

Mémoire d'actuariat

*La variabilité de l'ajustement pour risque
relatif aux sinistres survenus sous
IFRS17 pour un portefeuille automobile*

Ava AMAR

Novembre 2023

Table des matières

| | |
|--|-----------|
| Résumé | 3 |
| Abstract | 5 |
| Remerciements | 7 |
| Note de synthèse | 9 |
| Synthesis note | 17 |
| Table des figures | 25 |
| Liste des tableaux | 27 |
| Introduction | 29 |
| 1 Présentation de la norme IFRS17 en Assurance Non-Vie | 31 |
| 1.1 IFRS17 aussi appelée "IFRS4 Phase 2" | 31 |
| 1.2 La maille IFRS17 et la notion de profitabilité | 32 |
| 1.3 Le modèle comptable général | 33 |
| 1.4 Le modèle d'évaluation VFA | 35 |
| 1.5 Le modèle comptable PAA | 35 |
| 1.5.1 Présentation du modèle | 35 |
| 1.5.2 Evolution du passif | 36 |
| 1.5.3 Le compte de résultat | 39 |
| 1.5.4 Test d'éligibilité | 40 |
| 1.6 Focus sur l'ajustement pour risque | 41 |
| 1.6.1 Définition et périmètre de risques associé | 41 |
| 1.6.2 Enjeux | 42 |
| 1.6.3 Comparatif entre l'ajustement pour risque et la marge de risque | 42 |
| 1.6.4 Méthode quantile (VaR) | 43 |
| 1.6.5 Méthode de la <i>Tail Value at Risk</i> (TVaR) | 44 |
| 1.6.6 Méthode <i>Cost Of Capital</i> | 45 |
| 2 Modélisation de l'ajustement pour risque | 47 |
| 2.1 Le provisionnement en assurance Non-Vie : les méthodes déterministes | 48 |
| 2.1.1 La méthode Chain-Ladder | 48 |
| 2.1.2 La méthode du Nombre * Coût Moyen | 50 |
| 2.1.3 La méthode additive | 51 |
| 2.2 Détermination du risque de provisionnement à l'ultime | 53 |
| 2.2.1 Modèle de Mack | 53 |
| 2.2.2 Bootstrap Mack | 55 |
| 2.2.3 Détermination de la distribution des réserves | 57 |
| 2.3 Détermination du risque de provisionnement à un an | 58 |
| 2.3.1 Modèle de Merz & Wüthrich | 58 |

| | | |
|----------|---|------------|
| 2.3.2 | Utilisation de la volatilité Solvabilité II | 62 |
| 2.3.3 | Calcul du RA avec une volatilité à un an | 63 |
| 3 | Calcul de l'ajustement pour risques non financiers sur un portefeuille réel et <i>scenario testing</i> | 65 |
| 3.1 | Présentation des données sélectionnées | 66 |
| 3.1.1 | La branche dommages automobile | 68 |
| 3.1.2 | La branche Responsabilité Civile automobile corporelle | 68 |
| 3.2 | Scénario central | 69 |
| 3.2.1 | Provisionnement | 69 |
| 3.2.1.1 | Vérification des hypothèses de Chain Ladder | 69 |
| 3.2.1.2 | Résultats | 72 |
| 3.2.2 | Détermination de la distribution des réserves | 74 |
| 3.2.3 | Application des différentes méthodes de calcul de l'incertitude des réserves | 79 |
| 3.2.3.1 | Vérifications des hypothèses | 79 |
| 3.2.3.2 | Résultats pour la branche dommages auto | 80 |
| 3.2.3.3 | Résultats pour la branche RC auto corporelle | 82 |
| 3.2.4 | Actualisation | 83 |
| 3.2.5 | Choix du niveau de quantile | 83 |
| 3.2.6 | Résultats de l'ajustement pour risques non financiers | 86 |
| 3.2.7 | Quantile équivalent | 87 |
| 3.3 | Évolution du calibrage de la volatilité dans le temps | 89 |
| 3.3.1 | Fréquence de recalibrage : 2 ans | 90 |
| 3.3.1.1 | 1 ^{ère} méthode : moyenne des coefficients de variation | 90 |
| 3.3.1.2 | 2 ^{ème} méthode : utilisation de la volatilité 2020 | 91 |
| 3.3.1.3 | 3 ^{ème} méthode : moyenne des taux de RA/PVFCF | 92 |
| 3.3.2 | Fréquence de recalibrage : 5 ans | 93 |
| 3.4 | Évènements exceptionnels | 96 |
| 3.4.1 | Scénario 1 : année avec une forte sinistralité | 96 |
| 3.4.2 | Scénario 2 : année avec une faible sinistralité | 99 |
| 3.4.3 | Scénario 3 : Inflation | 101 |
| | Conclusion | 109 |
| | Annexes | 113 |
| | Bibliographie | 117 |

Résumé

La norme IFRS17, applicable par les organismes d'assurance depuis 2023, est une norme comptable venant remplacer la norme IFRS4.

Elle concerne les assureurs ayant de la dette cotée et a pour objectif une meilleure transparence et une harmonisation de leurs états financiers. La norme ne définit pas de méthode de calcul des composantes du *reporting* financier, comme par exemple l'ajustement pour risque (en anglais *Risk Adjustment*).

Le RA est la compensation qu'une entité requerrait pour porter l'incertitude des flux futurs de trésorerie due aux risques non financiers. Cette incertitude concerne le montant et le calendrier des flux en question. Il est néanmoins nécessaire de publier "le niveau de confiance utilisé dans la détermination de l'ajustement au titre du risque non financier" [8]. Il existe plusieurs méthodes de calcul du RA appliquées sur le marché, dont celle du quantile et celle du Coût du Capital.

L'objectif de ce mémoire est d'étudier les facteurs de variabilité de l'ajustement pour risque relatif aux sinistres survenus. Une entité a pour but d'obtenir un RA s'adaptant au risque sous-jacent et représentatif de sa tolérance au risque grâce à son niveau de quantile.

Le RA relatif aux sinistres survenus peut varier en fonction de sa méthode de calcul, de la mesure de risque appliquée, de son niveau de quantile mais également en fonction du temps et de la distribution des réserves.

Nous fixons un scénario central avec un montant de RA, ensuite nous ferons varier les paramètres de détermination du RA et les méthodes de calcul de la volatilité utilisées. Enfin, nous définissons des scénarios exceptionnels pour considérer les évolutions du RA en fonction de l'impact des chocs appliqués sur les réserves et la volatilité.

Mots clés : IFRS17, *Risk Adjustment*, Assurance non vie, Mack, Merz & Wüthrich, Bootstrap, *Value at Risk*, Méthode quantile, LIC (*Liability for Incurred Claims*).

Abstract

IFRS17, applicable to insurance companies from 2023, is an accounting standard that replaces IFRS4.

It applies to insurers with listed debt, and aims to improve transparency and harmonize their financial statements. The standard does not define methods for calculating the components of financial reporting, such as risk adjustment (RA).

RA is the compensation that an entity would require to bear the uncertainty of future cash flows due to non-financial risks. This uncertainty concerns the amount and timing of the cash flows in question. It is nevertheless necessary to disclose "the level of confidence used in determining the non-financial risk adjustment"[8]. There are several methods of calculating the RA applied on the market, including the quantile method and the Cost of Capital method.

The aim of this thesis is to study the factors of variability in risk adjustment. The aim of an entity is to obtain a RA that adapts to the underlying risk and is representative of its risk tolerance, thanks to its quantile level.

The RA may vary according to its calculation method, the risk measure applied, its quantile level, but also as a function of time and the distribution of reserves.

We set a central scenario with a RA amount, and vary the parameters for determining the RA and the volatility calculation methods used. Finally, we define exceptional scenarios to consider changes in RA as a function of the impact of applied shocks on reserves and volatility.

Key words : IFRS17, *Risk Adjustment*, P&C Insurance, Mack, Merz & Wüthrich, Bootstrap, *Value at Risk*, Percentile method.

Remerciements

Je souhaite tout d'abord adresser mes remerciements à Jean-Guillaume ZANOTTI, pour m'avoir proposé ce sujet de mémoire et guidé dans sa rédaction. Merci également à Charlotte CHOQUET pour son expertise et ses contributions enrichissantes, qui m'ont permis de donner une dimension pratique à mon mémoire. Je remercie tout particulièrement Camille VIEAU pour son investissement et sa disponibilité tout au long des travaux relatifs à mon mémoire. Elle a su m'accompagner avec pédagogie, bienveillance et professionnalisme pendant cette année d'alternance. Merci à Axel CHARTREL pour ses relectures et ses remarques avisées, ainsi que tous mes collègues de la BU Actuariat chez KPMG pour leur accueil chaleureux.

J'adresse mes remerciements à mon tuteur pédagogique Areski COUSIN, professeur au DUAS, pour son accompagnement lors de la rédaction de ce mémoire.

Je tiens à également remercier ma chère famille, pour leur indéfectible soutien et leurs conseils avisés.

