IFRS 17, Best Estimate, Ajustement pour Risque, Marge de Service Contractuelle, Composante de perte, Assurance non-vie, Building Block Approach, Bootstrap, Chain-Ladder, London Chain, Évaluation initiale, Évaluation ultérieure.

Abstract

The International Accounting Standards Board (IASB) aims to harmonize accounting standards across countries applying IFRS 17, in order to facilitate the comparison of companies financial statements at an international level.

As part of our final year project, entitled , we chose to align with this objective by implementing all the calculations and processes introduced by IFRS 17 on the non-life insurance portfolios of Sanlam Assurance.

This work allowed us to explore the three accounting approaches proposed by the standard, namely the Building Block Approach (BBA), the Premium Allocation Approach (PAA), and the Variable Fee Approach (VFA), while analyzing the main liability components defined by the standard : the Best Estimate, the non-financial risk adjustment, the Contractual Service Margin (CSM), and the loss component.

With a view to automating and simplifying actuarial processes, we also developed an interface using RShiny, enabling the calculation of liabilities under the PAA approach in an intuitive and IFRS 17-compliant manner.

Keywords : IFRS 17, Best Estimate, Risk Adjustment, Contractual Service Margin, Loss Component, Non-life Insurance, Building Block Approach, Bootstrap, Chain-Ladder, London Chain, Initial Measurement, Subsequent Measurement.

Table des matières

I	Contexte général du projet	17
1	Organisme d'accueil : SANLAM	17
1.1	Aperçu de Sanlam Maroc	17
1.2	Chiffres concernant Sanlam maroc	19
1.3	Produits et services de Sanlam maroc	19
II	Contexte de la norme IFRS 17	21
1	Les normes IFRS : une comparabilité des comptes à l'échelle internationale . .	21
1.1	De IFRS 4 à IFRS 17	22
1.2	Les grands principes de la norme IFRS 17	25
1.3	Champs d'application de IFRS 17	25
1.4	Niveaux d'agrégations sous IFRS 17	26
1.5	Modélisation des contrats d'assurance	27
1.6	Valorisation des engagements de l'assureur sous IFRS 17	33

1.6.1	Best Estimate :	33
1.6.2	Risk adjustment :	33
1.6.3	Marge de service contractuelle :	34
1.6.4	Composante de perte :	36
1.7	Compte de résultat sous IFRS 17 :	37
2	Solvabilité 2 vs IFRS 17 : deux visions économiques du passif d'assurance . . .	38
3	Fondements de l'actualisation selon IFRS 17	40
4	Conclusion	44
III Éléments du passif technique sous IFRS 17		46
1	Provisionnement en non vie	46
1.1	Méthodes déterministes	47
1.1.1	La méthode de Chain-Ladder Standard	48
1.1.2	La méthode de London-Chain	50
1.1.3	La méthode de Chain-Ladder Ajustée	51
1.2	Méthodes stochastiques	54
1.2.1	La méthode de Mack	54
1.2.2	La méthode de bootstrap	56
2	L'ajustement pour risque	59
2.1	Mesure par Value-at-Risk (VaR)	59

2.2	Mesure par la Tail Value-at-Risk (TVaR)	60
2.3	Mesure par Coût du Capital	61
3	Le bilan sous le modèle PAA	62
IV	Application des normes IFRS 17 à un portefeuille non-vie	64
1	Présentation de données	64
2	Hypothèses et démarche	69
3	Calcul du Best Estimate total actualisé	70
4	Modélisation du taux d'actualisation en utilisant l'approche Bottom-Up	71
5	Calcul du BE par approches déterministes	75
5.1	La méthode de Chain Ladder	75
5.2	La méthode de Chain Ladder ajustée	81
5.3	La méthode de London Chain	84
6	Calcul du BE par approches stochastiques	86
6.1	Méthode de Mack	86
6.2	bootstrap	90
7	Calcul de l'ajustement pour risque non financier	91
7.1	Application de la méthode stochastique VaR	92
7.2	Application de la méthode stochastique TVaR	94
7.3	La méthode déterministe : coût de capital	95

7.4	Synthèse	96
8	Provisions pour primes non acquises	96
9	Le compte de résultat sous le modèle PAA	97
9.1	Analyse des mouvements du Best Estimate	97
9.2	Analyse des mouvements du RA	99
9.3	Le compte de résultat sous le modèle PAA	100
V	Automatisation du calcul IFRS 17	102
1	R Shiny :	102
2	Interface de l'application :	102
	Conclusion générale	106
	Bibliographie	108

Table des figures

1.1	Indicateurs d'activité du 2ème trimestre 2024	19
1.1	Calendrier de la mise en oeuvre de la norme IFRS 17	24
1.2	Agrégation des contrats d'assurance sous IFRS 17	27
1.3	Différents services sous l'approche BBA	29
1.4	Premium Allocation Approach (PAA)	30
1.5	Processus de décision (modèle PAA)	31
1.6	Arbre de décision pour les modèles comptables	32
1.7	Processus de réévaluation de la CSM pour un groupe de contrats	36
1.8	Compte de résultat sous IFRS 17	37
2.1	Comparaison bilan sous Solvabilité 2 et sous IFRS 17	39
3.1	Approche bottom up pour la construction de la courbe d'actualisation	41
1.1	Les facteurs de passage sélectionnés	54
1.1	Branches étudiées	64

1.2	Triangle de paiements pour la branche tourisme corporel	65
1.3	Évolution des charges et règlements vers l'ultime	68
1.4	Extrait de triangle de charge calculé pour la branche tourisme corporel	68
2.1	Volatilité de S/P en fonction d'année de survenance.	70
4.1	Les taux moyens pondérés obtenus du site officiel de Bank Al Maghrib	72
4.2	Les taux actuariels après transformation des taux monétaires	73
4.3	Les taux actuariels de maturités pleines obtenus par l'interpolation linéaire	74
4.4	Transformation des taux actuariels en taux zéro-coupon	75
5.1	L'évolution des coefficients de développement individuels en fonction des années de survenance	76
5.2	Nuage des $C_{,j+1}$ en fonction des $C_{,j}$ pour 3 premières années	77
5.3	Triangle de charge projeté	77
5.4	Triangle de règlements projeté	79
5.5	Cadences de règlements par année de survenance	80
5.6	Les estimations des paramètres par la méthode de London-Chain	85
6.1	Résidus de Mack	87
7.1	Comparaison entre les fonctions de répartition empiriques	92
7.2	Q-Q plot	93
7.3	Test de Shapiro-Wilk	93
9.1	Variation de BE	98

9.2	Analyse des variations impactant le RA	99
2.1	L'interface de l'application	103
2.2	Calcul BE	103
2.3	Exemple de sortie pour le calcul du triangle projeté par la méthode Chain Ladder	104
2.4	Calcul RA	104
2.5	Sythèse de calcul	105

Liste des tableaux

1.1 Répartition des branches et sous-branches d'assurance	20
1.1 La création d'un intervalle de confiance	52
1.2 Intervalle de confiance pour chaque colonne	53
5.1 Facteurs de passage	78
5.2 Les provisions Chain ladder	79
5.3 Flux futurs et flux futurs actualisés	81
5.4 Résultats moyenne, écart type et intervalles de confiance	82
5.5 Facteurs de développement Chain Ladder ajustée	83
5.6 Projection des flux futurs et flux actualisés par année	84
5.7 Flux futurs et flux actualisés par année	86
6.1 La variance de MACK	88
6.2 SEP et $MSEP(R_i)$ par année de survenance	89
6.3 Flux futurs et flux futurs actualisés	91

7.1	Value at Risk de la distribution du BE	94
7.2	Tail Value at Risk de la distribution du BE	95
9.1	Mouvement du Best Estimate (BE)	98
9.2	Mouvement d'Ajustement (RA)	100
9.3	Compte de résultat IFRS 17 - Année 2024	101

Liste des abréviations

IFRS : International Financial Reporting Standards

IASB : International Accounting Standards Board

BE : Meilleure estimation (Best Estimate)

RA : Ajustement pour Risque non financier (Risk Adjustment)

CSM : Marge de service contractuelle (Contractual Service Margin)

BBA : Building Block Approach

PAA : Premium Allocation Approach

VFA : Variable Fee Approach

LIC : Liability For Incurred Coverage

LRC : Liability For Remaining Coverage

Introduction

Dans le contexte de mondialisation actuel dans lequel les économies des différents pays sont de plus en plus interdépendantes, la définition d'un référentiel comptable commun à un ensemble de pays le plus large possible s'est révélée être nécessaire. La norme IFRS 17, qui vient remplacer la norme IFRS 4, se propose ainsi de créer un référentiel commun pour la comptabilisation des passifs d'assurance, permettant d'améliorer la comparabilité des performances financières des différentes sociétés.

La publication des bilans et comptes de résultat IFRS 17 s'accompagne d'un exercice comparatif marquant le passage d'IFRS 4 à IFRS 17, l'exercice de transition. Il s'agit d'un moment clé, déterminant pour la communication financière des entreprises d'assurance pour l'entrée en vigueur de la norme ainsi que pour leurs exercices futurs. La transition apparaît donc comme fortement stratégique.

À cette cause, cet ouvrage se met pour pouvoir appréhender les fondamentaux de l'IFRS 17 et pour être capable de l'appliquer sans problèmes quand ceci sera obligatoire.

Ainsi, ce rapport comporte un volet théorique où on évoque le contexte et les principes de l'IFRS 17, puis un volet pratique où on explicite la démarche technique pour les différents calculs, pour aboutir aux résultats. Nous présentons, bien entendu, l'ensemble de résultats et conclusions permettant d'appliquer l'IFRS 17 pour un portefeuille de contrats non-vie.

Chapitre I : Contexte général du projet

Tout d'abord, ce chapitre se concentrera sur une brève présentation et une introduction à Sanlam Maroc en tant qu'organisme d'accueil.

1 Organisme d'accueil : SANLAM

1.1 Aperçu de Sanlam Maroc

Sanlam Maroc, un leader de l'assurance en Afrique, est cotée au marché principal de la Bourse de Casablanca depuis 2010.

Fondée sous le nom de *Compagnie Africaine d'Assurances* en 1949, elle a été acquise par le Groupe SAHAM en 1995.

La compagnie a reçu plusieurs distinctions, dont le prestigieux prix de la **meilleure compagnie d'assurance en Afrique** lors des *African Insurance Awards* en 2015, 2016 et 2017.

Elle est également saluée pour son engagement envers la responsabilité sociale des entreprises et le développement durable à travers diverses initiatives et programmes.

Sanlam Maroc propose une vaste gamme de produits et services d'assurance pour les particuliers, les entreprises et les organisations à travers l'Afrique, incluant des assurances

santé, vie, automobile, biens et responsabilité civile.

Présente dans plus de 25 pays, dont le Maroc, l'Algérie, la Tunisie, le Sénégal, la Côte d'Ivoire, le Ghana, l'Angola et le Kenya, la société met l'accent sur l'innovation, la technologie et le service à la clientèle pour étendre son influence sur le continent.

L'acquisition de **Saham Finances** par Sanlam en 2018 a consolidé sa position en Afrique. Saham Finances, présente dans 26 pays, a été rebaptisée **Sanlam Finances**, avec sa filiale marocaine devenue **Sanlam Maroc**.

Cette acquisition stratégique a permis à Sanlam d'étendre sa présence et d'offrir une gamme élargie de services financiers sur le continent.

Sous le nom de **Sanlam Maroc**, la société continue d'offrir des services d'assurance, d'investissement et de gestion de patrimoine au Maroc, s'appuyant sur sa réputation de stabilité financière et de fiabilité, combinée à la connaissance approfondie du marché marocain acquise par Saham.

1.2 Chiffres concernant Sanlam maroc

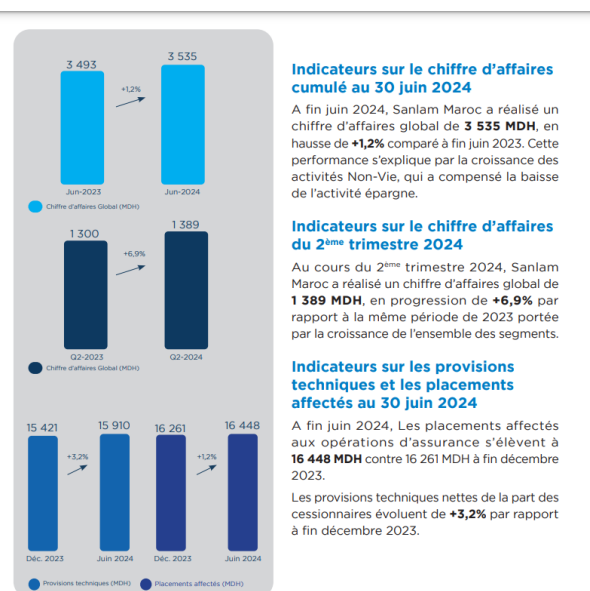


FIGURE 1.1 – Indicateurs d'activité du 2ème trimestre 2024

1.3 Produits et services de Sanlam maroc

Le portefeuille de SANLAM ASSURANCE en assurance non vie se répartit en branches comme suit :

Branches	Sous-branche
Automobile : Dégâts matériels et corporels	<ul style="list-style-type: none"> – Usage tourisme – Usage C1 (Véhicule de moins de 3.5T) – Usage divers (Autre type de véhicule) ex : Voiture d'ambulance, location.
Accident de travail	Accidents liés au travail
Responsabilité civile générale	Responsabilité civile générale
Accident corporels	<ul style="list-style-type: none"> – Individuels Accidents – Invalidité (Arrêt d'accident ou incapacité) – Maladie (Soins ambulances) – Personnes transportées en Automobile
Incendie	Incendie (biens immobiliers, meubles, vêtements)
Transport	<ul style="list-style-type: none"> – Maritime corps (garantir les dommages et pertes subies par le navire) – Marchandises transportées – Aviation
Autres risques	<ul style="list-style-type: none"> – Risques techniques – Vol (dommage liés à la disparition, destruction/détérioration des biens) – Risques divers (Autres opérations)

TABLE 1.1 – Répartition des branches et sous-branches d'assurance

Chapitre II : Contexte de la norme IFRS 17

1 Les normes IFRS : une comparabilité des comptes à l'échelle internationale

Pour évaluer les revenus et les dépenses au fil du temps, toute activité nécessite une réglementation comptable qui est reflétée dans le **compte de résultat** et le **bilan**. Le compte de résultat donne une vue annuelle des résultats économiques de l'entreprise, tandis que le bilan indique la puissance financière de l'entreprise en fournissant des informations sur ses actifs (biens immobiliers, obligations, etc.) et ses passifs (dettes et engagements). La transparence et l'objectivité de la situation financière et comptable de l'entreprise sont assurées par le respect de certaines règles comptables.

À l'échelle internationale, les normes comptables de référence sont les **normes IFRS**. Les normes IFRS (*International Financial Reporting Standards*) sont les normes internationales d'informations financières destinées à standardiser la présentation des données comptables échangées au niveau international. Elles ont pour objectif d'harmoniser les référentiels comptables dans le monde, parmi les pays appliquant ces normes, afin de rendre plus pertinentes les comparaisons entre ces pays.

Les normes comptables IFRS sont édictées par l'IASB (*International Accounting Standards Board*). Ces normes remplacent depuis 2005 les normes labellisées IAS (*International*

Accounting Standards).

Les objectifs poursuivis par l'IASB sont les suivants :

- **Développer**, dans l'intérêt général, un jeu unique de normes comptables de haute qualité, compréhensibles et applicables, qui impose la publication dans les états financiers d'informations financières de haute qualité, transparentes et comparables, afin d'aider les participants aux marchés internationaux de capitaux et les autres utilisateurs à prendre des décisions économiques.
- **Promouvoir** l'usage et la mise en œuvre rigoureuse de ces normes.
- **Travailler activement** avec les organismes de normalisation comptable nationaux, afin de parvenir à une convergence entre les normes comptables nationales et les IAS/IFRS.

Les normes IFRS sont des normes de **principes** plutôt que des règles strictes. Elles énoncent une série de principes que les entités doivent respecter pour se conformer à ces normes. Les méthodes utilisées pour respecter ces principes sont secondaires, du moment que ces derniers sont respectés.

1.1 De IFRS 4 à IFRS 17

La nécessité d'une norme spécifique pour les entités du secteur des assurances vient de l'inversion du cycle de production qui le caractérise. En effet, il est commode que le prix d'un produit soit fixé par rapport à son coût de production. Cependant, les compagnies d'assurance vendent leurs produits (les contrats d'assurance) avec une idée plus ou moins précise des coûts qu'ils engendreront. Néanmoins, une incertitude sur les dates de survenance et les montants des prestations subsiste du fait du caractère aléatoire des risques couverts.

Publiée en 2004 comme norme transitoire, la norme IFRS 4 est toujours en vigueur en

attendant que la norme IFRS 17 prenne le relais dès janvier 2023.

Elle est la norme qui s'applique aux contrats d'assurance, dont elle donne la définition suivante : « Un contrat selon lequel une partie (l'assureur) accepte un risque d'assurance significatif d'une autre partie (le titulaire de la police) en convenant d'indemniser le titulaire de la police si un évènement futur incertain spécifié (l'évènement assuré) affecte de façon défavorable le titulaire de la police. »

Cette définition suggère un schéma à deux temps de l'assurance. Dans un premier temps, l'assureur accepte, moyennant une prime, de couvrir l'assuré contre la réalisation d'un sinistre. Ensuite, en cas de réalisation du sinistre, il verse à l'assuré une compensation définie par les termes du contrat. Du fait de l'aléa sur les risques qu'il assure, l'assureur fait face à une incertitude sur la réalisation du risque, le montant de la prestation et la date à laquelle il devra la verser. Il est par conséquent tenu de constituer des provisions dans son bilan (passif) qui reflètent au mieux ses engagements, et en face, il doit détenir des actifs qui assurent sa solvabilité.

Sous IFRS 4, les actifs sont évalués à leur juste valeur (sous IAS 39) tandis que les passifs le sont aux normes locales qui font généralement référence à la valeur historique (Pierre Thérond, 2009). Cette différence dans la comptabilisation de l'actif et du passif crée un écart comptable. IFRS 4 propose deux mécanismes pour pallier à ce défaut : le *shadow accounting* ou comptabilité reflet, et le test de suffisance des passifs ou *Liability Adequacy Test (LAT)* en anglais.

Comptabilité reflet

Ce mécanisme permet d'atténuer les écarts comptables entre l'actif et le passif. Ces écarts peuvent résulter de la différence des approches de comptabilisation entre l'actif évalué à sa juste valeur et le passif en norme locale. Pour ce faire, l'assureur peut être autorisé à changer de méthodes comptables.