Note de synthèse

Depuis le 1^{er} janvier 2023 la norme IFRS17 est applicable pour les contrats d'assurance. Elle encadre les principes de comptabilisation, d'évaluation et de présentation des contrats d'assurance proposés par des assureurs ayant de la dette côtée. Cette mise en place est un défi pour beaucoup d'assureurs mais permettra une plus grande transparence et harmonisation des états financiers pour les investisseurs.

La norme propose trois modèles de comptabilisation des passifs. Nous nous concentrerons sur le modèle PAA (*Premium Allocation Approach*) utilisé pour les contrats dont la couverture est inférieure à 1 an. Ainsi, en assurance Non-Vie ce modèle est beaucoup utilisé. Un des éléments constituant ce modèle est l'ajustement pour risques non financiers (RA ou *Risk Adjustment*). Il représente la compensation requise par un assureur pour supporter l'incertitude, en termes de montant et de calendrier, des flux de trésorerie futurs résultant de l'exposition des contrats aux risques non financiers. Dans ce contexte, la problématique de ce mémoire s'inscrit ainsi : quels sont les facteurs de variabilité de l'ajustement pour risques non financiers relatif aux sinistres survenus dans le cadre de l'assurance Non-Vie et plus précisément pour un portefeuille automobile ? Nous pourrions nous interroger sur ce que représente pour une entité une variation du RA et son moteur.

Présentation de l'ajustement pour risque et ses méthodes de calcul

Le RA constitue un élément structurant du résultat IFRS17 car la détermination des profits futurs est impactée par le calcul de l'ajustement pour risque. Le RA représente un chargement de sécurité ajusté au profil de risque de l'entité. Il peut être calculé selon plusieurs méthodes :

- **Méthode Coût du Capital** : utilisée pour calculer la marge pour risque sous Solvabilité II ;
- **Méthode Quantile** : permet d'obtenir le RA (*Risk Adjustment*) grâce à la différence entre la $VaR_\alpha(X)$ (au quantile désiré de la distribution des réserves) et les PVFCF (*Present Value of Future Cash Flows*).

La méthode utilisée par la suite sera la méthode quantile car c'est une des méthodes les plus répandues sur le marché.

Paramétrage du RA

Il existe plusieurs paramètres qu'une entité peut calibrer, en fonction du risque sous-jacent ou encore de son aversion au risque, pour le calcul du RA. Nous pouvons retrouver notamment :

- **Méthode de calcul du RA** : capitaliser sur les travaux Solvabilité II avec la méthode du Coût du Capital ou opter pour la méthode quantile grâce à la facilité de sa mise en place ;
- **Provisionnement** : quelle méthode de provisionnement utiliser pour obtenir ses provisions ;
- **Détermination d'une distribution des réserves** : le choix de la méthode ou de la loi utilisée pour déterminer une distribution des réserves est central ;
- **Choix du niveau de quantile** : le niveau de quantile reflète la tolérance au risque de l'entité et est essentiel dans la communication financière de l'entité ;
- **Fréquence de calibrage de la volatilité** : calibrage de la volatilité sur un an ou plus ;
- **Méthode de calcul de l'incertitude des réserves** : possibilité de choisir entre une méthode à l'ultime ou à un an. Sachant que la norme exige une vision des calculs à l'ultime.

Application : scénario central

1. Définition des paramètres

Le cadre de cette étude permet de mettre en application les principes et méthodologies proposés précédemment, sur des données réelles. Le RA est séparément calculé pour deux branches : les dommages automobiles et la responsabilité civile automobile corporelle. Ce sont deux branches à développement différent respectivement, court (1-2 ans) et long (8 ans et plus). Chaque branche est composée de différents types de sinistres, divisés en strates, en fonction du montant (récurrents et graves).

Pour cela, il est nécessaire de déterminer les provisions à une maille assez fine (type de sinistre) pour obtenir une réserve reflétant le risque sous-jacent. Plusieurs méthodes déterministes sont utilisées dans cette étude mais la méthode de Chain-Ladder est majoritairement utilisée et ses hypothèses sont valides pour le jeu de données. Les réserves obtenues après actualisation sont les suivantes :

| | Récurrents | Graves |
|----------------------|------------|-------------|
| Dommages auto | 58 645 527 | 25 778 297 |
| RC auto | 71 167 967 | 764 030 312 |

TABLE 1 – Montants de PVFCF par branche et par type de sinistre

Les réserves sont globalement plus importantes pour la RC auto. Les prestations pour les sinistres de cette branche sont bien plus importantes que pour la garantie dommages auto. Les analyses seront différentes en fonction de la nature de la branche.

Une fois les réserves calculées, une distribution des réserves peut être déterminée, en fixant une hypothèse sur la loi ou en utilisant la méthode Bootstrap. La loi log-normale est retenue car plus prudente et souvent utilisée sur le marché.

Il est ensuite possible dans le scénario central d'appliquer les différentes méthodes de calcul de l'incertitude des réserves à l'ultime et à un an. Les méthodes de calcul de l'incertitude des réserves à l'ultime sont :

- la méthode Bootstrap ;
- la méthode de Mack.

Les méthodes de calcul de l'incertitude des réserves à un an sont :

- le modèle de Merz et Wüthrich ;
- l'utilisation de la volatilité Solvabilité II (prescrite dans le Règlement Délégué [18]).

Il en résulte que les méthodes Bootstrap et de Mack fournissent des résultats assez proches. Ensuite, les résultats de la méthode Solvabilité II dépendent beaucoup du volume des réserves car c'est une proportion de ces dernières. La méthode Mertz et Wüthrich (M&W) propose en général des CoV_{ult} (coefficient de variation à l'ultime) élevés à cause de l'impact de la duration.

Le niveau de quantile doit être choisi avec précaution. Il dépend de la tolérance au risque de l'entité, de la connaissance de ses facteurs de risque ou encore de sa stratégie de transition. Le niveau de quantile choisi en fonction des éléments cités précédemment, est pour l'entité dont les données sont issues, de 85%.

Il est possible de modifier la fréquence de recalibrage de la volatilité dans le temps pour le calcul du RA. Cette notion sera abordée dans le paragraphe Méthodes de recalibrage.

2. Analyse des premiers résultats

Tous les paramètres de calcul du RA ont été définis et les provisions actualisées, il est possible de présenter les résultats suivants :

| Branche | Sinistres | Méthode | Montant de PVFCF | Montant de RA | Taux de RA/PVFCF | CoV |
|--------------------|-----------|-----------|------------------|---------------|------------------|-------|
| Dommages auto | Récurents | Mack | 58 645 527 | 6 536 069 | 11,1% | 10,8% |
| | | M&W | | 9 171 842 | 15,6% | 13,0% |
| | | S2 | | 8 937 393 | 15,2% | 12,6% |
| | Graves | Mack | 25 778 297 | 8 781 146 | 34,1% | 32,9% |
| | | M&W | | 9 341 779 | 36,2% | 30,0% |
| | | S2 | | 3 928 531 | 15,2% | 12,6% |
| RC auto corporelle | Récurents | Mack | 71 167 967 | 8 943 355 | 12,6% | 12,1% |
| | | Bootstrap | | 8 837 159 | 12,4% | 10,7% |
| | | M&W | | 26 834 198 | 37,7% | 31,2% |
| | | S2 | | 20 053 971 | 28,2% | 26,3% |
| | Graves | Mack | 764 030 312 | 104 819 114 | 13,7% | 13,2% |
| | | Bootstrap | | 105 418 599 | 13,8% | 12,6% |
| | | M&W | | 170 095 511 | 22,3% | 18,4% |
| | | S2 | | 215 291 262 | 28,2% | 26,3% |

FIGURE 2 – Ajustement pour risque - scénario central.

Nous utilisons les métriques d'analyse suivantes :

- le coefficient de variation définit ci-dessous :

$$CoV = \frac{Ecart - type}{Réserves} \quad (1)$$

- le taux de RA/PVFCF.

Entre la méthode Bootstrap et Mack, le taux de RA/PVFCF le plus faible est généralement celui obtenu par la méthode Bootstrap. Entre la méthode de M&W et celle de Solvabilité II, les CoV_{ult} calculés avec M&W sont souvent les plus élevés. Il est possible de fixer un CoV comme celui de Solvabilité II, standard, permettant d'avoir un RA stable dans le temps si les PVFCF sont stables.

3. Calcul du quantile équivalent

D'après la norme il faut publier un RA au niveau entité, distinct de la PVFCF ainsi que le niveau de quantile représentant l'aversion au risque de l'entité. Ainsi, le RA calculé par branche doit ensuite être agrégé au niveau entité. Il est nécessaire de publier un niveau de quantile toujours au niveau entité. Il existe plusieurs méthodes d'agrégation. La plus simple étant de sommer toutes les données des triangles, de retrouver le niveau de réserves et l'écart-type de la distribution des données agrégées. En parallèle, il est nécessaire de sommer les ajustements pour risque par branche puis de déterminer le quantile correspondant à la somme des RA dans cette nouvelle distribution. Ce quantile sera le quantile équivalent de l'entité. Avec cette méthode le quantile équivalent obtenu est de 91,87%. De prime abord cela paraît assez élevé, sachant que le quantile utilisé pour le RA par branche est de 85%. Sauf que la volatilité calculée sur le triangle des données agrégées est assez faible à cause d'une mutualisation des risques diminuant la volatilité globale, requérant ainsi un niveau de quantile plus élevé pour retrouver la somme des RA par branche. Une autre possibilité est d'appliquer de la diversification. Dans le cadre de ce mémoire, il est envisageable d'utiliser les coefficients de corrélation entre lignes d'activités proposés par Solvabilité II pour obtenir un RA diversifié. La diversification permet d'obtenir un quantile équivalent inférieur. En effet, ce dernier s'élève à environ 85% après diversification. La diversification joue un rôle dans la variabilité du RA (nous ne rentrerons pas dans les détails de cette notion et de son utilisation).

4. Analyse de l'évolution du RA dans le temps

Il est intéressant de voir l'évolution du RA dans le temps. La méthode de calcul du RA est figée mais le RA peut évoluer dans le temps.

Dans un premier temps, les réserves ont évolué de la façon suivante entre 2020 et 2021 :

| | Récurrents | Graves |
|----------------------|------------|--------|
| Dommages auto | +16,5% | +4,5% |
| RC auto | -13,8% | -16,3% |

TABLE 2 – Evolution des réserves obtenues pour les deux branches étudiées entre 2020 et 2021.

L'effet Covid est à prendre en compte en 2020 pour la branche dommage auto car il y a eu une baisse des sinistres due au confinement et reprise en 2021. Par contre, pour la branche RC auto, la diminution des réserves est principalement au niveau des sinistres graves. Elle est due à l'évolution des coûts moyens retenus qui ont diminué entre 2020 et 2021.

Le RA a augmenté en 2021 pour tous les types de sinistres pour la branche dommages auto. A l'inverse pour la RC Corporelle, le taux de RA/PVFCF augmente de 1-2% pour les sinistres récurrents mais diminuent légèrement pour les sinistres graves. Après observations des résultats, la méthode de Mack est une méthode très sensible aux évolutions de la volatilité des réserves. La méthode de Merz et Wüthrich est sensible aux évolutions des réserves mais aussi de la volatilité. La méthode Solvabilité II reproduit exactement les mouvements des réserves d'une année à l'autre car l'écart-type de cette méthode est proportionnel à la PVFCF. La méthode Bootstrap produit des résultats proches de la méthode de Mack.

Scénarios alternatifs

Des scénarios exceptionnels ont été mis en place pour observer les impacts sur l'ajustement pour risque pour les branches dommages auto et RC auto. Pour les trois scénarios, l'hypothèse de portefeuilles équivalents à ceux du scénario central est posée :

1. **Année avec une forte sinistralité** : il s'agit d'appliquer une sinistralité plus importante que dans le scénario central. Pour cela, la dernière diagonale des triangles de règlements incrémentaux de l'année 2021 va être choquée de +25%.
2. **Année avec une faible sinistralité** : le scénario est symétrique au premier. Un choc de -25% sera appliqué sur la dernière diagonale des triangles de règlements du scénario central.
3. **Inflation** : application de surinflation sur les triangles de règlements et de charge du scénario central.

Suite à l'application des scénarios symétriques, une asymétrie des résultats est observée au niveau du RA spécifiquement. En effet, pour la branche dommages auto, grâce aux propriétés de la loi log-normale lorsque la moyenne des réserves du premier scénario est supérieure à celle du deuxième scénario mais que l'écart-type reste constant, la probabilité d'avoir des valeurs extrêmes est plus petite dans le premier scénario que dans le deuxième scénario. Ainsi, le RA sera plus important pour le deuxième scénario car la queue de distribution de ses réserves contiendra plus de valeurs extrêmes, capturées par le niveau de quantile du RA. Ce phénomène est moins important pour la branche RC auto car le choc appliqué n'est pas assez important par rapport à la nature de la branche et d'une liquidation des sinistres plus lente. Nous pouvons voir les résultats dans le tableau ci-dessous :

| Branche | Sinistres | Méthode | Taux de RA/PVFCF | | |
|---------------|-----------|---------|------------------|--------------------|--------------------|
| | | | 2021 | 2021 Scénario 1 | 2021 Scénario 2 |
| Dommages auto | Récurents | Mack | 10% | 10% | 14% |
| | | M&W | 15% | 14% | 21% |
| | | S2 | 15% | 15% | 15% |
| | Larges | Mack | 27% | 34% | 35% |
| | | M&W | 29% | 36% | 37% |
| | | S2 | 12% | 15% | 15% |
| RC auto | Récurents | Mack | 13% | 13% | 13% |
| | | M&W | 38% | 38% | 39% |
| | | S2 | 28% | 28% | 28% |
| | Larges | Mack | 14% | 14% | 14% |
| | | M&W | 22% | 23% | 22% |
| | | S2 | 28% | 28% | 28% |

FIGURE 3 – Taux de RA/PVFCF - scénarios 1 et 2.

Le CoV obtenu avec la méthode de M&W est trois fois supérieur à celui de Mack. Cette variabilité est explicable grâce à deux facteurs. Tout d'abord le CoV calculé avec la méthode de M&W tient compte seulement de l'erreur de processus et d'estimation de la dernière diagonale quand celui de Mack tient compte de tout l'historique. Ainsi, lorsqu'un choc est appliqué sur la dernière diagonale, la méthode de M&W surestime la volatilité. Le deuxième facteur est que la durée pour les deux branches est différente. Pour la RC auto elle est de 8,5 ans contre 2,5 ans pour les dommages auto. Ainsi, pour les méthodes à 1 an, l'impact de la durée aura un impact bien trop lourd pour cette branche.

Actuellement dans un contexte inflationniste, il est intéressant d'observer l'influence de la surinflation sur les triangles de règlements et de charge des branches dommages auto et RC auto, pouvant être exposées à ce risque. L'indice utilisé pour calculer l'inflation est l'IPCH (indice des prix à la consommation harmonisé).

Le taux du surinflation par année obtenu est :

| Année | Taux |
|-------|------|
| 2022 | 6,4% |
| 2023 | 3,4% |
| 2024 | 1,0% |
| 2025 | 0,2% |

Ces taux seront appliqués sur les diagonales de 2022 à 2025. Les résultats sont les suivants pour le scénario inflation (colonne scénario 3) :

| Branche | Sinistres | Méthode | Taux de RA/PVFCF | | |
|---------------|-----------|---------|------------------|------|--------------------|
| | | | 2020 | 2021 | 2021 Scénario 3 |
| Dommages auto | Récurents | Mack | 12% | 13% | 14% |
| | | M&W | 35% | 38% | 23% |
| | | S2 | 28% | 28% | 28% |
| | Larges | Mack | 14% | 14% | 14% |
| | | M&W | 23% | 22% | 23% |
| | | S2 | 28% | 28% | 28% |
| RC auto | Récurents | Mack | 12% | 13% | 12% |
| | | M&W | 35% | 38% | 38% |
| | | S2 | 28% | 28% | 28% |
| | Larges | Mack | 14% | 14% | 14% |
| | | M&W | 23% | 22% | 23% |
| | | S2 | 28% | 28% | 28% |

FIGURE 4 – Taux de RA/PVFCF par méthode et par branche pour le scénario inflation.

Par rapport au scénario central, les réserves ont augmenté de la façon suivante :

| | Récurrents | Graves |
|----------------------|------------|--------|
| Dommages auto | 5,8% | 2,4% |
| RC auto | 6,7% | 0,4% |

TABLE 3 – Evolution des réserves pour les deux branches étudiées pour le scénario inflation.

La volatilité a peu évolué dans le scénario inflation pour les deux branches. Les réserves ont augmenté pour les deux branches.

Pour lisser les évolutions dues aux scénarios présentés précédemment, il est intéressant de se tourner vers des méthodes de recalibrage de la volatilité dans le temps.

Méthodes de recalibrage

Il est possible de modifier la fréquence de recalibrage de la volatilité. Les méthodes de recalibrage proposées ici sont appliquées sur 2 ans mais la durée d'application est au choix de l'entité. L'application des méthodes sur 2 ans est la plus adéquate pour notre étude. Les méthodes sont les suivantes :

- **1^{ère} méthode** : moyenne des coefficients de variation. Elle consiste à utiliser la moyenne des coefficients de variation (écart-type/PVFCF) de l'année $N - 1$ et de l'année N , dans le calcul du RA_N . C'est un lissage des CoV sur deux ans. Cette méthode permet de prendre en compte les variations des réserves et des CoV d'une année à l'autre. Cette méthode peut permettre d'absorber une année atypique et d'éviter de grandes variations de taux de $RA/PVFCF$ en cas d'évolution de la volatilité et/ou des réserves.
- **2^{ème} méthode** : utilisation du $CoV N$. Cette méthode consiste à utiliser le CoV_{ult} calculé pour l'année $N - 1$ dans le calcul du RA pour l'année N . Opter pour cette méthode permet d'utiliser les chiffres de l'année précédente pour la volatilité et ainsi garder une grande stabilité des taux de $RA/PVFCF$ d'une année à l'autre mais aussi d'accélérer le processus de clôture. Un risque de sous ou surestimation du RA reste présent en cas de forte évolution de la $PVFCF$ ou de la volatilité.
- **3^{ème} méthode** : moyenne des taux de $RA/PVFCF$. Le principe est de calculer la moyenne des taux de $RA/PVFCF$ des années N et $N - 1$ puis de multiplier ce terme par la $PVFCF$ de l'année N et d'obtenir le RA . Cette méthode permet de garder une bonne stabilité du taux de $RA/PVFCF$, ainsi que de prendre en compte les variations de la $PVFCF$ et de la volatilité sur 2 ans. En revanche, il existe un risque de sous ou surestimation du RA .