Test de suffisance des passifs

À chaque arrêté comptable, l'assureur est tenu de justifier que les provisions constituées sont suffisantes au vu des estimations actuelles des flux de trésorerie futurs que généreront ses contrats. Si la valeur de ces provisions (nettes des coûts d'acquisition différés correspondants et des immobilisations incorporelles liées) n'est pas suffisante, l'écart par rapport aux flux futurs estimés doit être comptabilisé en résultat défavorable pour l'assureur.

Dès son introduction, la norme IFRS 4 a été considérée comme transitoire. De fait, ses bases tout comme ses attentes sont simples. Elle présente de nombreux inconvénients. Elle autorise l'utilisation des normes locales dans l'évaluation des passifs, ce qui n'aide pas dans la comparaison des états financiers d'entités aux normes locales différentes, et peut créer des écarts comptables entre les valeurs de l'actif et du passif. Pour ces raisons, il était nécessaire de la faire évoluer vers une norme plus aboutie et plus complète, d'où la mise en place d'IFRS 17 dont le calendrier de mise en œuvre est présenté ci-dessous.

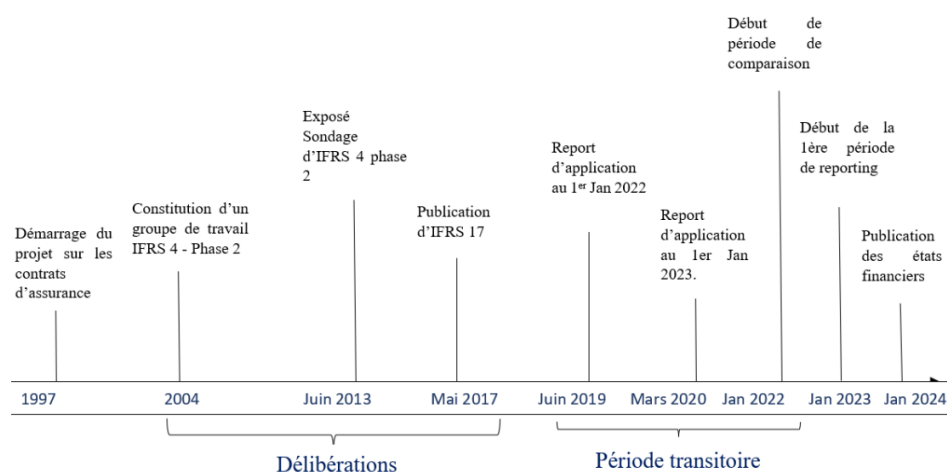


FIGURE 1.1 – Calendrier de la mise en oeuvre de la norme IFRS 17

1.2 Les grands principes de la norme IFRS 17

IFRS 17 définit un standard de comptabilisation des passifs d'assurance. Les objectifs de l'IASB, en proposant cette norme, sont de :

- Proposer une comptabilisation adaptée aux produits d'assurance afin de rendre compte au mieux des spécificités de cette activité;
- Harmoniser les comptes des compagnies d'assurances à l'échelle mondiale et ainsi permettre de comparer les assureurs;
- Améliorer la compréhension de la performance des organismes d'assurance en proposant des postes comptables dissociant les revenus d'assurance des revenus financiers;
- Garder une certaine cohérence avec la norme IFRS 15 sur la reconnaissance des revenus.

Il faut bien garder à l'esprit qu'IFRS 17 est une norme principe based, elle définit certains concepts propres à la norme, les différents postes comptables à produire et les réconciliations attendues mais néanmoins elle ne donne pas de règles précises quant au calcul des provisions techniques, elle décrit les éléments à prendre en compte de manière générale et laisse beaucoup de degrés de liberté quant à l'interprétation et l'implémentation. Par exemple, pour l'ajustement pour risque, la norme ne donne aucune méthodologie de calcul de cet indicateur.

1.3 Champs d'application de IFRS 17

IFRS 17 a le champ d'application suivant :

- Un contrat d'assurance est défini comme un accord dans lequel une partie (l'assureur) accepte de prendre en charge un risque d'assurance significatif d'une autre partie (l'assuré), en s'engageant à indemniser le titulaire de la police si un événement futur

- incertain spécifié (l'événement assuré) affecte défavorablement le titulaire de la police.
- Un contrat de réassurance est caractérisé comme un contrat d'assurance émis par une entité (le réassureur) afin d'indemniser une autre entité pour les créances résultant d'un ou de plusieurs contrats d'assurance émis par cette autre entité.
 - Un contrat d'investissement avec participation discrétionnaire confère aux assurés le droit contractuel de recevoir, en sus des prestations garanties, des prestations complémentaires qui :
 1. Devraient probablement représenter une part significative des avantages contractuels totaux.
 2. Ont un montant ou une échéance contractuellement à la discrétion de l'émetteur.
 3. Sont fondées contractuellement sur : la performance d'un ensemble défini de contrats ou d'un type de contrat spécifié, les rendements réalisés et/ou latents de placements d'un portefeuille d'actifs spécifiés détenus par l'émetteur, ou le résultat d'une société, d'un fonds ou d'une autre entité émettrice du contrat.

1.4 Niveaux d'agrégations sous IFRS 17

Pour l'évaluation de leurs engagements sous IFRS 17, les assureurs sont tenus de regrouper leurs contrats. Ce regroupement passe par plusieurs étapes :

1. **Identification des portefeuilles de contrats d'assurance** : la norme définit un portefeuille comme un ensemble de contrats d'assurance qui couvrent des risques similaires et qui sont gérés ensemble.
2. **Segmentation en cohortes annuelles** : les portefeuilles constitués à l'étape précédente sont segmentés par année de souscription pour former des cohortes annuelles.
3. **Regroupement par profitabilité** : au sein de chaque cohorte, les contrats sont regroupés

en fonction de leur rentabilité. À la date de comptabilisation initiale, le paragraphe 16 de la norme recommande au moins trois groupes de rentabilité :

- les contrats dont les profits futurs estimés à la date de comptabilisation sont négatifs. Ces contrats forment le groupe des *contrats onéreux*;
- les contrats dont les profits futurs estimés à la date de comptabilisation sont positifs et dont il y a peu de chance qu'ils deviennent négatifs. Ce groupe constitue celui des *contrats rentables*;
- un groupe constitué des contrats restants.

Le processus d'agrégation des contrats sous IFRS 17 est résumé sur la figure ci-dessous.

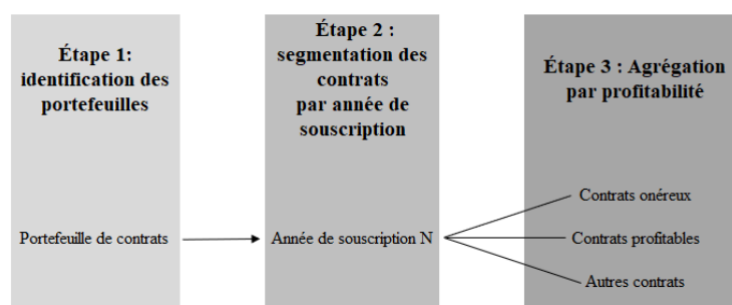


FIGURE 1.2 – Agrégation des contrats d'assurance sous IFRS 17

Il est important pour l'entité de s'assurer que les informations dont elle dispose au moment de l'agrégation de ses contrats sont fiables et pertinentes car une fois un contrat placé dans un groupe il y reste jusqu'à son terme. Une telle agrégation impose une maille de calcul et une fine granularité des données. Le volume des données à traiter est donc très important.

1.5 Modélisation des contrats d'assurance

La modélisation du passif selon les normes IFRS était encadrée par la norme IFRS 4. Toutefois, des défis de comparabilité entre les entités à l'échelle mondiale se posent. En réponse à cela, l'IASB a élaboré la norme IFRS 17 en 2017, afin de remplacer à terme l'IFRS 4.

L'objectif de ce paragraphe est de présenter les trois modèles comptables que la norme IFRS 17 imposera aux entités concernées à savoir :

- Le modèle général,
- Le modèle Premium Allocation Approach,
- Le modèle Variable Fee Approach.

Le modèle général

Le Building Block Approach (BBA), également connu sous le nom de modèle général, est le modèle qui évalue les contrats d'assurance en trois blocs et qui illustre les éléments du passif technique mentionné précédemment. Ce modèle s'applique par défaut à tous les contrats, à l'exception des contrats participatifs directs qui seront précisés ultérieurement. Ce modèle est donc applicable aux différents types de contrats :

- Il s'agit de contrats non participatifs où les éléments sous-jacents appartiennent à l'assureur et où les assurés ne sont ni impliqués dans les résultats financiers ni techniques (contrats de dommages, contrats de prévoyance temporaire, etc.).
- Les contrats participatifs indirects désignent les contrats dont les éléments sous-jacents sont détenus par l'assureur, qui possède une totale liberté quant à la participation accordée aux assurés (par exemple : certains contrats de retraites, contrats de vie entier, etc.).

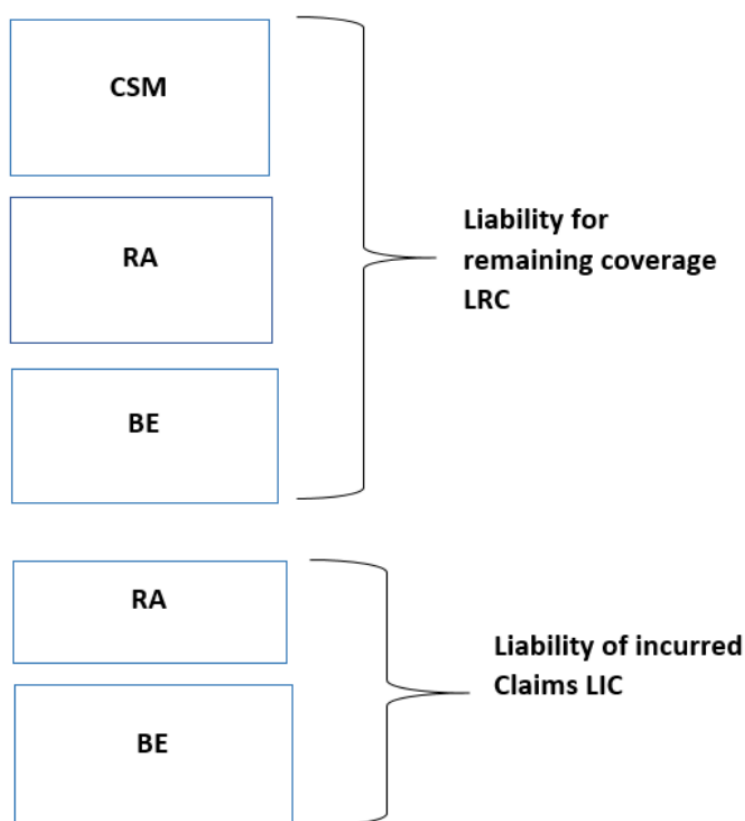


FIGURE 1.3 – Différents services sous l'approche BBA

- On note que la **CSM** n'existe que pour la couverture **à venir (LRC)** car elle représente les profits probables liés aux services non encore rendus ;
- Au fur et à mesure que les sinistres sont payés et que la période de couverture restante diminue, la **LIC** prend de plus en plus d'importance et le **Best Estimate** et l'ajustement pour risque se transforment en décaissements effectifs.

Le modèle **BBA** est le modèle général, toutefois la norme propose deux autres approches de comptabilisation pour s'adapter à des garanties de nature différente.

Le modèle Premium Allocation Approach

Une entité peut simplifier l'évaluation du passif pour la durée restante à couvrir en utilisant une méthode par allocation des primes (**PAA**) dans le sens où les indicateurs du passif **LRC** sont remplacés par un unique montant rendant compte de l'exposition au risque restante, qui est la **provision pour primes non acquises (PPNA)**.

L'application de ce modèle est conditionnée au fait qu'à la date d'émission, l'entité estime raisonnablement que cette méthode donnera un résultat proche du modèle général **BBA**. Ainsi, il peut être requis de faire une évaluation suivant l'approche BBA afin de démontrer la conformité avec cette contrainte.

D'autre part, pour appliquer le modèle **PAA**, il faut que la période de couverture de chaque contrat du groupe soit égale ou inférieure à un an. Ce modèle est donc dédié aux garanties ayant une couverture future limitée.

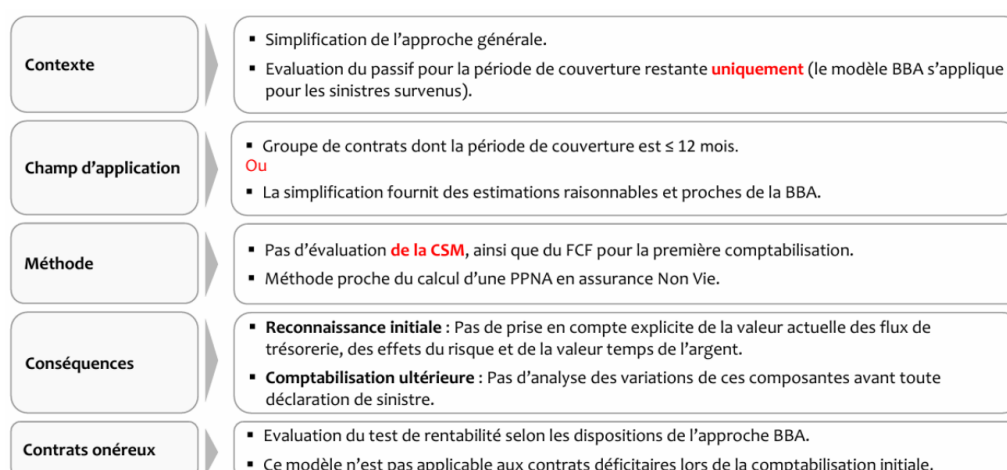


FIGURE 1.4 – Premium Allocation Approach (PAA)

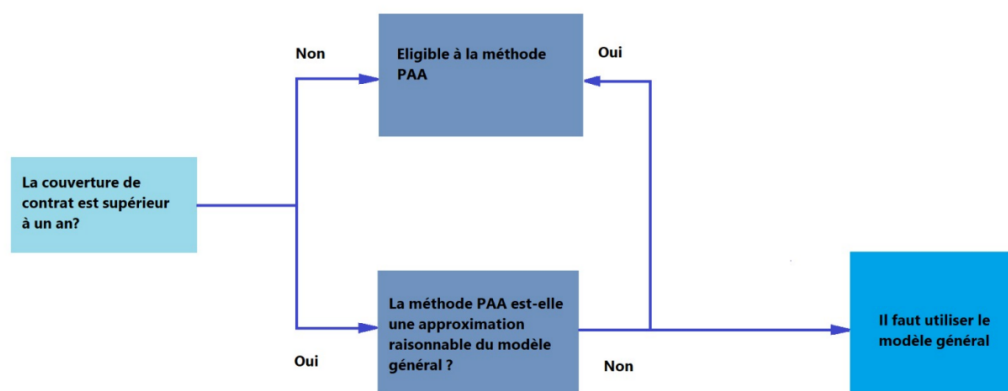


FIGURE 1.5 – Processus de décision (modèle PAA)

Modèle PAA : LIC (Liability for Incurred Claims)

Le LIC se compose du Best Estimate (BE) et de l'ajustement pour risque (RA). Le calcul ne diffère pas du modèle général : le BE est estimé comme la valeur actuelle des flux futurs, tandis que le RA représente un ajustement aux risques non-financiers.

Modèle PAA : LRC (Liability for Remaining Coverage)

Dans le modèle PAA, le LRC est composé des Primes Non Acquises, des frais d'acquisition, et de la composante de perte lorsque le groupe de contrat est onéreux. Dans le cas où le groupe de contrat est onéreux, le LRC se compose uniquement de la composante de perte, équivalant finalement aux FCF. Un ajustement pour risque devra être calculé pour le LRC.

Le modèle Variable Fee Approach

La méthode **BBA** est la méthode applicable par défaut. Cependant, pour les contrats participatifs directs, la norme impose une modification : la méthode **VFA** (*Variable Fee Approach*). C'est ainsi un modèle adapté du modèle BBA qui s'applique surtout aux contrats d'assurance vie.

Lors de la comptabilisation initiale, il n'y a pas de différences entre les modèles **BBA** et **VFA**. Les différences interviennent lors des comptabilisations ultérieures et uniquement au niveau de la **CSM**.

Contrairement à la méthode BBA, la CSM absorbe alors :

- l'impact lié aux changements des hypothèses financières;
- la part revenant à l'entité de la variation de la juste valeur des éléments sous-jacents.

Le modèle **VFA** permet de prendre en compte la juste valeur des placements dans les évaluations, ainsi que les changements d'hypothèses sur les frais et la participation, afin de mieux restituer l'évolution de la CSM et de la relâcher de manière plus juste.

À noter aussi qu'avec ce modèle, les réconciliations de CSM doivent être réalisées avec la courbe des taux à date de clôture (et non pas avec la courbe de taux utilisée pour la *initial measurement*).

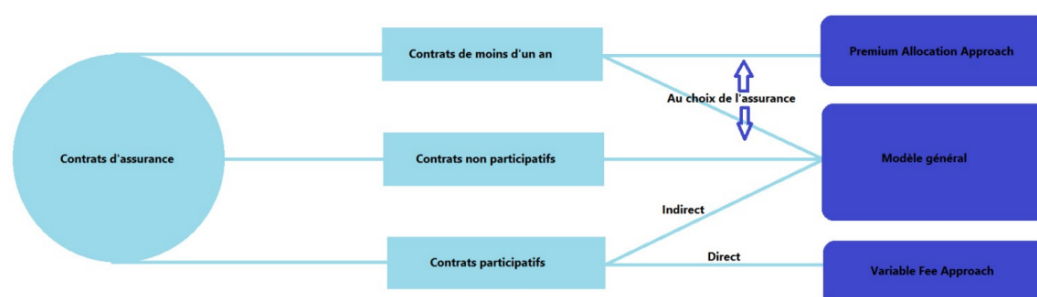


FIGURE 1.6 – Arbre de décision pour les modèles comptables

1.6 Valorisation des engagements de l'assureur sous IFRS 17

Les engagements sont évalués à leur juste valeur sur la base des indicateurs suivants : l'estimation des flux de trésorerie futurs actualisés, l'ajustement pour risque non financier. La marge de service contractuelle quant à elle représente les profits futurs attendus par l'assureur au rythme des prestations qui seront versées.

1.6.1 Best Estimate :

Le **Best Estimate**, comme son nom l'indique, représente la meilleure estimation des flux de trésorerie futurs compte tenu de la valeur temps de l'argent. Cela nécessite donc l'estimation des *cash-flows* futurs et la construction de la courbe d'actualisation.

Le **Best Estimate (BE)** est déterminé en actualisant les flux de règlements futurs probabilisés nets de recours relatifs aux sinistres survenus, comme suit :

$$BE = \sum_{t=1}^{n-1} \frac{CF_t}{(1 + r_t)^t}$$

où :

- r_t : le taux zéro-coupon pour la période t .
- CF_t : le flux de règlements futurs probabilisés de la période t .

1.6.2 Risk adjustment :

L'ajustement pour risque désigne la compensation que demande l'assureur pour pallier à l'incertitude des flux de trésorerie venant des risques non financiers, à l'instar du risque d'assurance, du risque de déchéance, ou encore du risque de charges, tels qu'exposés au

paragraphe B14 de la norme, et liés à l'exécution de ses contrats. Ces incertitudes portent à la fois sur les montants des flux et les dates auxquelles ils seront versés.

La norme n'impose pas de méthode de calcul de cet indicateur. Toutefois, la méthodologie choisie devra être cohérente, concise, instructive et en accord avec l'indemnité exigée par l'entité, comme le recommandent les paragraphes B91 et B92 de la norme.

Le choix de la méthode de calcul dépend donc de l'assureur et des moyens opérationnels à sa disposition. Parmi les méthodes envisageables, on retrouve la méthode du coût du capital utilisée pour le calcul de la marge de risque sous Solvabilité II, ou encore les approches par quantile (Value at Risk, Conditional Tail Expectation, etc.).

1.6.3 Marge de service contractuelle :

La Marge pour Services Contractuels (CSM) est la grande nouveauté du passif sous IFRS 17. Elle représente le profit non encore reconnu, car associé aux services et couvertures futurs qui seront fournis à l'assuré et qui seront reconnus au rythme de l'écoulement des engagements.

Elle est par ailleurs constatée pour éliminer les gains à l'origine, ces gains issus du contrat seront écoulés progressivement sur la période de couverture du contrat et incorporés au compte de résultat. La CSM est calculée par portefeuille et par cohorte de contrats.

Évaluation initiale de la CSM

À l'initialisation, la CSM représente les profits non encore reconnus au titre des couvertures futures. Elle se calcule comme suit :

$$CSM_0 = \max(0, Primes_{t=0} - BE_{\sin}(0) - RA(0))$$

$$CSM_0 = (\text{Primes}_{t=0} - BE_{\text{sin}}(0) - RA(0))^+$$

La CSM correspond aux profits attendus, si le montant calculé pour la CSM est positif, alors c'est ce montant qui est reconnu pour établir le montant de la CSM à l'origine. Ce montant va être ré-ajusté à chaque nouvelle clôture et il sera relâché au fur et à mesure des services rendus afin de reconnaître les profits correspondants.

La CSM ne peut cependant pas être négative. Si la formule de calcul de la CSM conduit à un montant négatif pour cette dernière, la CSM est nulle et la différence est immédiatement comptabilisée en perte dans le compte de résultat.

Évaluation ultérieure de la CSM

L'avènement de nouveaux contrats, de charges d'intérêt et des changements d'estimations dans les hypothèses d'évaluation du BE (et du RA) au titre des services futurs viennent impacter la CSM si cela n'est que positive. Son amortissement se fait sur toute la durée de couverture du groupe de contrats. La reconnaissance doit se faire progressivement au fil des années afin de refléter le rythme auquel le service d'assurance est rendu.

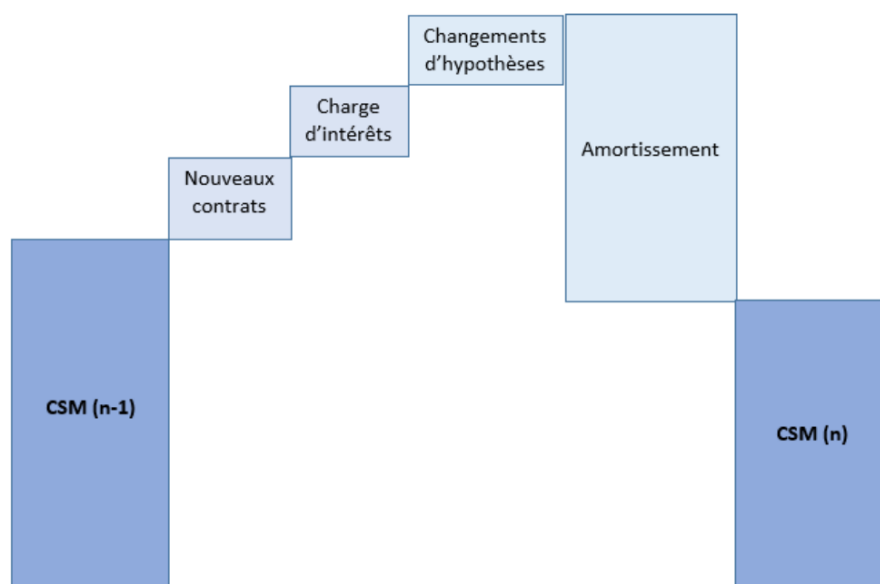


FIGURE 1.7 – Processus de réévaluation de la CSM pour un groupe de contrats

1.6.4 Composante de perte :

La composante de perte en IFRS 17 fait référence à la partie des flux de trésorerie futurs des contrats d'assurance qui est estimée comme étant perdue (ou irrécouvrable) à l'émission du contrat.

Si la Marge de service contractuelle est nulle, ce qui est le cas lorsque la somme du Best Estimate, de l'ajustement pour risque non financier est supérieure ou égale aux primes reçues, alors la perte future est enregistrée comme composante de perte et est calculée comme suit :

$$LC = - \min(\text{primes reçues} - BE - RA, 0)$$

1.7 Compte de résultat sous IFRS 17 :

Une présentation simplifiée du compte de résultat sous IFRS 17 se présente comme suit :

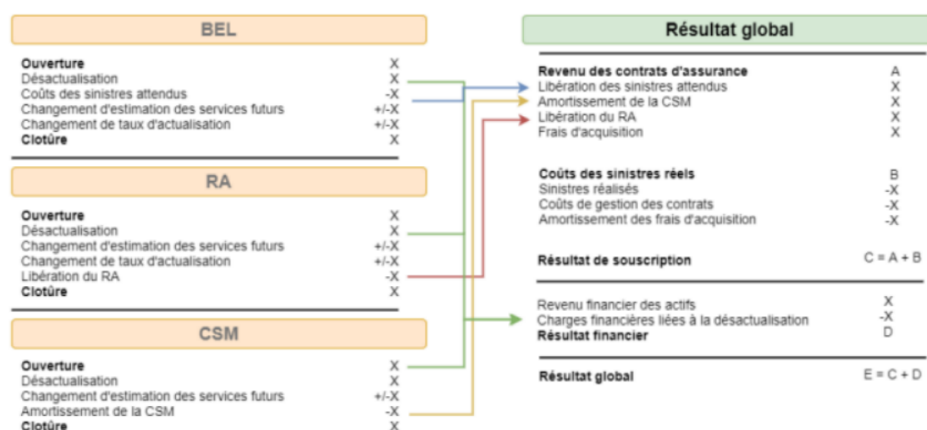


FIGURE 1.8 – Compte de résultat sous IFRS 17

- **L'agrégat Revenu des contrats d'assurance** est la somme des prestations et frais attendus, de l'amortissement de la CSM, du relâchement du RA et de la reprise des frais d'acquisition.
- **L'agrégat Coût des sinistres réels** est la somme des prestations et frais survenus, des pertes constatées et de la variation des pertes sur contrats onéreux, des coûts de gestion des contrats et de la reconnaissance des frais d'acquisition.
- **L'agrégat Résultat financier** permet de refléter l'effet du passage du temps. Il est la somme du résultat financier des placements, et des charges et produits financiers sur contrats d'assurance.

2 Solvabilité 2 vs IFRS 17 : deux visions économiques du passif d'assurance

La norme IFRS 17, qui régit les contrats d'assurance, est venue après l'entrée en vigueur de la directive Solvabilité 2 le 1er janvier 2016. Bien que les deux cadres adoptent une approche économique du passif d'assurance, il est primordial de comprendre leurs différences. Si elles partagent certaines similitudes, l'IASB aurait pu opter pour le maintien de Solvabilité 2 en tant que norme comptable, mais ce n'est pas le cas. Alors que Solvabilité 2 est principalement axée sur la santé financière des assureurs et répond aux exigences de l'Autorité de contrôle, IFRS 17 se concentre davantage sur la communication financière des assureurs, nécessitant la présentation d'états financiers. Solvabilité 2 a pour objectif de contrôler les provisions techniques et les fonds propres pour limiter le risque de faillite des assureurs, garantissant ainsi la solvabilité aux assurés. En revanche, IFRS 17 vise à fournir des informations financières comparables aux investisseurs en évaluant le passif d'assurance en fonction de la rentabilité des contrats, mettant ainsi l'accent sur la rentabilité plutôt que la solvabilité. Voici comment sont composés les passifs d'assurance sous Solvabilité 2 et sous IFRS 17. Il s'agit de passifs d'assurance en version simplifiée.

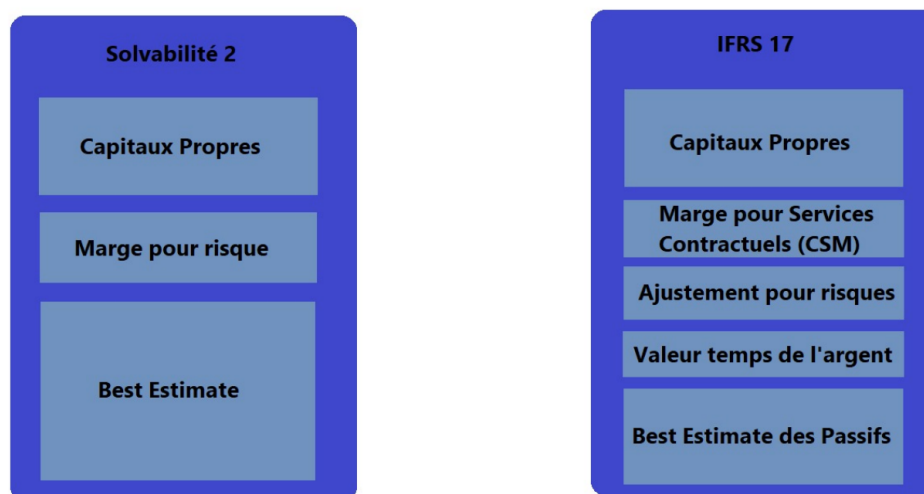


FIGURE 2.1 – Comparaison bilan sous Solvabilité 2 et sous IFRS 17

Les passifs d'assurance sous Solvabilité 2 et IFRS 17 présentent des similitudes, mais leurs objectifs diffèrent. Alors que Solvabilité 2 évalue la solvabilité de l'entreprise, IFRS 17 évalue sa performance.

La différence majeure réside dans la prise en compte des flux et les méthodes d'actualisation sous-jacentes au Best Estimate, ainsi que dans l'utilisation facultative de l'ajustement pour risque, qui peut être comparé à la marge de risque sous Solvabilité 2.

De plus, IFRS 17 introduit une marge de service contractuelle visant à refléter la réalisation anticipée des profits, marquant une divergence significative par rapport à Solvabilité 2.

L'IFRS 17 ne propose pas de méthodologie spécifique pour la construction des courbes des taux d'actualisation. Cependant, la norme énonce des principes que ces courbes doivent respecter et recommande deux approches pour leur construction.

Les assureurs ont la liberté de choisir l'approche et la méthodologie, mais ils doivent garantir que la courbe construite est conforme aux principes énoncés par la norme.

3 Fondements de l'actualisation selon IFRS 17

Rappels des dispositions d'IFRS 17 relatives à la construction de la courbe des taux d'actualisation

IFRS 17 précise que deux approches peuvent être mises en œuvre pour construire la courbe des taux : la méthode *bottom-up* et la méthode *top-down*. La méthode *top-down* consiste à estimer la prime de risque et à la soustraire à la courbe des taux de rendement du portefeuille obligataire pour obtenir la courbe des taux d'actualisation.

Le présent document se concentre sur la méthode *bottom-up* qui consiste à décomposer le taux d'actualisation IFRS 17 en la somme d'un taux sans risque de marché et d'une prime d'illiquidité.

- La courbe des taux sans risque pourra être déterminée selon différentes méthodes présentées en Partie 2. Dans certains cas, il pourra être utile d'extrapoler la courbe des taux sans risque afin d'obtenir la modélisation de taux à très long terme et de pouvoir évaluer la valeur de certains contrats dont la durée excède les maturités pour lesquelles il existe des données observables sur les marchés liquides. Les méthodes d'extrapolation seront également présentées en Partie 2.
- La prime d'illiquidité reflète « les différences entre les caractéristiques de liquidité des instruments financiers qui sous-tendent les taux observés sur le marché et les caractéristiques de liquidité des contrats d'assurance ». Les différentes méthodes de calcul de la prime d'illiquidité seront présentées en Partie 3.

Contrairement à Solvabilité II, il n'y a aucune exigence en terme de granularité. Cependant, comme la prime d'illiquidité reflète les caractéristiques des contrats d'assurance, il n'est pas

inimaginable que les courbes de taux d'actualisation diffèrent en fonction de la devise et de la liquidité des portefeuilles sous-jacents.

Elaboration de la courbe des taux par la méthode Bottom-Up

L'approche Bottom-Up, qui se réfère à un ensemble de techniques permettant de modéliser une courbe des taux d'actualisation à partir d'une estimation de la prime de liquidité, est considérée comme la meilleure méthode pour les flux de trésorerie qui ne dépendent pas des rendements des actifs.

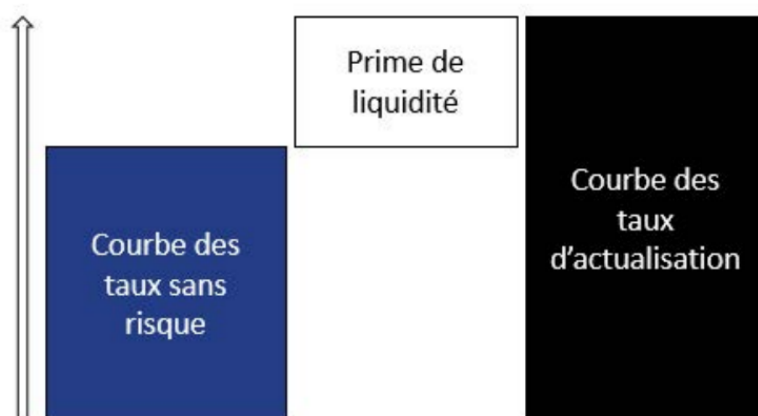


FIGURE 3.1 – Approche bottom up pour la construction de la courbe d'actualisation

Il convient de souligner que la norme IFRS 17 a officiellement défini cette approche, bien que des méthodes similaires de modélisation de courbes aient été utilisées sous Solvabilité II, notamment la méthode "d'ajustement pour volatilité". La courbe des taux sans risque est la courbe qui reflète le mieux la valeur temporelle de l'argent. Pour la construire, nous allons commencer par extraire les taux moyens pondérés des transactions des bons de trésor pour le marché secondaire. Ces taux seront utilisés comme taux monétaires pour les maturités inférieures à un an, et comme taux actuariels pour les maturités supérieures à un an.

En utilisant cette approche, nous serons en mesure de construire une courbe des taux d'actualisation précise et fiable pour notre contrat emprunteur. Cette méthode nous permettra de mieux évaluer les flux de trésorerie futurs, en prenant en compte la valeur temporelle de l'argent et en nous assurant que notre modèle est conforme aux normes internationales de comptabilité et de gestion des risques financiers.

On transforme les taux monétaires en des taux actuariels

$$R_a(t_p) = \left(1 + \frac{m \times R_m(t_p)}{360}\right)^{\frac{365}{m}} - 1$$

Puisque les maturités sont non entières, on procède à une interpolation linéaire pour calculer les maturités à ces dates par la formule suivante :

$$R_a(t_s) = R_a(t_1) + \frac{R_a(t_2) - R_a(t_1)}{t_2 - t_1} \cdot (t_s - t_1)$$

- t_s : maturité pleine,
- t_1, t_2 : maturités encadrant t_s .

Transformation en courbe Zéro-Coupon (Bootstrap)

Afin d'accomplir cette tâche, nous allons postuler que les prix des obligations des bons de trésor sont équivalents à leur valeur nominale, c'est-à-dire qu'il n'y a pas de divergence entre la valeur nominale des obligations et leur prix d'émission.

Pour les échéances inférieures à un an, il n'y a pas de différence entre les taux actuariels et les taux zéro coupon, car aucun coupon n'est versé avant l'échéance. En revanche, pour les échéances supérieures à un an, les taux actuariels tiennent compte des coupons qui seront distribués pendant la durée de vie de l'obligation. Ainsi, pour calculer le taux zéro coupon d'une obligation à maturité supérieure à un an, nous devons utiliser une courbe des taux basée sur des obligations similaires, mais dont la maturité est inférieure à celle

de l'obligation en question. Cette courbe des taux nous permettra d'interpoler le taux zéro coupon correspondant à l'échéance de l'obligation.

De façon générale, le taux zéro coupon pour une échéance t_n est défini comme étant :

$$R(t_n) = \left(\frac{1 + R_a(t_n)}{1 - R_a(t_n) \cdot \sum_{i=0}^{n-1} \left(\frac{1}{1 + R_{t_i}} \right)^i} \right)^{\frac{1}{n}} - 1$$

La démonstration est basée sur l'hypothèse que les prix des obligations des bons de trésor sont au pair, ainsi qu'une récurrence simple.

La prime de liquidité :

La liquidité d'un actif par rapport à un autre est sa capacité à se vendre facilement. La liquidité, c'est la capacité de convertir un actif en trésorerie.

En tant qu'assureur, il est essentiel de respecter ses engagements envers les assurés à tout moment, ce qui nécessite une trésorerie adéquate. Par conséquent, la liquidité des actifs dont dispose l'assureur doit être en adéquation avec les flux de trésorerie futurs.

La liquidité d'un contrat d'assurance dépend de la prévisibilité de ses flux de trésorerie. Si le montant et le moment des sinistres sont imprévisibles, le contrat est considéré comme liquide. En revanche, si les flux de trésorerie sont plus prévisibles, le contrat est qualifié d'illiquide.

Un passif est qualifié d'illiquide lorsque les flux de trésorerie sont liés à des contrats peu liquides. Lorsqu'un passif est très illiquide, les flux de trésorerie correspondants sont plus prévisibles, ce qui incite la compagnie d'assurance à détenir des actifs moins liquides offrant un rendement de placement plus élevé. En revanche, si un passif est liquide, les flux de trésorerie sont moins prévisibles et la compagnie d'assurance a intérêt à détenir des actifs

plus liquides.

Par exemple, un contrat d'assurance pouvant être résilié ou racheté sans pénalité est considéré comme liquide.

Les contrats d'assurance très liquides auraient une prime de liquidité faible ou nulle, tandis que les contrats très illiquides auraient une prime de liquidité plus élevée.