Les effets de ces méthodes sont visibles grâce au graphe ci-dessous par exemple pour les sinistres récurrents de la branche dommages auto :

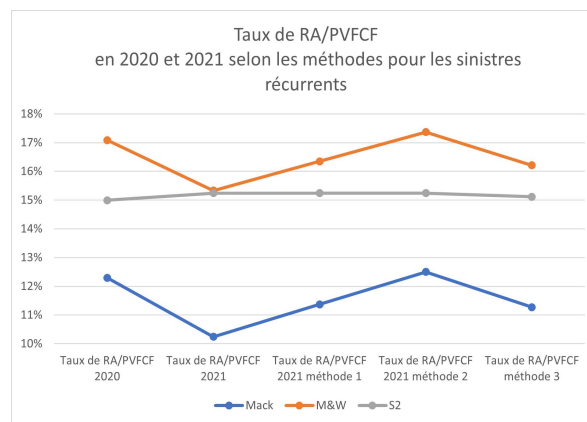


FIGURE 5 – Taux de $RA/PVFCF$ des sinistres récurrents de la branche dommages auto avec les méthodes de recalibrage

Les méthodes présentant le plus de stabilité du taux de $RA/PVFCF$ dans le temps sont la 1^{ère} et la

3^{ème}. Si l'objectif de l'entité est de lisser les évolutions de la volatilité entre les arrêtés des comptes, la méthode appropriée est la 1^{ère}. Tandis que si l'objectif est de lisser l'effet de l'évolution des réserves et de la volatilité pour le calcul du RA, il faudra se tourner vers la 3^{ème} méthode.

Après avoir testé les différentes méthodes sur les scénarios précédents, les conclusions sont les suivantes : l'un des moteurs principaux de l'augmentation du RA est le volume de réserves. Avec l'application de différents chocs, à la hausse comme à la baisse, l'évolution du RA est similaire à celle de l'évolution des réserves dans la plupart des cas. Les variations de la volatilité d'une année à l'autre peuvent avoir un impact important. Il est ainsi utile de pouvoir lisser la volatilité sur 2 à 5 ans car prendre plusieurs années d'historique permet de diminuer les effets d'une année atypique. La méthode de la moyenne des taux de RA/PVFCF sur 2 ans est une solution pour garder une stabilité d'une année à l'autre en cas d'évolutions des réserves et/ou de la volatilité. En cas d'application d'une méthode de recalibrage de la volatilité dans le temps, il faut choisir une méthode cohérente avec les données à disposition et stable dans le temps. La 3^{ème} méthode présente les avantages de considérer les évolutions des réserves mais aussi de lisser la volatilité sur 2 ans suite à un choc ponctuel ou sur plusieurs années.

Conclusion

L'objectif du mémoire était d'étudier la variabilité de l'ajustement pour risques non financiers relatif aux sinistres survenus en assurance non-vie sous IFRS17. La norme n'a pas prescrit de méthode ou de paramétrisation précise, c'est à l'appréciation de l'entité. Il existe différents paramètres qu'une entité peut faire varier en fonction de son appétence au risque et du risque associé. Ces paramètres et leur variabilité, selon le profil de risque de l'entité, ont été étudiés dans ce mémoire. Le RA a été calculé sur des données réelles (deux branches distinctes d'un portefeuille automobile), en testant ces différents paramètres. Ainsi, si l'entité préfère un coefficient de variation sensible aux évolutions de la volatilité des réserves, la méthode de Mack pourrait être une bonne approche. Le modèle de Merz et Wüthrich est utile dans le calcul de l'incertitude des provisions sur des segments avec un historique peu profond, car il capte la volatilité à un an. La volatilité Solvabilité II peut servir d'approximation dans le cas où une entité n'a pas les données nécessaires pour faire un calcul complet.

Le niveau de quantile traduit à un niveau global, l'appétence au risque d'une entité. Il est essentiel de le fixer avec précaution.

Le dernier axe abordé dans ce chapitre est la fluctuation de l'ajustement pour risque lors de scénarios extrêmes. Trois scénarios ont été mis en place : année avec une forte sinistralité, année avec une faible sinistralité et inflation. Plusieurs observations ont été faites, notamment l'impact de la loi log-normale sur le montant de RA en cas d'évolution des réserves. De plus, sur des segments aussi volatils que de la RC auto l'application la racine de la duration n'est plus adaptée pour le calcul des méthodes à 1 an. Enfin, la méthode de M&W utilise majoritairement les informations de la dernière diagonale pour proposer sa volatilité à 1 an.

Suite aux différents chocs, des évolutions des réserves et de la volatilité sont à constater et impactent le RA. Pour lisser ces effets, des méthodes de recalibrage de volatilité dans le temps ont été mises en place. Parmi elles, la méthode de la moyenne des taux de RA/PVFCF permet de garder une bonne stabilité du taux de RA/PVFCF d'une année calendaire à l'autre. Elle présente ces mêmes avantages pour un phénomène sur plusieurs années comme la surinflation.

Synthesis note

Since January 1st 2023, IFRS17 has been applicable to insurance contracts. It provides a framework for the recognition, measurement and presentation of insurance contracts offered by insurers with listed debt. This implementation will be a challenge for many insurers, but it will ensure greater transparency and harmonization of financial statements for investors.

The standard introduces three liability recognition models. We will focus on the *PAA* model (*Premium Allocation Approach*) used for contracts with less than 1 year's coverage. This model is widely used in non-life insurance. One of the components of this model is the risk adjustment. It represents the compensation required by an insurer to bear the uncertainty, in terms of amount and timing, of future cash flows resulting from contract exposure to non-financial risks. Against this backdrop, the subject of this dissertation is : what are the factors driving the variability of risk adjustment in non-life insurance ? We'll be looking at what a variation in RA represents for an entity, and what drives it.

Presentation of risk adjustment and calculation methods

The RA is a structuring element in the management of IFRS17 earnings, as the determination of future profits is impacted by the calculation of the risk adjustment. The RA represents a security charge adjusted to the entity's risk profile. It can be calculated using several methods :

- **Cost of Capital Method** : used to calculate the risk margin under Solvency II ;
- **Quantile method** : allows us to obtain the RA (*Risk Adjustment*) thanks to the difference between the $Var_{\alpha}(X)$ (at the desired quantile of the reserves distribution) and the PVFCF (Present Value of Future Cash Flows)

The method used hereafter is the quantile method, as it is one of the most widespread methods on the market.

Setting the RA

There are several parameters that an entity can calibrate, depending on the underlying risk or its risk aversion, to calculate the RA. These include :

- **Method of calculating RA** : capitalize on Solvency II work with the Cost of Capital method, or opt for the quantile method thanks to its ease of implementation ;
- **Provisioning** : which provisioning method to use to obtain its PVFCF ;
- **Determining a distribution of reserves** : the choice of method or law used to determine a distribution of reserves is central ;
- **Choice of quantile level** : the quantile level reflects the entity's risk tolerance and is essential in the entity's financial communication ;
- **Frequency of volatility calibration** : volatility calibration over one year or more ;
- **Method of calculating reserve uncertainty** : option to choose between an ultimate or one-year method. It should be noted that the standard requires a view of calculations at the ultimate.

Application : central scenario

The framework of this study enables us to apply the principles and methodologies proposed above to real data. The RA is calculated separately for two lines of business : motor vehicle damage and motor vehicle bodily injury liability. These are two lines of business with different development, respectively short (1-2 years) and long (8 years and more). Each line is made up of different types of claims, divided into strata according to amount (recurrent and severe).

To do this, it is necessary to determine the reserves at a sufficiently fine scale (type of claim) to obtain a reserve reflecting the underlying risk. Several deterministic methods are used in this study, depending on the ultimate projection. The Chain-Ladder method is used for the most part, and its assumptions are valid for the dataset. The reserves obtained are as follows :

| | Recurrents | Severes |
|--------------------------------|------------|-------------|
| Motor vehicle damage | 58,645,527 | 25,778,297 |
| Bodily injury liability | 75,976,002 | 815,647,418 |

TABLE 4 – Reserves obtained for the two branches studied

Overall, reserves are higher for motor liability. Claims payments for this line of business are much higher than for motor vehicle damage. Analyses will differ depending on the nature of the line of business.