4 Conclusion

La norme IFRS 17 propose une approche nouvelle dans l'évaluation des passifs d'assurance. Son principal objectif est d'améliorer la comparabilité des états financiers des entreprises du secteur des assurances entre elles, mais aussi avec celles d'autres industries, indépendamment de leurs localisations géographiques. De fait, contrairement à IFRS 4 où les passifs sont évalués à leur coût historique, elle impose une évaluation des engagements à leur juste valeur. Pour ce faire, elle introduit, sur des principes similaires à Solvabilité II, de nouveaux indicateurs tels que la marge pour services contractuels. Pour les contrats entrant dans son périmètre d'application, elle propose trois modèles comptables aux assureurs pour le calcul de leurs passifs : les modèles BBA, VFA et PAA.

Afin de permettre à tout investisseur de saisir l'incidence des contrats d'assurance sur la santé et la performance des entités, elle impose une maille de calcul plus fine. Elle contraint les assureurs à agréger leurs contrats selon leur rentabilité. Contrairement à la directive Solvabilité II, elle n'autorise pas la comptabilisation des profits futurs en fonds propres, mais impose leur reconnaissance au rythme des services rendus. De par ces caractéristiques, les assureurs devront faire face à des défis organisationnels et stratégiques.

Pour la consolidation de leurs états financiers, la nouvelle norme impose aux acteurs du secteur de l'assurance le calcul de nouveaux indicateurs selon de nouveaux modèles. Ces

bouleversements nécessitent une nouvelle organisation et une meilleure collaboration entre les différentes équipes. Par ailleurs, en imposant à la date de comptabilisation la reconnaissance des contrats en groupes de profitabilité, elle amène les assureurs à revoir leurs stratégies de comptabilisation et de commercialisation des contrats peu rentables. Ces défis rendent particulièrement difficile l'année de transition entre IFRS 4 et IFRS 17 pour les assureurs.

Chapitre III : Éléments du passif technique sous IFRS 17

Ce chapitre se concentre sur le provisionnement en assurance non-vie, mettant en lumière l'importance cruciale de calculer avec précision la meilleure estimation des sinistres futurs et des réserves nécessaires. Nous explorerons les méthodes déterministes et stochastiques utilisées pour estimer le BE et le RA par conséquent.

1 Provisionnement en non vie

La variable $X_{i,j}$ représente le **paiement non cumulé** de l'assureur pour les sinistres d'origine i au semestre de développement j .

La variable $C_{i,j}$ correspond au **montant de paiement cumulé** de l'assureur pour les sinistres d'origine i jusqu'au semestre de développement j , défini comme suit :

$$C_{i,j} = \sum_{k=0}^j X_{i,k}$$

La variable R_i représente le **montant de réserves nécessaires** pour financer la charge future

de l'assureur pour les sinistres d'origine i , défini comme suit :

$$R_i = C_{i,n} - C_{i,n-i}$$

La variable R correspond au **montant de réserve globale** sur l'ensemble des années d'origine i , défini comme suit :

$$R = \sum_{i=0}^n R_i$$

1.1 Méthodes déterministes

Les méthodes déterministes visent à évaluer la provision pour sinistres à payer en comparant l'estimation initiale avec la provision réelle, en se concentrant sur la différence entre ces deux valeurs.

Cette approche ne tient pas compte de la variabilité des sinistres et fournit une estimation fixe basée sur des données historiques. Cependant, elle ne donne aucune indication sur la variabilité potentielle des charges sinistres.

Les méthodes de Chain-Ladder sont largement utilisées en raison de leur simplicité et de leur applicabilité à divers types de triangles, notamment ceux présentant des paiements ou des charges cumulées.

Cette popularité découle de leur capacité à s'adapter à différentes situations. Considérons le

triangle de paiements cumulés suivant :

	0	1	...	j	...	n
0	$C_{0,0}$	$C_{0,1}$...	$C_{0,j}$...	$C_{0,n}$
1	$C_{1,0}$	$C_{1,1}$...	$C_{1,j}$...	$C_{1,n-1}$
\vdots	\vdots	\vdots	\ddots	\vdots		\vdots
i	$C_{i,0}$	$C_{i,1}$...	$C_{i,j}$...	
\vdots	\vdots	\vdots		\vdots	\ddots	\vdots
$n-1$	$C_{n-1,0}$	$C_{n-1,1}$	$C_{n-1,n-1}$
n	$C_{n,0}$					$C_{n,n}$

1.1.1 La méthode de Chain-Ladder Standard

La méthode Chain Ladder est largement utilisée en pratique en raison de sa simplicité. Elle peut être employée sur de nombreux types de triangles cumulés tels que les règlements, le nombre de sinistres, les charges, etc.

Le principe est de calculer un coefficient permettant de passer d'une année de développement à une autre.

Les facteurs de développement individuels sont définis par :

$$f_{i,j} = \frac{C_{i,j+1}}{C_{i,j}}$$

Pour utiliser cette méthode, il est nécessaire de vérifier une hypothèse centrale : les facteurs de développement sont indépendants de l'année de survenance.

Ainsi, la première hypothèse est :

$$(H1) \quad \forall j \in \{1, \dots, n-1\} : \frac{C_{i,j+1}}{C_{i,j}} = \frac{C_{i+1,j+1}}{C_{i+1,j}} = \frac{C_{n,j+1}}{C_{n,j}}$$

Si le rapport de proportionnalité est identique, cela signifie que les sinistres se développent de la même manière indépendamment de leur année de survenance.

Les années de développement sont les seules variables explicatives du comportement des sinistres futurs et il est donc légitime d'utiliser une unique cadence de développement par colonne, que l'on notera f_j . Il est donc possible d'écrire :

$$\forall j \in \{1, \dots, n-1\} \quad \text{et} \quad \forall i \in \{1, \dots, n-j\}, \quad \exists f_j \text{ tel que} \quad E(C_{i,j+1}/C_{i,j}, \dots, C_{i,j}) = f_j C_{i,j}$$

Cette méthode suppose également l'indépendance des années de survenance, c'est-à-dire :

$$(H2) \quad \{C_{i,\cdot}, \dots, C_{n,\cdot}\} \text{ est indépendant de } \{C_{\cdot,j}, \dots, C_{\cdot,n}\} \quad \text{pour} \quad i \neq j$$

Suite aux hypothèses, il est naturel d'estimer le facteur de développement relatif à une année de développement de la manière suivante :

$$\forall j \in \{1, \dots, n-1\}, \quad \hat{f}_j = \frac{\sum_{i=1}^{n-j} C_{i,j+1}(n-j)}{\sum_{i=1}^{n-j} C_{i,j}(n-j)}$$

Une fois ces facteurs calculés, il suffit de multiplier les montants cumulés par les facteurs

appropriés pour estimer la partie basse du triangle. Les montants de la partie basse sont donc estimés par :

$$\forall j \geq n - i + 1 : \hat{C}_{i,j}^{CL} = C_{i,n-i+1} \prod_{k=n-i+1}^{j-1} \hat{f}_k$$

Les provisions par année de survenance (sauf dans le cas de la première année de survenance disposant de la charge de sinistres et supposée être déjà à l'ultime) sont calculées en faisant la différence entre le triangle estimé et connu comme suit :

$$\hat{R}_i = \hat{C}_{i,n} - C_{i,n-i} \quad \text{et} \quad \hat{R} = \sum_{i=1}^n \hat{R}_i$$

1.1.2 La méthode de London-Chain

La méthode London-Chain, initiée par Benjamin et Eagles en 1986 pour le calcul des réserves au Lloyd's of London, repose sur les principes de la méthode Chain-Ladder. Cette méthode est moins utilisée, mais permet d'étudier les résultats obtenus lorsqu'on ne se contraint plus à avoir une relation linéaire entre C_j et C_{j+1} comme le modèle de Chain-Ladder.

En effet, cette méthode suppose qu'il existe une fonction affine entre les paiements cumulés de deux années de développement successives, telle que :

$$C_{j+1} = f_j \cdot C_j + \alpha_j \quad \text{pour } j < n - 1$$

$$C_n = f_{n-1} \cdot C_{n-1} \quad \text{et} \quad \alpha_{n-1} = 0$$

Par la méthode des moindres carrés, on cherche à résoudre l'équation suivante :

$$(j, \alpha)_j = \operatorname{argmin} \left\{ \sum_{i=0}^{n-j-1} (C_{i+j+1} - f_j \cdot C_{ij})^2 \right\} \quad \text{pour } j = 0 \text{ à } n-1$$

Ainsi, on obtient :

$$\hat{f}_j = \frac{1}{n-j-1} \cdot \frac{\sum_{i=0}^{n-j-1} C_{i+j+1} \cdot C_{ij}}{\sum_{i=0}^{n-j-1} (C_{ij})^2} \quad ; \quad \hat{\alpha}_j = \bar{C}_{j+1} - \hat{f}_j \cdot \bar{C}_j$$

Avec :

$$\bar{C}_j = \frac{1}{n-j-1} \sum_{i=0}^{n-j-1} C_{ij} \quad \text{et} \quad \bar{C}_{j+1} = \frac{1}{n-j-1} \sum_{i=0}^{n-j-1} C_{i+j+1}$$

Si l'hypothèse (H2) de la méthode de Chain-Ladder est vérifiée, c'est-à-dire si les points (C_{ij}, C_{i+j+1}) pour chaque année j sont sensiblement alignés, alors ils le seront aussi par une droite non contrainte à l'origine.

1.1.3 La méthode de Chain-Ladder Ajustée

Pour assurer la stabilité du triangle, il est nécessaire de retirer certains coefficients de passage. Ceci est particulièrement crucial car une année atypique ou des fluctuations dans le montant des charges/règlements de sinistres, conjuguées à un faible nombre de sinistres, peuvent considérablement altérer le montant des IBNR, surtout vers la fin du triangle. Ces ajustements sont effectués sous la supervision d'experts.

Nous proposons initialement un type de réajustement des facteurs individuels, que nous mettrons ensuite en pratique pour calculer le BE de notre portefeuille.

Les facteurs individuels sont exprimés de la manière suivante :

$$f_{i,j} = \frac{C_{i,j+1}}{C_{i,j}}$$

	1	2	3	4	...	j	...	$n-1$
1	**	**	**	**	...	**	...	**
2	**	**	**	**	...	**	...	**
3	**	**	**	**	...	**	...	
4	**	**	**	**	...			
⋮	⋮	⋮	⋮					
i	**	**	**	**	...	$f_{i,j}$		
⋮	⋮	⋮	⋮					
n	**	**						

TABLE 1.1 – La création d’un intervalle de confiance

Pour chaque colonne, la moyenne arithmétique des facteurs individuels m_j est calculée, englobant toutes les années d’occurrence. Cela génère un vecteur de dimension 1 par $n-1$ colonnes, défini par :

$$m_j = \frac{1}{n-j} \sum_{i=1}^{n-j} \hat{f}_{i,j}$$

Il est également envisageable de calculer cette moyenne d’une manière différente en sélectionnant un nombre restreint des dernières années d’occurrence, ce qui est considéré comme une représentation plus fidèle de la sinistralité pour le calcul des facteurs. Cela permet notamment de prendre en compte l’inflation ou encore la gestion spécifique des sinistres propres à l’entité.

Pour chaque colonne de facteurs individuels, un intervalle de confiance est établi : $[\inf_j, \sup_j]$,

défini comme suit :

$$\begin{cases} \sup_j = m_j + \sigma_j \\ \inf_j = m_j - \sigma_j \end{cases}$$

	1	2	3	4	...	j	...	$n-1$
Moyenne	**	**	**	**	...	m_j	...	**
Écart type	**	**	**	**	...	σ_j	...	**
inf	**	**	**	**	...	\inf_j	...	**
sup	**	**	**	**	...	\sup_j	...	**

TABLE 1.2 – Intervalle de confiance pour chaque colonne

La création des intervalles de confiance pour chaque colonne nécessite d'exclure les facteurs individuels $\hat{f}_{i,j}$ qui ne se trouvent pas dans cet intervalle. Cela est fait dans le but de recalculer les facteurs définitifs pour la projection $\tilde{f}_{i,j}$.

Une fois que les facteurs sont estimés, l'estimation des paiements cumulés futurs est formulée comme suit :

$$C_{i,j} = m_i^* \cdot m_{i+1}^* \cdots m_{j-1}^* \cdot C_{i,n-i}$$

	1	2	...	j	...	n-1
1	**	**	**	**	**	**
...	**	**	**	**	**	**
i	**	**	**	f_{i,j}	**	**
...	**	**	**	**	**	**
n	**	**	**	**	**	**

↓

	1	2	...	j	...	n-1
Moyenne hors exclusion	**	**	**	m_j*	**	**

FIGURE 1.1 – Les facteurs de passage sélectionnés

Le montant des provisions ultimes pour chaque année d'occurrence est défini par :

$$\hat{R}_i = \hat{C}_{i,n} - C_{i,n-i}$$

Enfin, la réserve ultime pour l'ensemble des sinistres est calculée comme la somme des réserves ultimes pour chaque année d'occurrence :

$$\hat{R} = \sum_{i=1}^n \hat{R}_i$$

1.2 Méthodes stochastiques

1.2.1 La méthode de Mack

Le modèle de Mack, introduit en 1993, représente la version stochastique de la méthode Chain-Ladder.

Il s'agit d'un modèle non paramétrique qui introduit une nouvelle notion : l'erreur de prédiction des réserves. Cette erreur permet d'évaluer la précision des calculs de provisions.

Les hypothèses spécifiques à ce modèle sont les suivantes :

(H1) Les règlements cumulés $C_{i,j}$ sont indépendants d'une année à l'autre, ce qui se traduit par :

Pour tout $i \neq k$, $\{C_{i,0}, \dots, C_{i,J}\}$ et $\{C_{k,0}, \dots, C_{k,J}\}$ sont indépendants.

(H2) Il existe des séquences $(f_j)_{0 \leq j \leq J-1}$ et $(\sigma_j)_{0 \leq j \leq J-1}$ telles que, pour tout $(i, j) \in [I_0, I] \times [0, J-1]$:

$$\mathbb{E}(C_{i,j+1} | \mathcal{F}_{i,j}) = f_j \cdot C_{i,j}$$

$$\text{Var}(C_{i,j+1} | \mathcal{F}_{i,j}) = \sigma_j^2 \cdot C_{i,j}^2$$

Sous ces deux postulats, nous pouvons démontrer que pour tout $i \in [I_0, I]$ et pour tout $j \in [I-i+1, J]$:

$$\mathbb{E}(C_{i,j} | \mathcal{F}_{i,I-i}) = \left(\prod_{k=I-i}^{j-1} f_k \right) \cdot C_{i,I-i}$$

Maintenant, nous pouvons chercher à obtenir un estimateur de cette quantité pour évaluer les règlements cumulés dans les années à venir, en particulier à l'horizon ultime. Pour ce faire, nous pouvons utiliser les estimateurs des facteurs de développement f_j de la méthode Chain-Ladder, à savoir :

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

Ces estimateurs possèdent les propriétés d'être non biaisés et non corrélés, ce qui les rend particulièrement intéressants. Un estimateur de la quantité $\mathbb{E}(C_{i,j} | \mathcal{F}_{i,I-i})$ est alors donné par :

$$\hat{\mathbb{E}}(C_{i,j} | \mathcal{F}_{i,I-i}) = \left(\prod_{k=I-i}^{j-1} \hat{f}_k \right) \cdot C_{i,I-i}$$

Ici, \hat{I} représente l'horizon estimé pour les règlements cumulés.

1.2.2 La méthode de bootstrap

Cette approche, adaptée au provisionnement, offre davantage d'informations que les seuls moments d'ordre 1 et d'ordre 2 sur les montants des réserves fournis par la méthode de Mack.

En effet, à partir d'un triangle de développement observé, cette méthode génère un grand nombre B de simulations du montant de la réserve, ce qui se traduit par B triangles de développement différents, fournissant ainsi la distribution complète des provisions.

Dans notre contexte, on va utiliser une technique de Bootstrap non paramétrique qui rééchantillonne les résidus de Pearson.

Cette démarche simplifie considérablement le calcul des réserves, car il est possible d'appliquer la méthode Chain-Ladder à chaque étape de la procédure Bootstrap.

En résumé, les variables que nous souhaitons rééchantillonner à travers cette méthode doivent être indépendantes et identiquement distribuées (i.i.d.), ce qui n'est pas nécessairement le cas pour les règlements décumés Z_{ij} .

Les résidus se présentent alors comme de meilleurs candidats pour le Bootstrap, car ils sont plus susceptibles de répondre à cette hypothèse.

Pour les modèles GLM, les résidus les plus utilisés sont les résidus de Pearson, définis par :

$$r_{ij} = \frac{Z_{ij} - \hat{Z}_{ij}}{\sqrt{\hat{Z}_{ij}}}$$

où \hat{Z}_{ij} est l'estimation de Z_{ij} obtenue grâce au modèle.

Maintenant, nous pouvons présenter l'algorithme pour obtenir un grand échantillon de montants de provisions à partir d'un triangle de développement regroupant les règlements cumulés C_{ij} :

1. Calculer les facteurs de développement f_j associés à ce triangle par la méthode de Chain Ladder
2. Décumuler ce même triangle pour obtenir le triangle des incréments (règlements décumulés) Z_{ij} .
3. À partir de la diagonale du triangle des C_{ij} , recalculer les montants sous-jacents au modèle en divisant par les facteurs f_j pour obtenir des règlements cumulés « théoriques » estimés \hat{C}_{ij} comme suit :

$$\hat{C}_{i,j+1} = \hat{C}_{ij} \cdot f_j \quad \text{avec} \quad \hat{C}_{i,i} = C_{i,i}$$

4. Décumuler ce nouveau triangle pour obtenir un triangle d'incrément estimés \hat{Z}_{ij} .
5. Calculer ensuite le triangle des résidus de Pearson :

$$r_{ij} = \frac{Z_{ij} - \hat{Z}_{ij}}{\sqrt{\hat{Z}_{ij}}}$$

6. Pour réduire les résidus, il faudra tout d'abord calculer le facteur de dispersion pour chaque colonne :

$$\varphi_j = \frac{N}{N-p} \cdot \frac{1}{h} \sum_{i=1}^h r_{ij}^2$$

Avec :

— h : le nombre de lignes du triangle de règlements,

- $N = \frac{h(h+1)}{2}$: le nombre d'observations,
- $p = 2 \times h - 1$: le nombre de paramètres estimés.

Les résidus ajustés sont donc :

$$R_{ij} = \sqrt{\frac{N}{N-p}} \cdot \frac{r_{ij}}{\sqrt{\varphi_j}}$$

7. Ajuster de la moyenne des résidus de Pearson :

$$\tilde{R}_{ij} = R_{ij} - \text{moy}(R_{ij})$$

Avec :

$\text{moy}(R_{ij})$: la moyenne des résidus de R_{ij} pour chaque colonne.

Toutes ces étapes ne sont à effectuer qu'une seule fois car il n'y a toujours pas eu de rééchantillonnage. En revanche, les étapes suivantes doivent être répétées autant de fois que nécessaire pour générer les simulations des provisions.