Once the reserves have been calculated, a distribution of reserves can be determined, either by setting an assumption on the distribution or by using the Bootstrap method. The lognormal distribution is chosen as it is more conservative and is often used on the market.

In the central scenario, it is then possible to apply the various methods for calculating the uncertainty of reserves at the end of the day and at one year. As a result, the Bootstrap and Mack methods provide fairly similar results. Secondly, the results of the Solvency II method depend very much on the volume of reserves, as it is a proportion of the latter. The Mertz and Wüthrich (M&W) method generally proposes high CoV_{ult} (coefficient of variation) due to the impact of duration.

The quantile level must be chosen with care. It depends on the entity's risk tolerance, knowledge of its risk factors and transition strategy. The quantile level chosen on the basis of the above-mentioned factors is 85% for the entity from which the data are taken.

Once all the parameters for calculating the RA have been defined, we can present the following results :

| Branch | Type of claims | Method | Amount of reserves | Amount of RA | CoV | RA/BE rate |
|-------------------------|----------------|-----------|--------------------|--------------|-------|------------|
| Motor vehicle damage | Recurrents | Mack | 58 645 527 | 6 536 069 | 10,8% | 11% |
| | | Bootstrap | | 6 045 608 | 10,9% | 10% |
| | | M&W | | 9 171 842 | 13,0% | 16% |
| | | S2 | | 8 937 393 | 12,6% | 15% |
| | Severes | Mack | 25 778 297 | 8 781 146 | 32,9% | 34% |
| | | Bootstrap | | 5 732 866 | 21,6% | 22% |
| | | M&W | | 9 341 779 | 30,0% | 36% |
| | | S2 | | 3 928 531 | 12,6% | 15% |
| Bodily injury liability | Recurrents | Mack | 75 976 002 | 9 997 189 | 12,1% | 13% |
| | | Bootstrap | | 8 837 159 | 10,7% | 11% |
| | | M&W | | 29 996 187 | 31,2% | 38% |
| | | S2 | | 22 417 017 | 26,3% | 28% |
| | Severes | Mack | 815 647 418 | 111 900 586 | 13,2% | 14% |
| | | Bootstrap | | 105 418 599 | 12,6% | 13% |
| | | M&W | | 181 586 989 | 18,4% | 22% |
| | | S2 | | 229 836 119 | 26,3% | 28% |

FIGURE 6 – Risk adjustment - central scenario.

Between the Bootstrap and Mack methods, the lowest RA/PVFCF rate is generally that obtained by the Bootstrap method. Between the M&W and Solvency II methods, the CoV_{ult} calculated with M&W are often the highest. It is possible to set a volatility like that of Solvency II, which is standard, enabling a stable RA over time if reserves are stable.

The RA calculated by branch must then be aggregated at entity level. A quantile level must always be published at entity level. There are several aggregation methods. The simplest is to sum up the risk adjustments by branch and then find the quantile level. With this method, the equivalent quantile is 91.87%. At first glance, this seems rather high, given that the quantile used for RA by branch is 85%. However, the volatility calculated on the triangle of aggregated data is quite low, due to the fact that risk pooling reduces overall volatility, thus requiring a higher quantile level to recover the sum of RA per branch. Another possibility is to apply diversification. For example, it is possible to use the correlation coefficients between lines of business proposed by Solvency II to obtain a diversified RA. Diversification makes it possible to obtain a lower equivalent quantile. Indeed, the latter is around 85% after diversification. Diversification plays a role in RA variability.

It's interesting to see the evolution of the RA over time. Initially, the reserves evolved as follows between 2020 and 2021 :

| | Recurrents | Severes |
|--------------------------------|------------|---------|
| Motor vehicle damage | +16,5% | +4,5% |
| Bodily Injury Liability | -16,3% | -13,8% |

TABLE 5 – Reserve trends for the two branches studied between 2020 and 2021.

The Covid effect has to be taken into account in 2020 for the motor vehicle damage branch, as there was a drop in claims due to the lock-down, which will pick up again in 2021. On the other hand, for the motor liability line, the decrease in reserves is mainly due to serious claims. This is due to the trend in average costs, which have fallen between 2020 and 2021.

The RA increased in 2021 for all types of claims in the motor vehicle damage. Conversely, for bodily injury, the RA/PVFCF ratio increases by 1-2% for recurring claims, but falls slightly for serious claims. The results show that Mack's method is highly sensitive to changes in reserve volatility. The Merz and Wüthrich method is sensitive to changes in both reserves and volatility. The Solvency II method accurately reproduces reserve movements from one year to the next, as the standard deviation of this method is proportional to the PVFCF. The Bootstrap method produces results close to those of Mack's method.

Alternative scenarios

Exceptional scenarios have been set up to observe the impact on risk adjustment for the motor vehicle damage and Bodily Injury lines. For all three scenarios, portfolios are assumed to be equivalent to those in the central scenario :

1. **Year with high claims experience** : this involves applying a higher claims experience than in the central scenario. To achieve this, the last diagonal of the incremental paid triangles for the year 2021 will be shocked by +25
2. **Year with low claims experience** : this scenario is symmetrical to the first. A shock of -25% will be applied to the last diagonal of the paid triangles in the central scenario.
3. **Inflation** : overinflation is applied to the incurred and paid triangles of the central scenario.

Following the application of symmetrical scenarios, an asymmetry of results is observed at the level of RA specifically. Indeed, for the auto damage branch, thanks to the properties of the lognormal distribution, when the mean of the reserves of the first scenario is higher than that of the second scenario, but the standard deviation remains constant, the probability of having extreme values is smaller in the first scenario than in the second scenario. Thus, the RA will be greater for the second scenario because the tail of its reserve distribution will contain more extreme values, captured by the

RA quantile level. This phenomenon is less significant for the motor liability branch, as the shock applied is not large enough for the nature of the branch, and claims settlement is slower.

The volatility obtained with the M&W method is three times higher than that of Mack. This variability can be explained by two factors. Firstly, the volatility calculated with the M&W method takes into account only the process and estimation error of the last diagonal, whereas Mack's method takes into account the entire history. Thus, when a shock is applied to the last diagonal, the M&W method overestimates volatility. Next, the duration for the two branches is different. For auto liability, it is 8.5 years, compared with 2.5 years for auto damage. So, for the 1-year methods, the impact of duration will be far too great for this branch.

In today's inflationary environment, it's interesting to observe the influence of overinflation on the claims and expense triangles of the property and casualty lines, which may be exposed to this risk. The index used to calculate inflation is the HICP (Harmonized Index of Consumer Prices).

The resulting annual rate of overinflation is :

| Years | Rate |
|-------|------|
| 2022 | 6,4% |
| 2023 | 3,4% |
| 2024 | 1,0% |
| 2025 | 0,2% |

These rates will be applied to the diagonals from 2022 to 2025. The results are as follows :

| Branch | Type of claims | Method | Taux de RA/PVFCF | | |
|-------------------------|----------------|--------|------------------|------|-----------------|
| | | | 2020 | 2021 | 2021 Scenario 3 |
| Bodily injury liability | Recurrents | Mack | 12% | 10% | 10% |
| | | M&W | 17% | 15% | 15% |
| | | S2 | 15% | 15% | 15% |
| | Severes | Mack | 30% | 27% | 26% |
| | | M&W | 31% | 29% | 26% |
| | | S2 | 15% | 12% | 15% |
| Motor vehicle damage | Recurrents | Mack | 12% | 13% | 14% |
| | | M&W | 35% | 38% | 23% |
| | | S2 | 28% | 28% | 28% |
| | Severes | Mack | 14% | 14% | 14% |
| | | M&W | 23% | 22% | 23% |
| | | S2 | 28% | 28% | 28% |

FIGURE 7 – RA/PVFCF rates by method and by branch for the inflation scenario.

Compared with the central scenario, reserves have increased by :

| | Recurrents | Severes |
|-------------------------|------------|---------|
| Motor vehicle damage | 5,8% | 2,4% |
| Bodily Injury Liability | -6,7% | -0,2% |

TABLE 6 – Reserve trends for the two branches studied in the inflation scenario.

Volatility changed little in the inflation scenario for both branches. Reserves increased for both branches.

To smooth out the changes due to the scenarios presented above, it is worth turning to methods for recalibrating volatility over time.

Recalibration methods

It is possible to modify the volatility recalibration frequency. The recalibration methods proposed here are applied over 2 years, but the duration of application is at the discretion of the entity. The methods are as follows :

- **1st method** : average of coefficients of variation. This consists of using the average of the coefficients of variation (standard deviation/PVFCF) for year $N - 1$ and year N , to calculate the RA_N . This is a smoothing of volatility over two years. This method takes into account variations in reserves and volatility from one year to the next. This method can be used to absorb an atypical year and avoid major variations in RA/PVFCF rates in the event of changes in volatility and/or reserves.
- **2nd method** : using 2020 volatility. This method consists of using the CoV_{ult} calculated for year $N - 1$ to calculate the RA for year N . Opting for this method enables us to use the previous year's figures for volatility, thus maintaining a high degree of stability in RA/PVFCF rates from one year to the next, but also speeding up the closing process. There is still a risk of under- or over-estimating RA in the event of a sharp change in PVFCF or volatility.
- **3rd method** : average of RA/PVFCF rates. The principle is to calculate the average of the RA/PVFCF rates for years N and $N - 1$, then multiply this term by the PVFCF for year N to obtain the RA.