8. On obtient les incréments de $Z_{i,j}^* = r_{i,j}^* \sqrt{\hat{Z}_{i,j} \sqrt{\varphi_j}} + \hat{Z}_{i,j}$.

On détermine alors un triangle de règlement issu du Bootstrap et ainsi les montants des provisions issues de ce Bootstrap par la méthode classique de Chain Ladder.

9. On réitère les deux dernières étapes (7 et 8) N fois : pour un nombre d'observations N de la provision que l'on cherche à calculer, issues de l'échantillon suffisamment grand, on peut déterminer sa distribution, sa moyenne, sa variance, son écart-type, etc...

2 L'ajustement pour risque

Étant donné que la norme IFRS 17 ne prescrit aucune méthode spécifique d'évaluation du Risk Adjustment, l'objectif de cette partie est d'explorer les techniques utilisées par les entités d'assurance pour calculer le RA . Parmi ces techniques, on trouve la méthode par Coût du Capital et la méthode quantile qui repose sur les mesures de risque. Néanmoins, pour appliquer cette méthode, une estimation de la distribution des réserves est nécessaire. Dans cette partie de ce chapitre, nous présenterons les différentes techniques utilisées pour la détermination du RA.

2.1 Mesure par Value-at-Risk (VaR)

La VaR est une notion qui a été largement utilisée dans le monde de la finance et qui s'est développée dans le monde assurantiel.

En finance, pour un horizon de temps donné, la VaR correspond au montant de perte potentielle sur une période de temps fixée qui ne sera dépassée uniquement que dans $\alpha\%$ des cas.

Dans le cadre de l'ajustement pour risque sous IFRS 17, l'horizon de temps est la durée de couverture du contrat et le seuil de confiance est le reflet de l'aversion au risque de l'assureur. Mathématiquement, la Value At Risk de niveau de confiance α associée au risque X est donnée par la fonction :

$$\text{VaR}_\alpha(X) = \inf\{x \mid F_X(x) \geq \alpha\}$$

où $F_X(x)$ est la fonction de répartition cumulative de la variable aléatoire X .

$$\text{VaR}_\alpha(X) = \inf\{x \mid \mathbb{P}(X \leq x) \geq \alpha\}$$

C'est donc le plus petit des x tel que $\mathbb{P}(X \leq x) = \alpha$, ce qui donne :

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

où F_X est la fonction de répartition de X .

Malgré la non "cohérence" au sens d'ARTZNER de cette **mesure de risque**, elle est utilisée dans le monde de l'assurance du fait de sa simplicité, et sa cohérence avec les différentes normes réglementaires : la VaR est utilisée pour estimer le SCR dans le cadre de Solvabilité 2.

La VaR étant un "quantile à $\alpha\%$ ", c'est facilement interprétable comme un événement qui arrive tous les $\frac{1}{\alpha}$ années.

Le niveau de risque retenu pour cette méthode sera à l'appréciation de l'assureur, en fonction de son appétit au risque : la VaR est croissante en fonction du niveau de confiance.

2.2 Mesure par la Tail Value-at-Risk (TVaR)

La définition de la Tail Value At Risk (TVaR) découle de la VaR.

Il s'agit du montant moyen des sinistres sachant que X est supérieur à cette dernière.

Sa définition est alors la suivante :

$$TVaR_\alpha(X) = \frac{1}{1-\alpha} \int_\alpha^1 VaR_p(X) dp$$

Cette mesure de risque peut s'exprimer explicitement en fonction de la VaR :

$$TVaR_\alpha(X) = VaR_\alpha(X) + \frac{1}{1-\alpha} \mathbb{E}(X - VaR_\alpha(X))^+$$

Le montant moyen des sinistres supérieur à la $VaR_\alpha(X)$ est ajouté à cette dernière.

La TVaR est cohérente au sens de ARTZNER, et sera plus prudente face à des risques présentant une probabilité de sinistre élevée.

Cette mesure de risque donnera un montant de RA plus important que la VaR (à quantile équivalent), mais sera plus prudente.

2.3 Mesure par Coût du Capital

Selon la méthode du coût du capital, l'ajustement pour risque est le capital nécessaire à ajouter lors du transfert de l'activité à un tiers.

Afin de calculer cette quantité, il faut réaliser une projection du capital requis afin de supporter les risques pendant la durée de vie restante des contrats, la multiplication par un taux spécifique qui correspond au coût de son immobilisation, et puis appliquer l'escompte afin d'obtenir une valeur actualisée.

Cette métrique existe en Solvabilité 2 et se retrouve sous le nom de *Risk Margin*.

Vis-à-vis du risque de souscription, elle représente le coût du capital à maintenir pour couvrir le scénario deux-centenaire jusqu'à l'extinction complète du risque.

La formule standard projette le capital de solvabilité (le *SCR* pour *Solvency Capital Requirement*) requis au cours du temps.

Au fil des années ce capital diminue (situation de run-off).

On note : *SCR* pour *Solvency Capital Requirement* et le *Risk Margin* *RM*.

Pour un risque R , on définit la marge de risque par :

$$RM = CoC \cdot \sum_{j=0}^N \frac{SCR_j}{(1+r_j)^j}$$

3 Le bilan sous le modèle PAA

La *Premium Allocation Approach* (PAA) est une alternative possible au modèle BBA, uniquement applicable pour les contrats non participatifs. Les produits IARD, santé et prévoyance sont des exemples de contrats d'assurance non participatifs et qui peuvent être valorisés sous le modèle PAA. Cette approche n'est toutefois utilisable seulement si la durée de couverture des contrats du groupe valorisé est inférieure à un an ou si son emploi approxime raisonnablement le modèle général. Cependant, la norme ne précise pas quels sont ces éléments et il est nécessaire de s'appuyer pour juger de la bonne approximation du modèle BBA par le modèle PAA ni à quel niveau il est possible de considérer que l'approximation du modèle BBA par le modèle PAA est acceptable.

Contrairement au modèle BBA, le passif relatif aux engagements concernant les sinistres futurs (LRC) sous le modèle PAA n'est évalué qu'en un seul bloc : il n'y a pas de marge sur services contractuels. Les calculs sont de ce fait grandement simplifiés. Sans marge sur services contractuels, il n'y a toutefois pas de dispositif pour lisser le résultat : il est possible que la simplification de l'approche PAA se solde par une plus grande volatilité du résultat.

Les engagements au titre des sinistres passés (LIC) sont calculés quant à eux de la même façon que sous le modèle BBA. Cependant, dans le cas où la compagnie d'assurance s'attend à régler la totalité de ses prestations dans un délai de moins d'un an, elle n'est pas tenue d'actualiser ses flux futurs.

Pour estimer ses engagements sur les contrats dont les sinistres couverts n'ont pas encore eu lieu, l'assureur calcule son LRC selon une méthode basée sur la répartition des primes :

ce sont les primes reçues et les primes émises qui sont prises en compte dans le calcul du passif sous le modèle PAA. Le passif est donc une méthode proche de celle utilisée par la PPNA (Provision pour primes non acquises). La provision pour primes non acquises permet de pondérer les primes émises en fonction de leur date d'acquisition au prorata temporis de la durée où elles sont acquises sur l'exercice comptable.

$$PPNA = \sum \left(1 - \frac{\text{Durée d'acquisition sur exercice en cours}_i}{\text{Durée totale de la période d'acquisition}_i} \right) \times \text{Primes}_i \quad (3.1)$$

- **Primes_i** : est le montant de la prime _i.
- **Durée d'acquisition sur exercice en cours_i** : est la durée de l'exercice comptable où la prime est acquise.
- **Durée totale de la période d'acquisition_i** : est la durée de couverture du contrat pour lequel la prime est versée.

Chapitre IV : Application des normes IFRS 17 à un portefeuille non-vie

Dans ce chapitre nous effectuons les tests d'hypothèses relatives aux différentes méthodes présentées, et nous afficherons tous les résultats obtenus à travers notre code R.

1 Présentation de données

Cette partie vise à exposer les données qui sous-tendent notre étude. Dans un premier temps, nous menons une étude de cohérence de données. Ensuite, nous présenterons les hypothèses sur lesquelles elle repose.

Avant toute analyse, il est primordial de vérifier la cohérence des données sur lesquelles est basée l'étude. Les données utilisées couvrent la période allant de 2000 à 2024, soit une profondeur de 23 ans.

Nous avons travaillé sur l'usage Tourisme Corporel et incendie mais uniquement l'usage Tourisme Corporel dont nous présenterons les résultats par la suite. Nous avons travaillé sur deux bases, à savoir la bases des primes (pour la modélisation du passif LRC), et la base des sinistres (pour la modélisation du passif LIC).



FIGURE 1.1 – Branches étudiées

La figure ci-dessous nous présente les montants de paiements par année de survenance et par année de développement. Nous pouvons constater que toutes les entrées de notre tableau sont supérieures ou égales à zéro. Au regard de la figure nos données sont complètes et cohérentes.

	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24		
2000	8.441.021	10.200.724	10.200.724	25.242.500	25.242.500	25.242.500	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	
2001	7.009.500	10.200.724	10.200.724	25.242.500	25.242.500	25.242.500	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000
2002	2.200.000	10.200.724	10.200.724	25.242.500	25.242.500	25.242.500	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000
2003	1.110.000	10.200.724	10.200.724	25.242.500	25.242.500	25.242.500	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000
2004	1.110.000	10.200.724	10.200.724	25.242.500	25.242.500	25.242.500	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000
2005	1.110.000	10.200.724	10.200.724	25.242.500	25.242.500	25.242.500	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000
2006	1.110.000	10.200.724	10.200.724	25.242.500	25.242.500	25.242.500	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000
2007	1.110.000	10.200.724	10.200.724	25.242.500	25.242.500	25.242.500	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000
2008	1.110.000	10.200.724	10.200.724	25.242.500	25.242.500	25.242.500	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000
2009	1.110.000	10.200.724	10.200.724	25.242.500	25.242.500	25.242.500	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000
2010	1.110.000	10.200.724	10.200.724	25.242.500	25.242.500	25.242.500	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000
2011	1.110.000	10.200.724	10.200.724	25.242.500	25.242.500	25.242.500	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000
2012	1.110.000	10.200.724	10.200.724	25.242.500	25.242.500	25.242.500	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000
2013	1.110.000	10.200.724	10.200.724	25.242.500	25.242.500	25.242.500	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000
2014	1.110.000	10.200.724	10.200.724	25.242.500	25.242.500	25.242.500	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000
2015	1.110.000	10.200.724	10.200.724	25.242.500	25.242.500	25.242.500	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000
2016	1.110.000	10.200.724	10.200.724	25.242.500	25.242.500	25.242.500	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000
2017	1.110.000	10.200.724	10.200.724	25.242.500	25.242.500	25.242.500	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000
2018	1.110.000	10.200.724	10.200.724	25.242.500	25.242.500	25.242.500	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000
2019	1.110.000	10.200.724	10.200.724	25.242.500	25.242.500	25.242.500	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000
2020	1.110.000	10.200.724	10.200.724	25.242.500	25.242.500	25.242.500	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000
2021	1.110.000	10.200.724	10.200.724	25.242.500	25.242.500	25.242.500	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000
2022	1.110.000	10.200.724	10.200.724	25.242.500	25.242.500	25.242.500	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000
2023	1.110.000	10.200.724	10.200.724	25.242.500	25.242.500	25.242.500	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000
2024	1.110.000	10.200.724	10.200.724	25.242.500	25.242.500	25.242.500	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000	27.024.000

FIGURE 1.2 – Triangle de paiements pour la branche tourisme corporel

Ainsi, les triangles de règlements sont ensuite cumulés. Ci-dessous nous présentons les données de PSAP (**Provisions pour sinistres à payer**).

C'est la valeur estimative des dépenses en principal et en frais, tant internes qu'externes, nécessaires au règlement de tous les sinistres survenus et non payés y compris les capitaux constitués des rentes non encore mises à la charge de l'entreprise.

Les principales provisions techniques en assurances Non Vie comprennent les **Provisions pour Sinistres à Payer (PSAP)**, les **Provisions pour Primes Non Acquises (PPNA)**, les **Provisions pour Risques en Cours (PREC)** et les **Provisions pour Égalisation (PPE)**. Dans ce mémoire, nous nous concentrerons uniquement sur les PSAP et les PPNA.

La Provision pour Sinistres à Payer (PSAP) représente en moyenne 85% des provisions des compagnies d'assurance Non Vie et constitue la part la plus importante. La PSAP comprend plusieurs éléments :

- **Les provisions dossier/dossier** : évaluées pour chaque dossier par les gestionnaires des sinistres, elles représentent une estimation des règlements futurs basée sur les

informations disponibles pour chaque sinistre. Ces provisions sont révisées à la hausse ou à la baisse, en fonction de l'évolution du sinistre et de sa gestion.

- **Les IBNR (Incurred But Not Reported)** : ces provisions comprennent l'IBNER (Incurred But Not Enough Reported), qui est le montant provisionné pour couvrir le risque de sous-évaluation du sinistre lors de la constitution des provisions dossier/dossier, et l'IBNYR (Incurred But Not Yet Reported), qui est le montant destiné à couvrir le coût des sinistres déjà survenus mais non encore déclarés à l'assureur (appelés tardifs)
- **La Provision pour Frais de Gestion des Sinistres (PFGS)** : cette provision vise à couvrir les frais de gestion des sinistres déjà survenus.
- **La Prévision de Recours à Encaisser (PRAE)** : il s'agit d'une provision pour les recours à encaisser liés aux sinistres déjà survenus et réglés.

Les **provisions dossier/dossier** sont évaluées individuellement dès la déclaration d'un sinistre, tandis que les **IBNR** (IBNER + IBNYR) sont évaluées globalement à l'aide de méthodes statistiques de provisionnement.

En résumé, la PSAP se décompose comme suit :

$$\text{PSAP} = \text{Provisions dossier/dossier} + \text{IBNR} + \text{PFGS} - \text{PRAE}$$

Remarque : Dans le cadre de ce travail, les données utilisées pour motif d'application sont des données **hors frais de gestion** et **nettes de recours**. C'est-à-dire aucun recours/aucune réclamation n'est effectué par l'assureur. Ainsi donc, la PSAP se décompose de la sorte :

$$\text{PSAP} = \text{Provisions dossier/dossier} + \text{IBNR}$$

Deux types de données permettent d'évaluer la sinistralité : les **règlements**, qui correspondent

au montant déjà versé à l'assuré afin d'indemniser tout ou partie du dommage subi, et les **charges**, qui correspondent à l'estimation du coût total du sinistre pour l'assureur.

La charge peut se décomposer de la façon suivante :

$$\text{Charge} = \text{Règlements} + \text{Provisions dossier/dossier}$$

Lorsqu'un sinistre est déclaré par l'assuré, les gestionnaires des sinistres évaluent ce sinistre et font une estimation du coût du sinistre (*Provisions dossier/dossier*). Donc initialement, les provisions dossiers sont élevées et les règlements nuls puisqu'on n'a pas encore effectué de règlements mais juste fait une estimation des provisions dossiers.

Par conséquent, les **charges sont supérieures aux règlements**, car :

$$\text{Charge} = \text{Règlements} + \text{Provisions dossier/dossier}$$

Une fois que l'assureur commence à effectuer des règlements, les **Provisions dossier/dossier évoluent progressivement à la baisse**. Une fois à l'ultime, c'est-à-dire une fois que tous les règlements sont réalisés, les montants des **règlements** et des **charges** coïncident, et les **Provisions dossier/dossier sont à 0**, car le sinistre est clos et qu'il n'y a plus de règlements à venir.

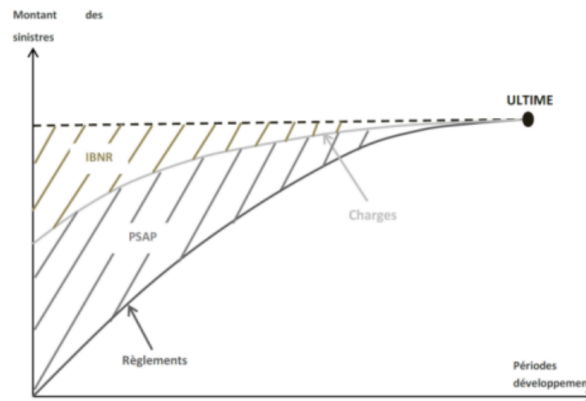


FIGURE 1.3 – Évolution des charges et règlements vers l'ultime

Donc, que l'on utilise comme données d'entrée un **triangle des règlements** ou un **triangle des charges**, nous devons normalement aboutir au même montant de la provision (PSAP) totale à l'ultime.

Autrement dit, on devrait avoir :

$$\text{PSAP} = \text{Charge ultime} - \text{Dernier règlement} = \text{Règlement ultime} - \text{Dernier règlement}$$

Ainsi, le **triangle de PSAP** est utilisé pour calculer le **triangle de charge** en ajoutant celui-ci au **triangle de règlements cumulé** déjà calculé.

	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
2000	136 579 722	198 283 754	191 112 102	192 882 541	195 902 604	203 384 667	224 067 864	216 323 815	210 158 148	206 603 034
2001	115 063 947	155 097 686	204 458 750	193 564 786	200 394 260	233 949 342	217 884 416	209 839 778	204 436 946	196 091 066
2002	108 637 959	202 668 147	204 465 853	209 559 222	255 993 834	234 231 962	222 003 285	218 981 708	210 669 570	203 168 103
2003	125 146 675	210 086 448	227 960 369	272 207 103	288 599 541	249 328 716	243 329 348	229 521 176	222 512 402	219 879 027
2004	112 933 998	220 508 511	269 624 251	272 695 065	277 506 141	257 650 392	225 701 049	224 437 906	222 487 514	219 253 676
2005	119 091 855	236 908 363	256 434 044	264 455 912	263 349 481	209 564 891	208 555 585	207 572 576	206 372 632	206 869 730
2006	204 884 875	310 462 094	302 614 401	307 553 261	259 424 965	244 856 200	242 471 405	242 311 472	242 895 462	242 715 645
2007	215 965 795	312 271 799	349 764 063	297 040 096	295 465 390	288 480 632	285 317 586	286 096 281	287 940 357	288 975 127
2008	259 870 847	378 341 202	334 815 072	337 001 734	349 342 178	348 653 622	348 246 500	346 601 026	347 431 006	346 412 123
2009	184 330 744	302 818 684	311 620 818	345 794 140	361 213 218	369 177 796	373 040 699	374 403 792	374 265 202	372 850 732
2010	164 778 935	280 140 012	306 492 729	340 117 020	361 056 253	361 834 113	372 951 162	374 046 563	373 076 787	368 481 985
2011	122 152 457	289 179 939	305 675 375	328 348 731	343 673 063	355 954 679	356 988 114	358 123 262	353 159 581	349 069 578
2012	158 586 763	309 839 379	310 065 246	348 321 138	376 811 257	373 898 663	369 242 494	368 657 573	361 876 479	360 432 317
2013	159 236 223	345 442 966	337 380 742	394 525 429	402 236 354	401 471 873	404 816 760	398 362 166	397 134 811	393 305 098
2014	167 627 354	348 278 219	380 075 474	399 438 467	413 595 472	401 466 970	395 520 126	392 737 855	387 625 173	384 993 189
2015	167 501 527	371 194 896	432 566 065	451 457 351	457 043 903	445 812 386	460 412 731	448 976 666	443 038 271	436 089 400
2016	152 447 651	380 576 700	466 017 633	490 028 878	491 641 416	484 972 950	476 330 690	467 833 639	459 180 983	
2017	168 424 214	416 773 277	538 601 607	554 597 613	567 540 770	556 811 107	545 352 459	532 852 927		
2018	172 716 415	502 283 606	596 629 113	649 279 218	659 391 728	653 928 810	635 778 664			
2019	299 044 384	536 408 013	652 146 136	713 580 651	725 167 428	696 679 692				
2020	219 954 993	411 515 916	498 387 867	541 967 112	540 703 504					
2021	297 935 339	653 294 366	758 723 066	794 024 572						
2022	333 146 126	630 139 354	715 095 601							
2023	324 589 466	677 879 466								
2024	376 788 590									

FIGURE 1.4 – Extrait de triangle de charge calculé pour la branche tourisme corporel

2 Hypothèses et démarche

Les hypothèses de notre étude constituent le socle conceptuel sur lequel repose l'ensemble de notre travail.