The most stable methods are the 1st and the 3rd with respect to the year 2020. If the entity's objective is to smooth out changes in volatility between financial statements, the appropriate method is the 1st. If, on the other hand, the objective is to smooth out the effect of changes in reserves and volatility for the purpose of calculating the RA, the 3rd method should be used.

After testing the different methods on the previous scenarios, the conclusions are as follows : one of the main drivers of RA growth is the volume of reserves. With the application of various shocks, both upward and downward, the evolution of RA is similar to that of the evolution of reserves in most cases. Variations in volatility from one year to the next can have a significant impact. It is therefore useful to be able to smooth volatility over 2 to 5 years, as taking several years of history helps to reduce the effects of an atypical year. The 2-year average RA/PVFCF method is a solution for maintaining stability from one year to the next in the event of changes in reserves and/or volatility. When applying a method for recalibrating volatility over time, it is important to choose a method that is consistent and stable over time. The 3rd method has the advantage of taking into account changes in reserves, but also of smoothing volatility over 2 years following a one-off shock, or over several years.

Conclusion

The aim of this thesis was to study the variability of the adjustment for non-financial risk in non-life insurance under IFRS17. The standard does not prescribe a precise method or parameterization, but leaves it to the discretion of the entity. There are various parameters that an entity can vary according to its risk appetite and the associated risk. These parameters and their variability, depending on the entity's risk profile, have been studied in this thesis. The RA was calculated on real data (two separate branches), by testing these different parameters. Thus, if the entity prefers a coefficient of variation sensitive to changes in reserve volatility, Mack's method could be a good approach. Merz and Wüthrich's model is useful for calculating reserve uncertainty in segments with a shallow history, as it captures one-year volatility. Solvency II volatility can be used as an approximation in cases where an entity does not have the necessary data to make a full calculation.

The quantile level reflects an entity's overall risk appetite. It is essential to set it with care.

The final theme addressed in this chapter is the fluctuation of risk adjustment under extreme scenarios. Three scenarios were used : a year with a high claims experience, a year with a low claims experience and inflation. A number of observations were made, including the impact of lognormal distribution on the amount of RA in the event of changes in reserves. In addition, in segments as volatile as auto liability, the application of the root of duration is no longer appropriate for calculating 1-year methods. Lastly, the M&W method uses mostly information from the last diagonal to propose its 1-year volatility.

Following the various shocks, changes in reserves and volatility are to be noted and have an impact on the RA. To smooth out these effects, volatility recalibration methods have been implemented. Among

these, the average RA/PVFCF method keeps the RA/PVFCF rate stable from one calendar year to the next. It offers the same advantages for a multi-year phenomenon such as overinflation.

Table des figures

| | | |
|------|---|----|
| 2 | Ajustement pour risque - scénario central. | 11 |
| 3 | Taux de RA/PVFCF - scénarios 1 et 2. | 13 |
| 4 | Taux de RA/PVFCF par méthode et par branche pour le scénario inflation. | 13 |
| 5 | Taux de RA/PVFCF des sinistres récurrents de la branche dommages auto avec les méthodes de recalibrage | 14 |
| 6 | Risk adjustment - central scenario. | 18 |
| 7 | RA/PVFCF rates by method and by branch for the inflation scenario. | 20 |
| 1.1 | Parallèle entre les bilans IAS39/IFRS4 et IFRS9/ IFRS17. | 32 |
| 1.2 | Mailles d'agrégation des contrats. | 32 |
| 1.3 | Les trois modèles comptables d'évaluation du passif. | 33 |
| 1.4 | Approche ascendante ou <i>Bottom up</i> | 34 |
| 1.5 | Approche descendante ou <i>Top down</i> | 34 |
| 1.6 | Les blocs IFRS17 dans le cas d'un contrat profitable ou onéreux. | 35 |
| 1.7 | Comparatif des modèles BBA, PAA et en normes françaises. | 37 |
| 1.8 | Analyse de mouvements de la LRC. | 37 |
| 1.9 | Analyse de mouvements de la LIC lors d'un sinistre. | 38 |
| 1.10 | Compte de résultat sous IFRS17 [12]. | 39 |
| 1.11 | Le revenu d'assurance. | 39 |
| 1.12 | La charge d'assurance. | 40 |
| 1.13 | Formation de la composante de perte | 41 |
| 1.14 | Tableau comparatif RA et RM. | 43 |
| 1.15 | RA pour $\alpha=99,5\%$ d'une loi normale centrée réduite calculé avec la méthode VaR. | 44 |
| 1.16 | RA pour $\alpha=99,5\%$ d'une loi normale centrée réduite calculé avec la méthode TVaR. | 45 |
| 2.1 | Exemple : triangle de paiements cumulés ; | 48 |
| 2.2 | Exemple où les hypothèses Chain-Ladder sont vérifiées ; | 50 |
| 2.3 | Exemple de développement des ultimes d'un triangle de coûts moyens de la 2 ^{ème} strate des sinistres graves. | 51 |
| 2.4 | Méthode Bootstrap à l'ultime. | 57 |
| 2.5 | Illustration de l'information D_n | 58 |
| 2.6 | Illustration de l'information D_{n+1} | 59 |
| 2.7 | Segmentation des engagements d'assurance et de réassurance en non-vie [18]. | 62 |
| 2.8 | Tableau des écarts-types pour le risque de primes et le risque de réserve [18]. | 63 |
| 3.1 | Évolution des charge et des règlements vers l'ultime. | 67 |
| 3.2 | Cadences de règlements d'un triangle de dommages auto. | 68 |
| 3.3 | Cadences de règlements d'un triangle de RC auto corporelle en mois. | 69 |
| 3.4 | Vérification de l'indépendance des facteurs de développement pour les sinistres récurrents. | 70 |
| 3.5 | Hypothèse de linéarité pour les sinistres récurrents. | 71 |
| 3.6 | Vérification de l'indépendance des facteurs de développement pour les sinistres récurrents. | 71 |
| 3.7 | Hypothèse de linéarité pour les sinistres récurrents. | 72 |
| 3.8 | Développement des ultimes du triangle de règlements de la 2 ^{ème} strate des sinistres graves. | 73 |
| 3.9 | Comparaison de la fonction de répartition des réserves pour les sinistres récurrents avec celles des lois log-normale et normale. | 75 |

| | | |
|------|---|-----|
| 3.10 | Comparaison de la fonction de répartition des réserves pour les sinistres graves avec celles des lois log-normale et normale. | 76 |
| 3.11 | Comparaison de la fonction de répartition des réserves pour les sinistres récurrents avec celles des lois log-normale et normale. | 77 |
| 3.12 | Comparaison de la fonction de répartition des réserves pour les sinistres graves avec celles des lois log-normale et normale. | 78 |
| 3.13 | Résidus standardisés pour le triangle des sinistres récurrents de la branche dommages auto. | 79 |
| 3.14 | Résultats des sinistres récurrents pour le triangle des règlements. | 80 |
| 3.15 | Résultats des sinistres graves pour le triangle des règlements. | 81 |
| 3.16 | Résultats des sinistres récurrents pour le triangle de charge. | 81 |
| 3.17 | Résultats des sinistres récurrents pour le triangle de règlements. | 82 |
| 3.18 | Résultats des sinistres graves pour le triangle de règlements. | 82 |
| 3.19 | Ajustement pour risque - scénario central. | 86 |
| 3.20 | Matrice des coefficients de corrélation Solvabilité II. | 88 |
| 3.21 | Résultats pour l'année 2020 de la branche dommages auto. | 89 |
| 3.22 | Résultats pour l'année 2020 de la branche RC auto. | 89 |
| 3.23 | Montants de RA de la branche dommages auto avec la première méthode de recalibrage. | 91 |
| 3.24 | Taux de RA/PVFCF de la branche dommages auto avec la première méthode de recalibrage. | 91 |
| 3.25 | Montants de RA de la branche dommages auto avec la deuxième méthode de recalibrage. | 91 |
| 3.26 | Taux de RA/PVFCF de la branche dommages auto avec la deuxième méthode de recalibrage. | 92 |
| 3.27 | Montants de RA de la branche dommages auto avec la troisième méthode de recalibrage. | 92 |
| 3.28 | Taux de RA/PVFCF de la branche dommages auto avec la troisième méthode de recalibrage. | 92 |
| 3.29 | Montants de RA de la branche dommages auto avec la méthode de recalibrage sur 5 ans. | 94 |
| 3.30 | Taux de RA/PVFCF de la branche dommages auto avec la méthode de recalibrage sur 5 ans. | 94 |
| 3.31 | Evolution du <i>CoV</i> de 2016 à 2021 pour les sinistres récurrents et graves. | 95 |
| 3.32 | Montants de RA de la branche dommages auto pour le scénario 1 : année avec une forte sinistralité. | 96 |
| 3.33 | Taux de RA/PVFCF de la branche dommages auto pour le scénario 1 : année avec une forte sinistralité. | 96 |
| 3.34 | Montants de RA de la branche dommages auto pour le scénario 1 : année avec une forte sinistralité, avec méthodes de fréquence de recalibrage. | 97 |
| 3.35 | Taux de RA/PVFCF de la branche dommages auto pour le scénario 1 : année avec une forte sinistralité, avec méthodes de fréquence de recalibrage. | 97 |
| 3.36 | Montants de RA de la branche dommages auto pour le scénario 2 : année avec une faible sinistralité. | 99 |
| 3.37 | Taux de RA/PVFCF de la branche dommages auto pour le scénario 2 : année avec une faible sinistralité. | 99 |
| 3.38 | Montants de RA de la branche dommages auto pour le scénario 2 : année avec une faible sinistralité, avec méthodes de fréquence de recalibrage. | 99 |
| 3.39 | Taux de RA/PVFCF de la branche dommages auto pour le scénario 2 : année avec une faible sinistralité, avec méthodes de fréquence de recalibrage. | 99 |
| 3.40 | Densités de probabilité des distributions des réserves 2021 pour le scénario année avec une forte sinistralité (Scénario 1) et année avec une faible sinistralité (Scénario 2). | 100 |
| 3.41 | Historique du triangle avec la méthode de Merz & Wüthrich. | 101 |
| 3.42 | Évolution décumulée de l'indice ICPH. | 103 |
| 3.43 | Montants de RA de la branche dommages auto pour le scénario 3 : inflation. | 103 |
| 3.44 | Taux de RA/PVFCF de la branche dommages auto pour le scénario 3 : inflation. | 104 |
| 3.45 | Montants de RA de la branche dommages auto pour le scénario 3 : inflation, avec méthodes de fréquence de recalibrage. | 104 |
| 3.46 | Taux de RA/PVFCF de la branche dommages auto pour le scénario 3 : inflation, avec méthodes de fréquence de recalibrage. | 104 |

| | | |
|------|--|-----|
| 3.47 | Résultats de l'analyse de sensibilité de la surinflation pour les dommages auto | 106 |
| 3.48 | Résultats de l'analyse de sensibilité de la surinflation pour la RC auto | 106 |
| 3.49 | Evolutions des PVFCF et RA par rapport au scénario central pour les dommages auto | 107 |
| 3.50 | Evolutions des PVFCF et RA par rapport au scénario central pour la RC auto | 107 |
| 3.51 | Montants de RA de la branche RC auto pour le scénario 1 : année avec une forte sinistralité. | 113 |
| 3.52 | Taux de RA/PVFCF de la branche RC auto pour le scénario 1 : année avec une forte sinistralité. | 113 |
| 3.53 | Montants de RA de la branche RC auto pour le scénario 1 : année avec une forte sinistralité, avec méthodes de fréquence de recalibrage. | 113 |
| 3.54 | Taux de RA/PVFCF de la branche RC auto pour le scénario 1 : année avec une forte sinistralité, avec méthodes de fréquence de recalibrage. | 113 |
| 3.55 | Montants de RA de la branche RC auto pour le scénario 2 : année avec une faible sinistralité. | 114 |
| 3.56 | Taux de RA/PVFCF de la branche RC auto pour le scénario 2 : année avec une faible sinistralité. | 114 |
| 3.57 | Montants de RA de la branche RC auto pour le scénario 2 : année avec une faible sinistralité, avec méthodes de fréquence de recalibrage. | 114 |
| 3.58 | Taux de RA/PVFCF de la branche RC auto pour le scénario 2 : année avec une faible sinistralité, avec méthodes de fréquence de recalibrage. | 114 |
| 3.59 | Montants de RA de la branche RC auto pour le scénario 3 : inflation. | 114 |
| 3.60 | Taux de RA/PVFCF de la branche RC auto pour le scénario 3 : inflation. | 115 |
| 3.61 | Montants de RA de la branche RC auto pour le scénario 3 : inflation, avec méthodes de fréquence de recalibrage. | 115 |
| 3.62 | Taux de RA/PVFCF de la branche RC auto pour le scénario 3 : inflation, avec méthodes de fréquence de recalibrage. | 115 |

Liste des tableaux

| | | |
|------|---|-----|
| 1 | Montants de PVFCF par branche et par type de sinistre | 10 |
| 2 | Evolution des réserves obtenues pour les deux branches étudiées entre 2020 et 2021. | 12 |
| 3 | Evolution des réserves pour les deux branches étudiées pour le scénario inflation. | 14 |
| 4 | Reserves obtained for the two branches studied | 18 |
| 5 | Reserve trends for the two branches studied between 2020 and 2021. | 19 |
| 6 | Reserve trends for the two branches studied in the inflation scenario. | 20 |
| 3.1 | Ultimes et réserves obtenus grâce aux triangles de règlements des sinistres récurrents et de la 1 ^{ère} strate des graves (avec exclusions). | 73 |
| 3.2 | Ultimes et réserves obtenus grâce aux triangles de règlements de la 2 ^{ème} strate des sinistres graves (avec exclusions). | 73 |
| 3.3 | Résultats finaux pour les sinistres récurrents et graves (avec exclusions) | 73 |
| 3.4 | Ultimes et réserves des sinistres récurrents et des trois strates des sinistres graves (avec exclusions). | 74 |
| 3.5 | Résultats finaux pour les sinistres récurrents des trois strates des sinistres graves (avec exclusions). | 74 |
| 3.6 | Evolution des PVFCF en fonction des branches en 2021 suite à l'actualisation | 83 |
| 3.7 | Montants de PVFCF par branche et par type de sinistre | 83 |
| 3.8 | Équivalence entre niveau de quantile et période de retour. | 84 |
| 3.9 | Montant de RA et taux de RA/PVFCF en fonction du seuil de confiance. | 85 |
| 3.10 | Recherche du quantile équivalent. | 88 |
| 3.11 | Taux de surinflation de 2022 à 2025 pour chaque scénario | 106 |
| 3.12 | Evolution du ratio combiné pour chaque branche | 107 |

Introduction

Élaborée par l'IASB, la norme IFRS17 représente une révolution dans la communication financière des organismes d'assurance ayant de la dette cotée. Elle vient remplacer la norme IFRS4.

La norme IFRS17 est applicable depuis le 1^{er} janvier 2023 et répond à un souci de transparence et d'harmonisation des états financiers des acteurs du monde assurantiel. Elle supprime les incohérences existantes et permet aux investisseurs et aux analystes de comparer les entreprises du secteur assurantiel. C'est une norme à interprétation, c'est-à-dire qu'elle est fondée sur des principes mais ne prescrit pas de méthodologie à appliquer. Les assureurs ont dû, ces dernières années, effectuer une analyse poussée des textes réglementaires dans l'objectif d'établir des méthodologies appropriées aux principes de la norme.

IFRS17 amène beaucoup de nouvelles notions comme l'onérosité des contrats, une maille de classification des contrats plus fine et surtout trois modèles pour comptabiliser les passifs d'assurance. Ces modèles se présentent ainsi : le modèle général, la *Premium Allocation Approach* (PAA) et la *Variable Fee Approach* (VFA). Dans le modèle général nous retrouvons trois éléments : l'estimation des flux futurs actualisés (*PVFCF*), la marge de service contractuelle (*CSM*) et l'ajustement pour risques non financiers (*RA*). Nous nous attarderons sur le RA relatif aux sinistres survenus sous le modèle PAA. L'ajustement pour risques non financiers représente la compensation requise par un assureur pour supporter l'incertitude, en termes de montant et de calendrier, des flux de trésorerie futurs résultant de l'exposition des contrats aux risques non financiers. IFRS17 n'impose pas de méthode pour son calcul mais l'entité doit publier le niveau de confiance correspondant à l'ajustement pour risque.

Un semestre après son application, la majorité des assureurs ont enregistré une baisse de leur bénéfice d'exploitation, en vertu des normes IFRS17 pour l'année 2022 par rapport à IFRS 4 [6]. Quelques éléments à l'origine de cette diminution sont l'établissement d'une composante de perte pour les contrats onéreux, l'effet de l'actualisation ou encore la non-reconnaissance de la libération des réserves excédentaires dans les activités non-vie à la transition. Dans cette situation, en l'absence de méthodes imposées, il est naturel pour les assureurs de chercher des axes de variabilité des éléments structurels de la norme IFRS17, en conformité avec cette dernière. L'objectif de ce mémoire est d'étudier la variabilité de l'ajustement pour risques non financiers relatif aux sinistres survenus dans le cadre de l'assurance non vie. Nous pourrions nous interroger sur ce que représente pour une entité une variation du RA et son moteur.

Dans une première partie, nous allons décrire la norme IFRS17 et son application sur les passifs d'assurance. Ensuite, nous présenterons les différents modèles de comptabilisation de passif et les éléments les composant. Le modèle PAA est utilisé par 90% des entités sur leur activité non vie [6]. Ainsi, nous nous concentrerons sur ce modèle comptable.