Nous supposons que les frais de gestion s'élèvent à 5 %. Par ailleurs, étant donné que la durée des contrats ne dépasse pas 12 mois, il est probable que l'approche simplifiée du modèle IFRS 17, également appelée *Premium Allocation Approach* (PAA), soit applicable.

Concernant la prime de liquidité, elle est estimée à zéro. Cette estimation repose sur le fait que les contrats peuvent être résiliés sans pénalité et présentent une forte liquidité, en raison de l'incertitude liée au montant et au moment des sinistres au cours de l'année.

Les contrats regroupés dans un même portefeuille doivent répondre aux critères suivants :

- être homogènes,
- être gérés conjointement,
- présenter un niveau de risque similaire.

Ces conditions sont respectées dans notre étude : les contrats appartiennent à la même branche et sont gérés ensemble. De plus, l'homogénéité est confirmée par un écart-type du ratio sinistres/primes (S/P) tendant vers zéro.

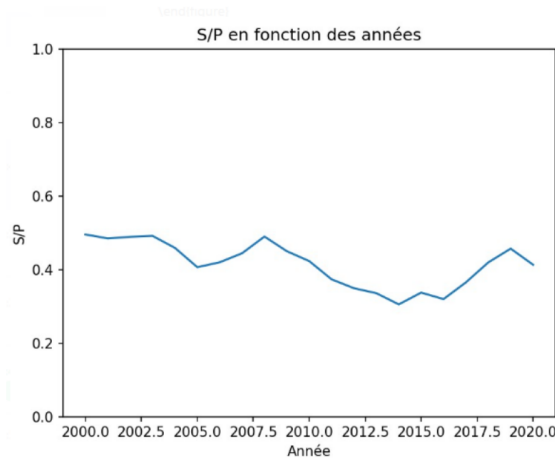


FIGURE 2.1 – Volatilité de S/P en fonction d'année de survenance.

3 Calcul du Best Estimate total actualisé

Finalement, en actualisant ces flux de trésorerie futurs, on obtient le **Best Estimate (BE)** total en les sommant. La formule est la suivante :

$$BE = \sum_{t=1}^{n-1} \frac{CF(t)}{(1 + r(t))^t}$$

où $CF(t)$ et $r(t)$ sont respectivement le flux de trésorerie futur (BE) et le taux d'actualisation pour l'année t .

Les taux d'actualisation utilisés, comme mentionné précédemment, sont les taux zéro-coupon dérivés des taux moyens pondérés fournis par Bank Al Maghreb.

Dans la suite, nous expliquerons la procédure de construction de la courbe des taux utilisée.

4 Modélisation du taux d'actualisation en utilisant l'approche Bottom-Up

Afin de construire une courbe des taux, nous nous basons sur les données de marché, notamment les taux de référence du marché secondaire des bons du trésor publiés par Bank Al Maghrib. Cependant, il est important de noter que les obligations à zéro-coupon sont moins liquides que les obligations à coupons sur le marché. Par conséquent, il est nécessaire de recourir à des méthodes permettant de reconstruire la structure par terme ou la courbe zéro-coupon. Parmi ces méthodes, nous trouvons l'approche du Bootstrapping. Cette technique consiste en une procédure progressive pour reconstituer une courbe zéro-coupon, en calculant les taux correspondants aux différentes échéances maturités. En pratique, cela implique de déterminer les taux équivalents pour les maturités pleines, plutôt que les maturités résiduelles associées aux dates d'échéance.

Extraction des données

Étant donné que la date d'évaluation des provisions techniques est fixée à la date d'exercice de l'année 2024, c'est-à-dire le 31/12/2024, nous procéderons à l'extraction de la base de données des taux moyens pondérés (TMP) associée à cette date à partir du site officiel de Bank Al Maghrib.

Date d'échéance	Transaction	Taux moyen pondéré	Date de la valeur
01/03/2025	-	2,490 %	31/12/2024
14/04/2025	-	2,530 %	31/12/2024
17/11/2025	-	2,560 %	31/12/2024
16/11/2026	-	2,650 %	31/12/2024
17/04/2028	-	2,730 %	31/12/2024
16/06/2031	-	2,920 %	31/12/2024
19/06/2034	-	3,170 %	31/12/2024
14/03/2039	-	3,410 %	31/12/2024
17/08/2043	-	3,700 %	31/12/2024
16/02/2054	-	4,300 %	31/12/2024

FIGURE 4.1 – Les taux moyens pondérés obtenus du site officiel de Bank Al Maghrib

la transformation des taux monétaires en taux actuariels

Afin de garantir l'interpolation cohérente entre tous les points de la courbe des taux précédente, il est impératif d'assurer une base d'intérêt uniforme. C'est pourquoi il est nécessaire de convertir les taux monétaires en taux actuariels pour obtenir les taux correspondant aux échéances supérieures à 1 an.

Afin de convertir les taux monétaires en taux actuariels, on applique la formule suivante :

$$R_a(t_p) = \left(1 + \frac{m \times R_m(t_p)}{360}\right)^{\frac{365}{m}} - 1$$

Maturité (jours)	Maturité (années)	Taux Actuariel
60	0.164384	0.025514
104	0.284932	0.025888
321	0.879452	0.025996
685	1.876712	0.026500
1203	3.295890	0.027300
2358	6.460274	0.029200
3457	9.471233	0.031700
5186	14.208219	0.034100
6803	18.638356	0.037000
10639	29.147945	0.043000

FIGURE 4.2 – Les taux actuariels après transformation des taux monétaires

Interpolation linéaire des taux actuariels

Dans la méthode du Bootstrap, l'interpolation linéaire des taux actuariels pour les maturités pleines est une étape essentielle pour construire la courbe des taux zéro-coupon de manière cohérente. Cette méthode repose sur l'hypothèse que la courbe des taux évolue de manière linéaire entre les taux observés pour les maturités disponibles sur le marché. L'objectif est d'estimer les taux zéro-coupon pour les maturités qui ne sont pas directement observées.

Pour effectuer cette interpolation linéaire, on utilise les taux actuariels correspondant aux maturités pleines disponibles, généralement obtenus à partir des bons du trésor du marché secondaire. En utilisant deux taux connus pour des maturités adjacentes, on trace une ligne droite entre ces deux points dans le plan taux actuariel en fonction de la maturité. Cette ligne droite représente l'approximation linéaire de la courbe des taux entre les deux maturités.

En utilisant cette approximation linéaire, on peut estimer les taux actuariels pour les maturités pleines intermédiaires. Ces estimations sont obtenues en déterminant le taux actuariel correspondant à chaque maturité pleine, en utilisant la relation linéaire suivante :

$$R_a(t_s) = R_a(t_1) + \frac{R_a(t_2) - R_a(t_1)}{t_2 - t_1} \cdot (t_s - t_1)$$

- t_s : maturité pleine,
- t_1, t_2 : maturités encadrant t_s .

Maturité (années)	Taux actuariel	interpolé
0	1	0.026057
1	2	0.026569
2	3	0.027133
3	4	0.027723
4	5	0.028323
5	6	0.028924
6	7	0.029648
7	8	0.030478
8	9	0.031309
9	10	0.031968
10	11	0.032475
11	12	0.032981
12	13	0.033488
13	14	0.033995
14	15	0.034618
15	16	0.035273
16	17	0.035928
17	18	0.036582
18	19	0.037206
19	20	0.037777
20	21	0.038348
21	22	0.038919
22	23	0.039490
23	24	0.040061
24	25	0.040632
25	26	0.041203

FIGURE 4.3 – Les taux actuariels de maturités pleines obtenus par l'interpolation linéaire

Transformation des taux actuariels en taux zéro coupon

On procède à la construction de la courbe des taux zéro-coupon. Les taux zéro-coupon pour les maturités inférieures à un an correspondent directement aux taux actuariels. Cependant, pour les maturités supérieures à un an, nous devons reconstituer progressivement la courbe des taux zéro-coupon, étant donné la présence de paiements intermédiaires tels que les coupons, qui sont généralement versés de manière annuelle. Pour ce faire on utilise la

formule suivante :

$$R(t_n) = \left(\frac{1 + R_a(t_n)}{1 - R_a(t_n) \cdot \sum_{i=0}^{n-1} \left(\frac{1}{1 + R_{t_i}} \right)^i} \right)^{\frac{1}{n}} - 1$$

Maturité (années)	Taux Zéro-Coupon (%)
1	2.61
2	2.66
3	2.72
4	2.78
5	2.84
6	2.90
7	2.98
8	3.07
9	3.16
10	3.24
11	3.29
12	3.35
13	3.41
14	3.47
15	3.55
16	3.63
17	3.72
18	3.81
19	3.89
20	3.97
21	4.05
22	4.14
23	4.23
24	4.32
25	4.42
26	4.52

FIGURE 4.4 – Transformation des taux actuariels en taux zéro-coupon

5 Calcul du BE par approches déterministes

5.1 La méthode de Chain Ladder

Nous allons à présent exposer les résultats des méthodes déterministes, à commencer par la méthode de **Chain Ladder** qui reste une méthode de référence celle ci exige la réalisation de deux hypothèses qui seront vérifiées à l'aide des graphiques .

Pour valider la première hypothèse, nous avons calculé les facteurs de développements individuels et nous avons analysé leur volatilité autour de la moyenne. Ceci a été fait graphiquement en traçant simultanément les facteurs de développement avec leur moyenne.

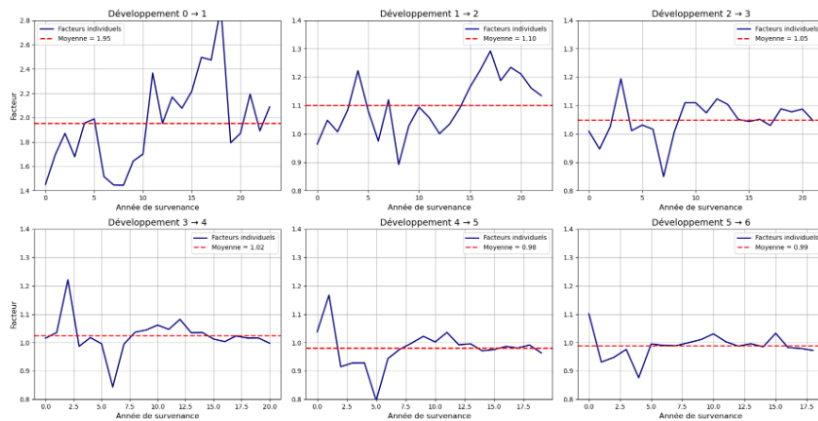


FIGURE 5.1 – L'évolution des coefficients de développement individuels en fonction des années de survie

Graphiquement, on visualise une faible volatilité des facteurs de développement autour de leur moyenne surtout pour les dernières années de développement, donc L'hypothèse est donc acceptable.

La Figure suivante permet de visualiser l'hypothèse de cadence de paiements stable dans le temps. La régression est pondérée avec les mêmes poids que ceux utilisés pour estimer les coefficients de transition par régression.

Calcul du BE par approches déterministes

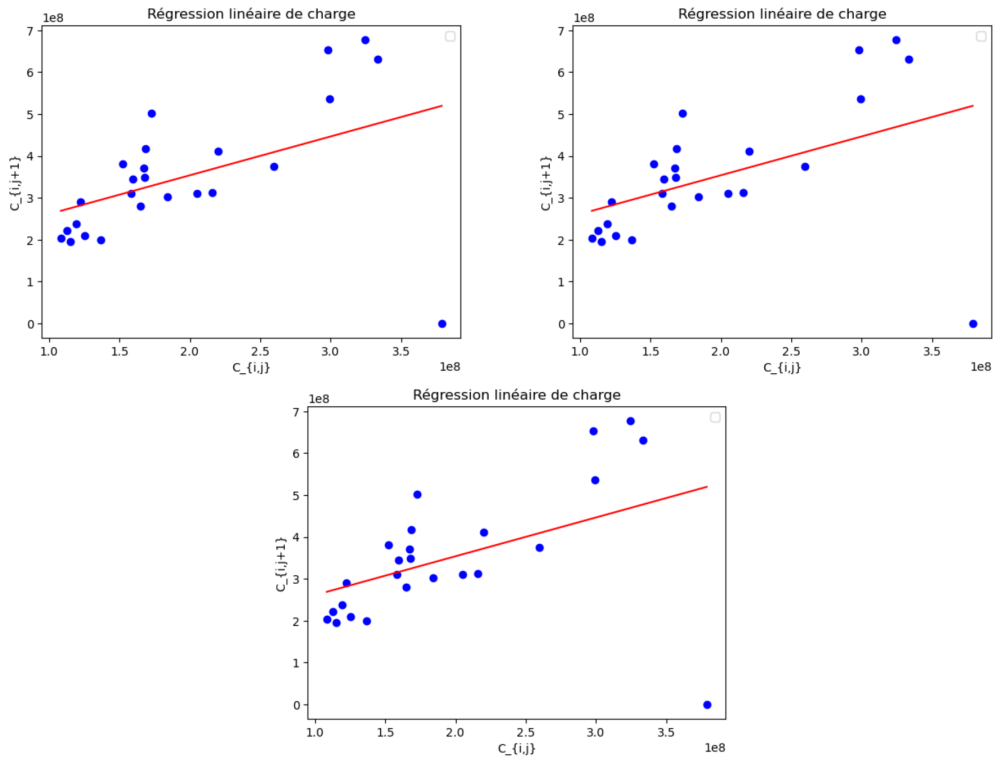


FIGURE 5.2 – Nuage des $C_{c,j+1}$ en fonction des $C_{c,j}$ pour 3 premières années

Les points dans ces nuages indique une relation stable et proportionnelle entre les périodes de développement, ce qui est conforme à l'hypothèse de stabilité des facteurs de développement.

Par la suite, nous calculons les facteurs de passage qui vont servir à la projection de Chain Ladder classique de triangle de charge.

En utilisant les facteurs estimés précédemment, le triangle de charge est ensuite projeté.

	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24			
2000	106774716	180237529	191120016	192862540	195902684	203384667	224067841	262323947	230158948	206603032	207294012	192370005	194422673	194009104	192932995	192395379	192070067	192129536	192198982	191959992	191493804	191177295	191292012	190894401	190144222	190000000		
2001	180623647	360978362	204485790	193647957	200594239	232943423	270944462	209873776	204436943	190399855	193266324	193226957	191424249	193022379	193050401	193400231	193662264	193776743	193725356	193644352	193529456	193465443	193400393	193335286	193270156	193205026	193140000	
2002	104475522	200889187	204495929	200892329	205929219	242229821	293023291	293023291	293023291	293023291	293023291	293023291	293023291	293023291	293023291	293023291	293023291	293023291	293023291	293023291	293023291	293023291	293023291	293023291	293023291	293023291	293023291	293023291

FIGURE 5.3 – Triangle de charge projeté

Année	Facteur
2000	1,9414
2001	1,1170
2002	1,0524
2003	1,0212
2004	0,9798
2005	0,9892
2006	0,9875
2007	0,9887
2008	0,9902
2009	0,9928
2010	0,9919
2011	0,9955
2012	0,9978
2013	0,9971
2014	0,9990
2015	0,9972
2016	0,9980
2017	0,9979
2018	0,9980
2019	0,9974
2020	0,9989
2021	0,9985
2022	0,9987
2023	0,9961

TABLE 5.1 – Facteurs de passage

Le montant de provision est ici en faisant la différence entre la charge ultime (dans la dernière colonne) et les derniers paiements observés (sur la seconde diagonale).

Ainsi, on obtient le tableau des provisions estimés par la méthode de Chain Ladder comme suivant :

Calcul du BE par approches déterministes

Année	Provisions
2000	1 596 937
2001	2 315 721
2002	1 646 744
2003	1 755 850
2004	1 393 094
2005	322 584
2006	-345 377
2007	-554 482
2008	-1 002 863
2009	-2 024 279
2010	-2 132 793
2011	-1 461 712
2012	-2 081 599
2013	-1 316 825
2014	-695 111,38
2015	-2 261 468
2016	-2 702 091
2017	12 044,72
2018	8 837 255
2019	30 394 324
2020	44 246 748
2021	147 846 235
2022	298 162 894
2023	515 112 123
2024	689 965 845
Total	1 727 029 798

TABLE 5.2 – Les provisions Chain ladder

De la même manière, le triangle des règlements est projeté afin de calculer les cadences de règlement qu'on les applique aux provisions de triangle de charge.

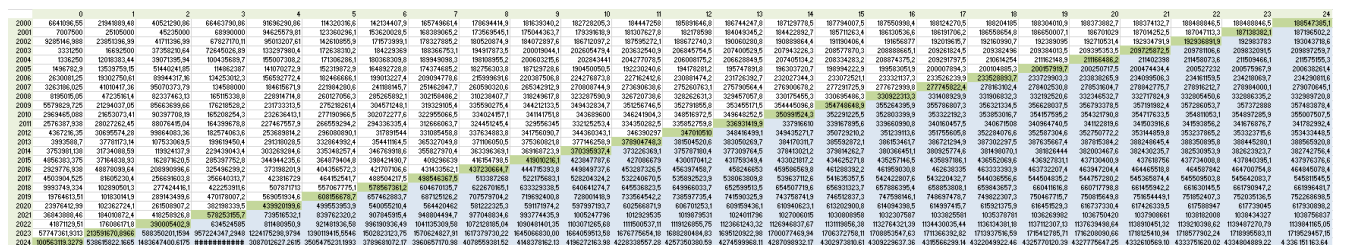


FIGURE 5.4 – Triangle de règlements projeté

Sur la base de la projection du triangle de règlement, on calcule les cadences à appliquer au Best Estimate décalant de la projection du triangle de charge retenu.

Le calcul de cette cadence se fait par décumulation du triangle inférieur projeté des

Calcul du BE par approches déterministes

règlements, puis le rapport de ces montants sur le BE correspondant à l'année de survénance.

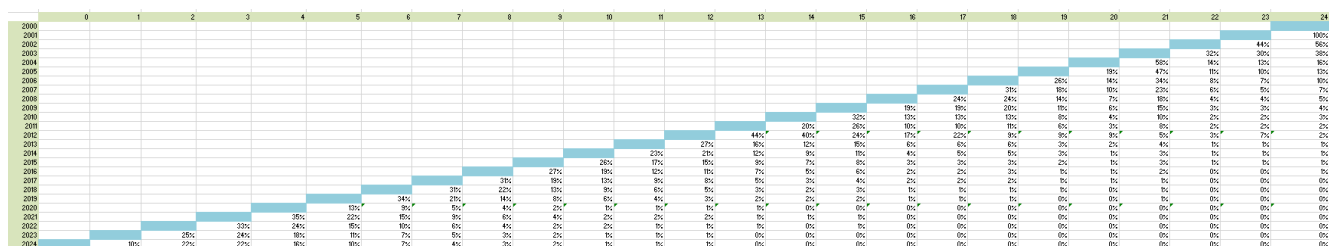


FIGURE 5.5 – Cadences de règlements par année de survénance

On obtient ainsi des cadences de règlements dont la somme par ligne est égale à 1.

On remarque aussi que la majeure partie des paiements est effectuée durant les quatre premières années de développement.

Ensuite, le BE est actualisé en fonction de la courbe des taux sans risque afin d'obtenir le Best Estimate final.

Année	Flux futurs	Flux futurs actualisés
2025	357 236 251	348 163 701
2026	392 863 766	372 790 452
2027	314 417 684	290 140 676
2028	212 288 095	190 266 936
2029	135 310 838	117 639 193
2030	88 296 636	74 369 743
2031	55 668 918	45 331 235
2032	36 696 016	28 821 271
2033	23 954 383	18 113 607
2034	17 041 216	12 404 861
2035	12 200 677	8 551 630
2036	9 885 213	6 663 305
2037	6 943 896	4 495 669
2038	5 556 777	3 450 899
2039	4 770 833	2 830 821
2040	3 051 155	1 725 337
2041	2 579 825	1 387 446
2042	2 218 209	1 132 208
2043	1 534 867	743 007
2044	1 201 234	551 956
2045	1 156 010	504 571
2046	469 465	194 759
2047	354 189	139 724
2048	219 304	82 300
Total (BE)	1 685 915 459	1 530 495 306

TABLE 5.3 – Flux futurs et flux futurs actualisés

5.2 La méthode de Chain Ladder ajustée

Dans un premier lieu, nous calculons les facteurs de développement individuels $f_{i,j}$ afin de créer un intervalle de confiance défini en fonction de la moyenne et de l'écart type empirique de ces facteurs de développement.

Année	Moyenne	Écart type	Borne inf	Borne sup
2000	1,9538	0,3708	1,5829	2,3246
2001	1,1006	0,1013	0,9994	1,2019
2002	1,0494	0,0686	0,9807	1,1180
2003	1,0248	0,0642	0,9606	1,0890
2004	0,9804	0,0688	0,9116	1,0492
2005	0,9888	0,0445	0,9443	1,0332
2006	0,9869	0,0167	0,9702	1,0036
2007	0,9877	0,0129	0,9748	1,0007
2008	0,9894	0,0109	0,9785	1,0002
2009	0,9928	0,0081	0,9847	1,0009
2010	0,9915	0,0108	0,9807	1,0023
2011	0,9957	0,0061	0,9896	1,0018
2012	0,9981	0,0030	0,9951	1,0010
2013	0,9970	0,0030	0,9939	1,0000
2014	0,9991	0,0024	0,9967	1,0016
2015	0,9973	0,0032	0,9941	1,0005
2016	0,9981	0,0021	0,9960	1,0002
2017	0,9979	0,0016	0,9964	0,9995
2018	0,9980	0,0013	0,9967	0,9993
2019	0,9974	0,0010	0,9964	0,9984
2020	0,9989	0,0018	0,9972	1,0007
2021	0,9985	0,0021	0,9964	1,0006
2022	0,9988	0,0012	0,9975	1,0000
2023	0,9961	0,0002	0,9959	0,9963

TABLE 5.4 – Résultats moyenne, écart type et intervalles de confiance

Après avoir exclu les coefficients aberrants, la moyenne des facteurs de développement est calculée et donne le résultat suivant :

Année	Facteurs
2000	1,8697
2001	1,0763
2002	1,0395
2003	1,0155
2004	0,9710
2005	0,9828
2006	0,9869
2007	0,9877
2008	0,9894
2009	0,9928
2010	0,9915
2011	0,9957
2012	0,9981
2013	0,9970
2014	0,9991
2015	0,9973
2016	0,9981
2017	0,9979
2018	0,9980
2019	0,9974
2020	0,9989
2021	0,9985
2022	0,9988
2023	0,9961

TABLE 5.5 – Facteurs de développement Chain Ladder ajustée

Les triangles est ensuite projetés à l'aide des facteurs estimés ci-dessus, et les cash-flows sont déduits par la différence entre les paiements/charge à l'ultime et les paiements cumulés. Ils sont ensuite écoulés et actualisés pour aboutir au Best Estimate.

Année	Flux futurs	Flux futurs actualisés
2025	355 892 625,60	346 854 198,55
2026	332 442 126,10	315 456 046,00
2027	268 623 097,10	247 882 008,07
2028	193 781 698,60	173 680 252,60
2029	117 527 933,70	102 178 742,25
2030	84 196 877,04	70 916 632,94
2031	50 531 599,78	41 147 913,67
2032	34 758 588,27	27 299 603,66
2033	22 282 485,22	16 849 365,92
2034	16 821 854,17	12 245 179,77
2035	11 500 455,82	8 060 834,54
2036	9 882 090,71	6 661 200,34
2037	7 394 547,75	4 787 433,42
2038	4 574 306,90	2 840 761,07
2039	5 074 778,50	3 011 170,43
2040	2 862 003,30	1 618 376,67
2041	2 372 535,51	1 275 964,57
2042	2 124 788,81	1 084 525,18
2043	1 635 608,54	791 774,49
2044	799 000,76	367 133,70
2045	1 159 042,99	505 894,65
2046	554 973,67	230 232,06
2047	361 544,86	142 625,58
2048	192 130,15	72 102,01
BE	1 527 346 693,94	1 385 959 972,14

TABLE 5.6 – Projection des flux futurs et flux actualisés par année

5.3 La méthode de London Chain

En appliquant la méthode de London Chain, on obtient les résultats suivants :

Coef de dev	alpha
3,7362064	18149355
2,2451989	27166692
1,3668854	35335630
1,1167434	33082114
1,0268145	27401911
1,0041041	20720738
0,9968654	13271572
1,0021992	7582798
1,0101405	1909239
0,9993739	3273033
1,0040039	963953
0,9980027	2289137
0,9985428	1393463
1,0034299	-124655
0,9950186	2056141
0,9997087	392001,9
0,9968525	977666,5
1,0004519	212853,2
1,0069527	-1205219
0,9951811	1043715
1,0069769	-1138520
0,989872	1968552
0,9366951	11932266
1,0003106	0

FIGURE 5.6 – Les estimations des paramètres par la méthode de London-Chain

Les résultats de la projection du triangle de charge et de l'actualisation sont les suivants :

Année	Flux futur	Flux futur actualisés
2025	964 581 891	940 084 887
2026	943 263 371	895 067 471
2027	595 376 049	549 405 513
2028	294 945 223	264 349 839
2029	126 835 555	110 270 785
2030	61 157 274	51 511 031
2031	28 185 848	22 951 754
2032	22 649 888	17 789 358
2033	17 483 111	13 220 219
2034	-47 163	-34 331
2035	-27 656	-19 385
2036	-11 621 015	-7 833 353
2037	-10 253 527	-6 638 415
2038	-11 957 697	-7 426 034
2039	-23 217 502	-13 776 336
2040	-20 700 190	-11 705 334
2041	-31 101 970	-16 726 836
2042	-25 677 463	-13 106 176
2043	-17 421 760	-8 433 622
2044	-44 716 540	-20 546 850
2045	-34 629 098	-15 114 776
2046	-62 879 118	-26 085 542
2047	-88 930 212	-35 082 018
2048	468 502	175 818

TABLE 5.7 – Flux futurs et flux actualisés par année

6 Calcul du BE par approches stochastiques

6.1 Méthode de Mack

Vérification des hypothèses

Hypothèse 1

Les coefficients de développement $f_{i,j}$ pour $j = 0, \dots, n - 1$ sont indépendants de l'année de

survenance i (ce qui correspond à l'hypothèse \mathcal{H}_1 de la méthode de Chain Ladder).

Hypothèse 2

L'hypothèse **H2** fait référence à l'alignement des points $(C_{i,j}, C_{i,j+1})_{i=0,\dots,n-j-1}$ sur une droite passant par l'origine.

La même hypothèse a été vérifiée dans le modèle de *Chain Ladder*.

Rappelons qu'elle était presque vérifiée pour toutes les années de développement.

Hypothèse 3

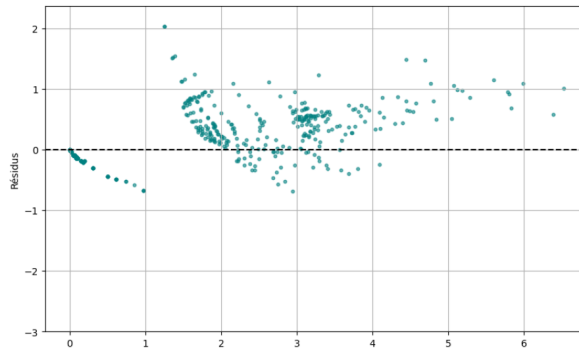


FIGURE 6.1 – Résidus de Mack

On teste la troisième hypothèse de Mack. Cette hypothèse stipule que la variance doit être indépendante de l'année de survenance considérée, pour tester cette hypothèse, on trace les résidus standardisés de Pearson, ces derniers doivent présenter une structure aléatoire, d'après le graphe, on constate que cette hypothèse est valide.

Résultats

Nous calculons dans un premier temps la variance associée aux estimations des facteurs de développement σ_j^2 .

Nous calculons les $MSEP(\hat{R}_i)$, correspondant à l'erreur de prédiction pour chaque année de

survenance.

On commence par obtenir une estimation des paramètres de volatilité.

Année	σ^2
2000	$2,4625 \times 10^7$
2001	$3,6215 \times 10^6$
2002	$1,4424 \times 10^6$
2003	$1,0938 \times 10^6$
2004	$1,1594 \times 10^6$
2005	$5,0805 \times 10^5$
2006	$7,8435 \times 10^4$
2007	$4,4110 \times 10^4$
2008	$2,7797 \times 10^4$
2009	$1,6656 \times 10^4$
2010	$2,5662 \times 10^4$
2011	$8,0051 \times 10^3$
2012	$2,1000 \times 10^3$
2013	$2,1017 \times 10^3$
2014	$1,2905 \times 10^3$
2015	$2,2072 \times 10^3$
2016	$9,2932 \times 10^2$
2017	$5,1507 \times 10^2$
2018	$3,6250 \times 10^2$
2019	$2,1906 \times 10^2$
2020	$6,3388 \times 10^2$
2021	$8,4421 \times 10^2$
2022	$2,9752 \times 10^2$
2023	$6,3388 \times 10^2$

TABLE 6.1 – La variance de MACK

Sous ces hypothèses, on obtient une formule fermée pour la variance de la charge ultime. Nous calculons l'erreur quadratique moyenne (MSEP — *Mean Square Error of Prediction*) en conditionnant par rapport aux données passées.

Année	SEP	MSEP(R_i)
2000	0	0
2001	199 529	$3,9812 \times 10^{10}$
2002	358 860	$1,2878 \times 10^{11}$
2003	623 019	$3,8815 \times 10^{11}$
2004	749 008	$5,6101 \times 10^{11}$
2005	756 884	$5,7287 \times 10^{11}$
2006	891 956	$7,9559 \times 10^{11}$
2007	1 079 196	$1,1647 \times 10^{12}$
2008	1 351 027	$1,8253 \times 10^{12}$
2009	1 700 742	$2,8925 \times 10^{12}$
2010	1 832 777	$3,3591 \times 10^{12}$
2011	1 994 522	$3,9781 \times 10^{12}$
2012	2 214 280	$4,9030 \times 10^{12}$
2013	2 958 524	$8,7529 \times 10^{12}$
2014	4 327 362	$1,8726 \times 10^{13}$
2015	5 370 712	$2,8845 \times 10^{13}$
2016	6 557 230	$4,2997 \times 10^{13}$
2017	8 562 888	$7,3323 \times 10^{13}$
2018	11 684 263	$1,3652 \times 10^{14}$
2019	22 015 623	$4,8469 \times 10^{14}$
2020	30 319 676	$9,1928 \times 10^{14}$
2021	46 853 835	$2,1953 \times 10^{15}$
2022	54 834 594	$3,0068 \times 10^{15}$
2023	75 274 170	$5,6662 \times 10^{15}$
2024	133 719 498	$1,7881 \times 10^{16}$
Total	417 208 677	$3,2614 \times 10^{16}$

TABLE 6.2 – SEP et MSEP(R_i) par année de survenance

On remarque que la volatilité pour cette garantie est très importante. C'est une garantie avec des charges très volatiles, on s'attend ainsi à une estimation du Risque d'Actuariat (RA) basée sur le modèle de Mack importante.

Le modèle a une approche récursive semblable à celle du modèle binomial négatif et celle du modèle Normal. Le modèle de Mack a la même structure que l'approximation normale du modèle binomial négatif.

Notons que la projection sous le modèle de Mack donne les mêmes résultats que la méthode de Chain Ladder.

6.2 bootstrap

Nous prenons en arguments le triangle, le but de cette partie dans un premier temps est de calculer le BE avec la méthode de bootstrap basé sur Chain Ladder puis de calculer les VaR et TVar pour des niveaux de confiance différents.

Sur la base de triangle de résidus, on effectue un rééchantillonnage pour former un triangle de résidus "Bootstrap", on calcule ensuite le triangle de règlement non cumulé, on applique Chain Ladder et on obtient notre BE, on réitère ce processus 1000 fois, et on calcule enfin la moyenne pour obtenir notre BE :

Année	Flux futur	Flux futur actualisé
2025	370 669 536,30	361 255 827,40
2026	399 719 073,70	379 295 488,10
2027	318 076 002,40	293 516 525,80
2028	215 099 094,50	192 786 343,20
2029	137 244 161,90	119 320 023,80
2030	89 993 406,30	75 798 884,54
2031	57 018 245,41	46 429 993,32
2032	37 910 630,71	29 775 236,69
2033	25 067 753,97	18 955 504,96
2034	17 798 114,46	12 955 831,68
2035	12 846 899,85	9 004 576,48
2036	10 404 200,46	7 013 137,77
2037	7 299 010,58	4 725 580,03
2038	5 817 367,77	3 612 733,53
2039	5 031 845,92	2 985 695,95
2040	3 158 261,28	1 785 901,63
2041	2 653 864,97	1 427 265,33
2042	2 278 775,76	1 163 122,51
2043	1 534 739,33	742 945,16
2044	1 200 770,83	551 743,45
2045	1 157 763,61	505 336,23
2046	467 199,68	193 818,83
2047	352 259,13	138 962,46
2048	218 606,31	82 037,90
Total BE	1 723 017 585	1 564 022 517

TABLE 6.3 – Flux futurs et flux futurs actualisés

7 Calcul de l'ajustement pour risque non financier

Nous avons calculé l'ajustement pour risque par deux méthodes; une première méthode stochastique, en se basant sur les résultats de la méthode Bootstrap, et une autre déterministe en se basant sur la formule de duration.

7.1 Application de la méthode stochastique VaR

Modélisation de la distribution des BE

Cette partie nous permettra de trouver la loi qui modélise le mieux la distribution trouvée ci-dessus.

Nous avons une distribution empirique du Best Estimate : $\{BE_1, \dots, BE_{1000}\}$. Pour calculer la Value-at-Risk au niveau de confiance α , notée $VaR_\alpha(BE)$, nous utilisons directement la distribution empirique.

On trace maintenant la fonction de répartition empirique associée à cette distribution et on la compare avec celle de la loi normale et la loi log-normale.

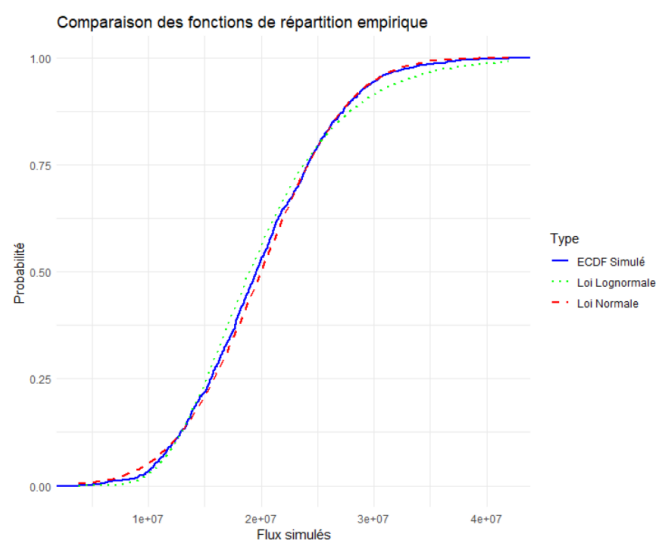


FIGURE 7.1 – Comparaison entre les fonctions de répartition empiriques

Le graphique compare la fonction de répartition empirique des flux simulés avec la distribution log-normale et la distribution normale. Il montre que la distribution normale semble mieux correspondre aux données empiriques simulées que la distribution log-normale.

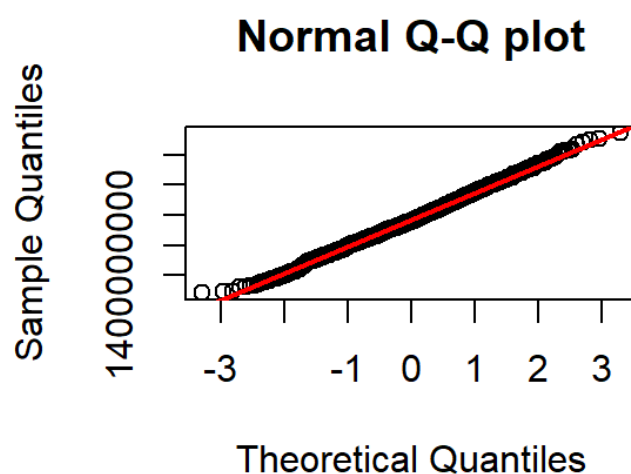


FIGURE 7.2 – Q-Q plot

Le Q-Q plot montre la distribution des quantiles par rapport aux quantiles théoriques d'une distribution normale. Les données semblent suivre assez bien la ligne droite centrale, ce qui suggère un certain degré de normalité, bien qu'il y ait des écarts notables aux extrémités.

Afin de tester la normalité, on effectue le test de Shapiro-Wilk.

shapiro-wilk normality test

```
data:  ibnr_sim
w = 0.99736, p-value = 0.1028
```

FIGURE 7.3 – Test de Shapiro-Wilk

La p-value est de 0.1028, ce qui est bien supérieur au seuil de signification communément utilisé de 0.05. Cela signifie que nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse nulle (H_0) du test de Shapiro-Wilk, qui stipule que les données suivent une distribution normale.

Les valeurs de la VaR à un niveau α , issues de la distribution du BE, sont représentées dans le tableau suivant pour des valeurs de α égales à 70%, 75%, 80%, 85%, 90%, 95% et 99%.

Il ne reste que calculer les quantiles de la loi normale et déduire le RA. Nous calculons l'ajustement pour risque comme suit :

$$RA = VaR_{\alpha\%} - BE \quad \text{et} \quad BE = 1\,764\,178\,106$$

Confiance	VaR	RA
70%	1 858 374 152	94 196 046
75%	1 886 248 050	122 069 944
80%	1 917 286 957	153 108 851
85%	1 953 466 595	189 288 489
90%	1 998 988 840	234 810 734
95%	2 066 459 665	302 281 559
99%	2 193 023 712	428 845 606

TABLE 7.1 – Value at Risk de la distribution du BE

Nous pouvons aboutir, à un niveau de confiance $\alpha = 80\%$, à un RA qui vaut :

$$RA = 153\,108\,851 \text{ MAD}$$

7.2 Application de la méthode stochastique TVaR

Confiance	TVaR	RA
70%	1 976 135 086	211 956 980
75%	1 996 396 584	232 218 478
80%	2 019 652 633	255 474 527
85%	2 047 584 875	283 406 769
90%	2 083 830 760	319 652 654
95%	2 139 435 950	375 257 844
99%	2 248 304 962	484 126 856

TABLE 7.2 – Tail Value at Risk de la distribution du BE

Nous pouvons aboutir, à un niveau de confiance $\alpha = 80\%$, à un RA qui vaut :

$$RA = 255\,474\,527 \text{ MAD}$$

On observe que le TVaR génère généralement des valeurs de RA plus élevées que la VaR pour un même niveau de confiance. Cela reflète la capacité du TVaR à capturer les pertes extrêmes, ce qui le rend potentiellement plus approprié pour les scénarios de gestion des risques où l'accent est mis sur la protection contre les pertes exceptionnelles.

7.3 La méthode déterministe : coût de capital

Cette méthode consiste à projeter le capital requis (*SCR* selon Solvabilité 2) et à appliquer le coût du capital sur le total de ce capital requis. Les formules pour calculer le SCR_t nécessitent de connaître les volumes de primes et de réserves à t .

Étant donné que le contrat étudié est considéré comme profitables, seul un RA_{LIC} sera calculé, et le volume de primes est nul. En effet, cette partie du passif concerne uniquement les sinistres déjà survenus.

Le volume de réserve pour chaque groupe de contrats correspond ici à la somme des réserves *LIC* :

$$V = V_{\text{res}}$$

Le **SCR LIC** vaut alors :

$$\text{SCR}_t = 3 \times \sigma \times V$$

avec

$$\sigma = 10\%$$

En utilisant cette méthode, l'ajustement pour risque calculé avec un coût du capital de 6%, est d'une valeur de :

$$\text{RA} = 459\,148\,591 \text{ MAD}$$

7.4 Synthèse

On note que le choix entre la VaR, le TVaR et la méthode du coût du capital dépend des préférences de l'assureur en matière de gestion des risques et des caractéristiques spécifiques du portefeuille. L'utilisation de l'une ou l'autre mesure peut avoir des implications différentes sur le compte du résultat.

8 Provisions pour primes non acquises

L'évaluation du passif lié à la couverture restante (LRC) des contrats dans le cadre du modèle général est simplifiée en répartissant les primes sur la période de couverture en fonction du temps écoulé ou en proportion des avantages escomptés. Pour ce faire, les trois composantes du passif (la meilleure estimation, l'ajustement pour le risque et la marge sur services

contractuels) sont regroupées en une seule provision , qui est la provision pour primes non acquises (PPNA).

Pour l'exercice 2024, notre PPNA pour la branche tourisme corporel est donnée par :

$$\text{PPNA} = 517\,648\,583$$

9 Le compte de résultat sous le modèle PAA

Afin d'illustrer la méthodologie de l'évaluation du passif d'assurance lié au portefeuille, nous réalisons la valorisation du passif successivement au 31 Décembre des années 2023 et 2024 pour montrer la transition. Pour cela, nous considérons les triangles dans leur vision comptable 2023 et 2024.

9.1 Analyse des mouvements du Best Estimate

À la fin de l'année, le Best Estimate (BE) est augmenté par les nouvelles affaires et la réévaluation du BE initial, tout en étant diminué par les prestations effectuées au cours de l'année. Par ailleurs, il est impacté par les modifications des hypothèses financières et non financières, ainsi que par les variations de la courbe d'actualisation.

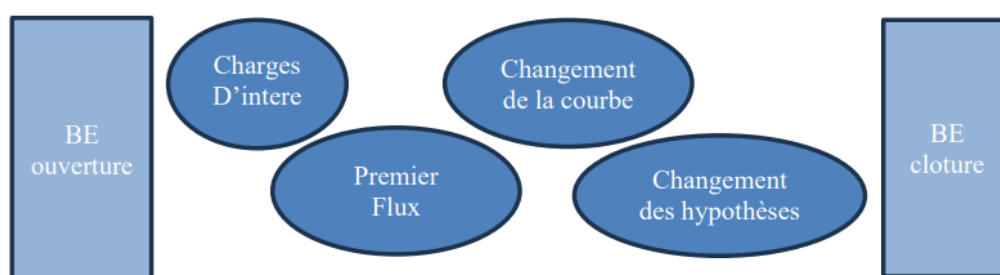


FIGURE 9.1 – Variation de BE

Le BE est projeté conformément à la formulation suivante :

$$BE_{N+1} = BE_N + \text{Changement de courbe}_N - \text{Changement des hypothèses}_N + \text{Charge d'intérêt}_N - \text{Premier Flux}_N$$

Avec :

- BE_{N+1} : BE clôture;
- BE_N : BE ouverture;
- Charge d'intérêt $_N = BE_N \times \text{taux actualisation}_N$.

BE		Montants
BE Ouverture		1 723 017 585
	Passage du temps	44 387 606
	Retrait des flux de l'année en cours	- 415 346 728
	Changement d'hypothèse technique	- 144 397 676
	Changement de courbe de taux	11 989 175
BE Clôture		1 219 649 962

TABLE 9.1 – Mouvement du Best Estimate (BE)

- **Passage temps** : Aussi appelé effet de décalage ou “unwind”, ce montant de 44 387 606 correspond à la charge de désactualisation des provisions.
- **Retrait des flux de l’année en cours** : Ce montant négatif de - 415 346 728 consiste à retirer les cash-flows payés, estimés par les modèles de la période précédente.
- **Changement d’hypothèses techniques** : Ce montant de -144 397 676 résulte de la mise à jour des hypothèses du modèle.
- **Changement de la courbe de taux** : Ce montant positif de 11 989 175 est dû à la mise à jour de la courbe des taux, passant de la courbe des taux de la période n à celle de $n + 1$.

9.2 Analyse des mouvements du RA

Les ajustements de risque (RA) à une date ultérieure seront capitalisés pour intégrer la valeur temporelle de l’argent. Ensuite, ces ajustements seront réévalués afin de tenir compte de l’incertitude propre à l’assureur. Enfin, ils seront amortis via le compte de résultats, conformément aux principes comptables en vigueur.

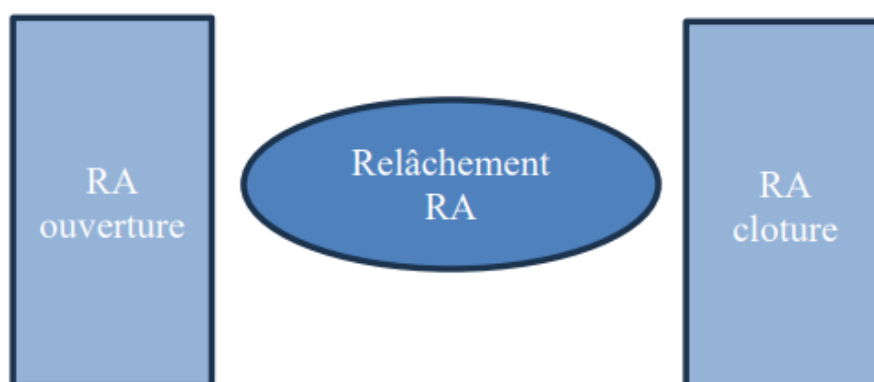


FIGURE 9.2 – Analyse des variations impactant le RA

Le RA est calculé selon la formule suivante :

$$RA_{N+1} = RA_N - \text{Relâchement}_N$$

Avec :

— Relâchement_N : Amortissement de RA entre N et $N + 1$.

RA	Montants
RA Ouverture	168 762 319
Variation RA	- 15 653 468
RA Clôture	153 108 851

TABLE 9.2 – Mouvement d’Ajustement (RA)

9.3 Le compte de résultat sous le modèle PAA

Sous le modèle PAA, le compte de résultat est divisé, comme le compte de résultat sous le modèle BBA, entre le **résultat d’assurance** (différence entre le revenu d’assurance et les charges d’assurance), et le **résultat financier** (différence entre les revenus financiers et les charges financières).

Compte de résultat IFRS 17	2024
(A) Revenus	
Primes acquises	1 916 385 351
(B) Charges	922 482 564
Coût des sinistres (paiements + variation LIC)	
Frais d'acquisition	
Frais généraux	
(C) Résultats du service = A - B	1 093 902 787
(D) Résultat financier	
Désactualisation lic BE	-44 387 606
Désactualisation lic RA	-15 653 468
Changement de la courbe de taux	13 989 175
Résultat financier net	-46 051 899
Résultat avant impôt = C + D	947 850 888

TABLE 9.3 – Compte de résultat IFRS 17 - Année 2024

- **(A) Revenus** : Il s'agit des revenus générés au cours de l'année 2024, associés au groupe. En d'autres termes, il s'agit de la prime acquise par Sanlam Maroc. Dans ce cas, elle s'élève à 1 916 385 351 MAD.
- **(B) Charges** : La norme IFRS 17 apporte une nouveauté majeure au compte de résultat en introduisant une vision détaillée des charges. Le total des charges est de 922 482 564 MAD.
- **(D) Résultat financier** : Il prend en compte la désactualisation des flux futurs et du RA.

Chapitre V : Automatisation du calcul IFRS 17

1 R Shiny :

Dans l'optique de rendre l'étude réalisée plus visuelle, et plus accessible, une application R shiny pourrait être utile. En effet, celle ci pourrait permettre à son utilisateur de constituer une provision pour un sinistre donné et une méthode choisie en ayant toujours une comparaison entre modèles. Cela sous-entendrait qu'une base de données de l'entité qui utilise l'application serait téléchargée et mise à jour.

2 Interface de l'application :

Il convient de souligner que cet interface a été conçue pour automatiser les calculs des *best estimates* et des *risk adjustments* conformément aux normes IFRS 17, tout en offrant une interface intuitive, fluide et réactive.

Sanlam | Maroc

Vivez en toute confiance

IFRS17-SANLAM

Importation des données

LIC LRC

Importation des données LIC LRC

Lecture des données

Importer la base des sinistres (.xlsx)

Browse... No file selected

Importer la base des primes (.xlsx)

Browse... No file selected

Importer la courbe d'actualisation (.xlsx)

Browse... No file selected

FIGURE 2.1 – L'interface de l'application

Pour calculer la BE en utilisant des méthodes , trois options sont disponibles : Chain Ladder, Mack, et bootstrap. Après avoir glissé ou inséré le fichier contenant les paiements/charges, il suffit de choisir l'une de ces méthodes .

IFRS17-SANLAM

Importation des données

LIC LRC

Importation des données LIC LRC

BE RA Synthèse

Triangle

Reconstitution du triangle

Sélectionner une branche

Tourisme Corporel

Méthode de projection des triangles

Mack

Afficher charges projetées

FIGURE 2.2 – Calcul BE

Voilà un exemple de sortie pour le calcul de triangle de charge projeté avec la méthode de

Chain ladder. Par la suite si vous souhaitez télécharger les BE pour chaque année ainsi que le total, cliquez simplement sur "Télécharger les résultats".

Projection Chain Ladder							
	0	1	2	3	4	5	6
1	136579721.55	198283753.85	191112101.64	192882540.86	195902604.38	203384667.07	224067864.14
2	115063946.65	195097686.21	204458750.00	193564785.65	200394259.84	233949342.31	217884416.18
3	108457593.19	202868146.99	204405852.84	209559221.84	255993833.86	234231982.13	222003285.05
4	125146875.00	210086448.38	227960369.11	272207103.14	268599540.94	249328716.09	243329348.31
5	112753998.40	220508510.80	269624250.94	272695064.69	277506141.24	257650391.56	225701048.69
6	119091854.90	236908362.90	256434043.95	264455911.86	263349480.61	209564890.57	208555585.15
7	204884875.00	310462094.42	302614401.32	307553261.19	259424964.80	244856199.74	242471404.88
8	215965794.50	312271798.92	349764062.96	297040095.75	295465329.62	288480632.41	285317585.79
9	259870846.74	375341201.83	334815072.28	337001734.10	349342177.65	348653621.74	348546500.16
10	184330743.57	302818684.17	311620817.99	345794140.46	361213218.05	369177796.40	373040699.08
11	164778934.98	280140011.92	306492729.44	340117020.44	361056253.15	361834112.71	372951161.86
12	122152457.33	289179939.09	305675375.36	328348730.62	343673062.78	355954679.41	356988114.28
13	158586763.25	309839378.97	310065245.92	348321138.35	376811257.46	373898662.55	369242494.20

FIGURE 2.3 – Exemple de sortie pour le calcul du triangle projeté par la méthode Chain Ladder

Pour estimer l'ajustement pour risque, nous proposons deux approches stochastiques, reposant sur la méthode du bootstrap.

Importation des données

LIC LRC

Importation **BE** RA Synthèse

Calcul RA par quantile (Bootstrap Chain Ladder)

Niveau_Confiance	VaR	TVaR	RA_VaR	RA_TVaR
0.70	1884858171.10	2663237247.02	161840586.10	940219662.02
0.75	1938920360.91	2813535091.08	215902775.91	1090517506.08
0.80	1984262560.58	3025902255.89	261244975.58	1302884670.89
0.85	2049078915.11	3360599168.61	326061330.11	1637581583.61
0.90	2141713633.31	3995477877.38	418696048.31	2272460292.38
0.95	2252073003.95	5803268475.83	529055418.95	4080250890.83
0.99	2610789873.72	19443585707.43	887772288.72	17720568122.43

FIGURE 2.4 – Calcul RA

L'interface ci-après présente une synthèse des calculs du Best Estimate (BE) selon différentes méthodes et du Résultat d'Ajustement (RA) .

IFRS17 - SANLAM

Importation des données

LIC LRC

Importation BE RA Synthèse

Résultats BE :

Méthode	BE	BE actualisé	Effet actualisation
Chain Ladder	1685915459	1530495306	155420153
Chain Ladder ajusté	1527346693	1385959972	141386721
MACK	1685915459	1956326411	160589632
Bootstrap	1723017585	1564022517	158995068

Résultat RA :

Méthode	RA
VaR 80%	153108851
TVaR 80%	255474527

FIGURE 2.5 – Synthèse de calcul

Conclusion générale

Dans cette étude, nous avons traité de la mise en œuvre de la norme IFRS 17. Ce rapport nous a permis d'approfondir notre compréhension des principes et des directives de cette norme, ainsi que de leur application pratique au portefeuille de Sanlam Maroc.

À travers une démarche rigoureuse, nous avons exploré les fondements théoriques de la norme, ses exigences méthodologiques, ainsi que ses implications sur le calcul des provisions techniques, l'ajustement pour risque, et les méthodes de transition et d'évaluation des engagements.

Nous avons ensuite analysé le calcul des réserves techniques, l'estimation des flux de trésorerie futurs, l'ajustement pour risque, l'analyse des mouvements et la construction de la courbe des taux.

Après avoir explicité les hypothèses de travail, nous avons construit la courbe de taux sans risque, puis appliqué les méthodes de projection présentées dans la partie théorique afin de déterminer les deux provisions essentielles dans l'approche PAA : la LRC (Liability for Remaining Coverage) et la LIC (Liability for Incurred Claims), le tout à travers une interface réactive et dynamique développée avec RShiny.

En conclusion, ce rapport nous a permis d'approfondir notre compréhension de la norme IFRS 17 et de son application dans le domaine de l'assurance non-vie. Nous avons constaté que sa mise en œuvre représente un défi majeur pour les entreprises du secteur, nécessitant

Interface de l'application :

une gestion rigoureuse des données, une estimation précise des provisions, ainsi qu'une adaptation des processus comptables afin d'éviter toute dégradation des résultats.

Bibliographie

- [1] IASB, *IFRS 17 Insurance Contracts*, 2020.
- [2] IASB, *IFRS Standards Illustrative Examples*, 2017.
- [3] Bailly R. and Gemin N., *IFRS 17 : interprétation de la norme, premiers résultats et leviers de pilotage pour un portefeuille dommages*, IRM, EY, 2019.
- [4] Le Goff M., *Impacts méthodologiques de la norme IFRS 17 sur le provisionnement en assurance non-vie*, ISFA, Addactis Software, 2019.
- [5] Pougeon J., *Ajustement pour risque sous IFRS 17 : impact des méthodes de calculs sur un portefeuille non-vie*, ISFA, 2019.
- [6] Ray P., *L'impact sur le résultat IFRS 17 d'un assureur automobile du choix du modèle comptable PAA ou BBA au travers des indicateurs de performance et de volatilité*, Université Paris-Dauphine, Fixage, 2020.
- [7] Addactis, *Le Risk Adjustment sous IFRS 17 : Principes et enjeux opérationnels*, Les Papiers d'ACTUARIS, 2019.

Pages Web :

[8] <https://www.actuarialab.net>

[9] <https://www.institutdesactuaires.com>

[10] <https://www.ressources-actuarielles.net>

[11] <https://www.acaps.ma>