L'ajustement pour risque sera défini en termes d'enjeux, de tolérance au risque de l'entité, de périmètre de risques associés... Nous le comparerons avec la marge pour risque de Solvabilité II. De plus, le RA relatif aux sinistres survenus peut se calculer de différentes façons. Les méthodes les plus utilisées sur le marché français sont celle du quantile et celle du Coût du Capital. Elles seront expliquées également dans ce chapitre, de même que les mesures de risque utilisées.

Dans le deuxième chapitre, nous ferons le choix d'appliquer la méthode quantile. Ainsi, l'implémentation du RA nécessite les éléments suivants : un montant de réserves, leur distribution, un écart-type représentant l'incertitude des réserves et un niveau de quantile. Pour cela, dans ce chapitre seront

développées des méthodes de provisionnement déterministes pour obtenir un montant de provisions. Ensuite, pour quantifier l'incertitude des réserves nous développerons deux axes : les méthodes de détermination du risque de provisionnement à l'ultime et à horizon un an. La norme exige que le RA soit estimé jusqu'à la fin des engagements de l'entité, donc à l'ultime. Toutefois, il est intéressant, en fonction du segment, de calculer l'erreur de prédiction des réserves à un an puis de la projeter à l'ultime. Les méthodes utilisées dans ces deux horizons seront :

- Le modèle de Mack ;
- La méthode Bootstrap ;
- Le modèle de Merz et Wüthrich ;
- La volatilité Solvabilité II.

Le troisième chapitre illustrera l'application des méthodologies présentées dans le deuxième chapitre et leur impact sur le RA via un portefeuille d'assurance automobile. Le portefeuille sera composé de deux branches : la garantie dommages automobiles et la responsabilité civile automobile corporelle.

Le niveau de quantile doit être fixé par l'entité en fonction de son appétit au risque et de sa communication financière. Plusieurs autres facteurs, que nous détaillerons, entreront en jeu pour déterminer le niveau de confiance du RA. Ensuite, l'entité doit déterminer son montant de réserves et la distribution des réserves. Les réserves seront déterminées grâce aux méthodes de provisionnement évoquées dans le chapitre précédent. En outre, l'un de nos objectifs est d'identifier les impacts des méthodes de calcul de l'incertitude des réserves sur le RA puis de déduire quelle méthode il est intéressant d'appliquer en fonction des segments ou de la tolérance au risque de l'entité. Une fois le scénario central présenté, nous pouvons introduire les méthodes de recalibrage de la volatilité dans le temps. Nous proposerons trois méthodes avec des indicateurs différents pour recalibrer la volatilité sur 2 ou 5 ans. Le but est d'observer les conséquences de l'application de ces méthodes sur le montant de RA et sa stabilité dans le temps par rapport aux évolutions des réserves et de la volatilité.

Nous allons ensuite consacrer la fin du chapitre à répliquer des scénarios exceptionnels sur notre portefeuille, dans l'optique d'analyser les mouvements du RA. Les trois scénarios sont les suivants : une année avec une forte sinistralité puis une année avec une faible sinistralité et l'ajout de la surinflation pour les diagonales futures des triangles. Une fois les montants de RA obtenus, nous pourrions appliquer les méthodes de recalibrage de la volatilité pour voir les avantages et inconvénients de chaque méthode en fonction du scénario.

Chapitre 1

Présentation de la norme IFRS17 en Assurance Non-Vie

Applicable depuis le 1^{er} janvier 2023, la norme IFRS17 a pour but la comptabilisation et valorisation des passifs d'assurance, parallèlement à la norme IFRS9 se consacrant aux instruments financiers. IFRS17 va changer la manière dont les analystes vont comparer les compagnies d'assurance. Grâce à ces comparaisons générales et à une meilleure transparence, elle donne plus de vision sur la santé financière des assureurs. IFRS17 est une norme à interprétation et laisse aux assureurs les choix de méthodologie et de mise en oeuvre. En outre, les délais d'application de la norme sont courts et nécessitent une implémentation rapide.

Depuis 2023, les compagnies d'assurance avec de la dette cotée doivent produire un bilan d'ouverture au 1^{er} janvier 2022 pour répondre aux besoins de l'exercice comparatif de 2023.

1.1 IFRS17 aussi appelée "IFRS4 Phase 2"

La norme IFRS4 est une norme de comptabilisation des contrats d'assurance et de réassurance, publiée en 2005 par l'IASB (*International Accounting Standards Board*), s'appliquant de manière transitoire jusqu'à la naissance de la norme IFRS17, la remplaçant. La valorisation des passifs était encadrée par la norme IFRS4 tandis que la comptabilisation des actifs était faite selon la norme IAS39 jusqu'en 2018 puis selon la norme IFRS9. En effet, la norme IFRS4 n'était qu'une norme transitoire, en attendant la rédaction d'une norme plus complète, relative aux contrats d'assurance.

Ainsi, sous IFRS4 les provisions techniques étaient régies selon les normes locales. Pour des compagnies d'assurance avec des filiales dans plusieurs pays et soumises à des normes locales comptables différentes, la comparaison devenait difficile. De plus, l'actif étant évalué en juste valeur, un déséquilibre apparaissait alors entre l'actif et le passif. La norme IFRS17 a été introduite pour pallier les problèmes de distorsion comptable entre les actifs en juste valeur et le passif en valeur historique. Le passif sera comptabilisé selon le principe de meilleure estimation que nous expliciterons dans la suite de cette partie. Autre point de divergence avec IFRS4, les revenus et résultat de services d'assurance doivent être, sous IFRS17, séparés des dépenses et revenus financiers. Le but de cette distinction est d'avoir un compte de résultat peu sensible au contexte économique. Cette refonte de la norme IFRS4 a pour objectif une meilleure vision de la situation financière et comptable de chaque compagnie d'assurance.

Nous pouvons visualiser les deux types de bilan ci-dessous :

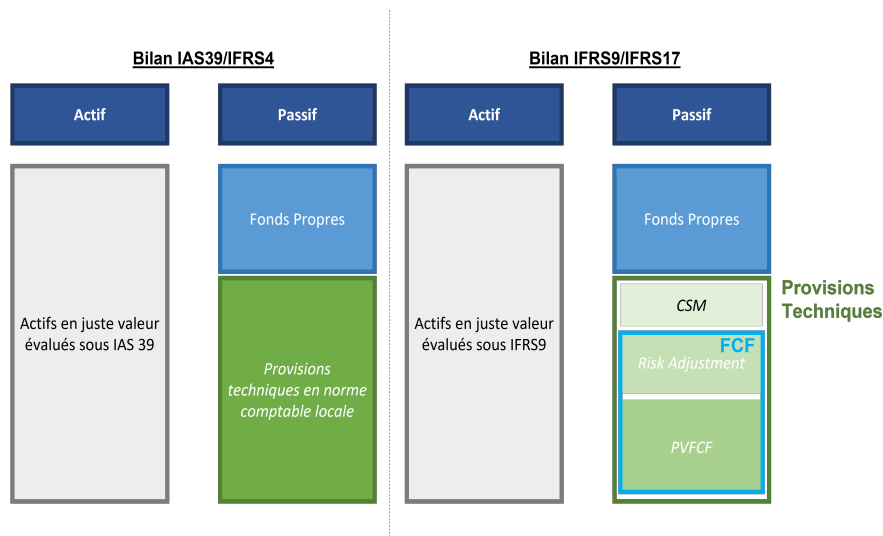


FIGURE 1.1 – Parallèle entre les bilans IAS39/IFRS4 et IFRS9/ IFRS17.

Nous détaillerons les provisions RA, CSM et PVFCF dans les parties suivantes.

1.2 La maille IFRS17 et la notion de profitabilité

L'un des objectifs de la norme est d'apporter plus de transparence et de visibilité aux investisseurs sur les rendements de leurs investissements. Cela est possible grâce à la mise à disposition d'informations pertinentes et d'une représentation fidèle de la situation financière des contrats d'assurance. Ainsi, plusieurs modifications ont été apportées par IFRS17 notamment au niveau d'agrégation des contrats d'assurance. Dans le but de diminuer l'incertitude par rapport au risque assuré lorsque les contrats sont considérés à l'échelle individuelle, la norme IFRS17 indique la possibilité d'effectuer une mutualisation des contrats lors de leur comptabilisation. Nous pouvons ainsi définir les notions de groupe de contrats et d'onérosité. Dans un premier temps, les contrats assurant des risques semblables sont rassemblés au sein de portefeuille de contrats. Dans un deuxième temps, nous pouvons retrouver des cohortes, c'est-à-dire des contrats répartis selon leur année de souscription au sein de chaque portefeuille. Enfin, nous devons classer les contrats parmi trois groupes de profitabilité à la date de comptabilisation initiale :

- les contrats onéreux (déficitaires) ;
- les contrats profitables mais avec un risque significatif de devenir onéreux ;
- les contrats profitables sans aucun risque significatif de devenir déficitaires.

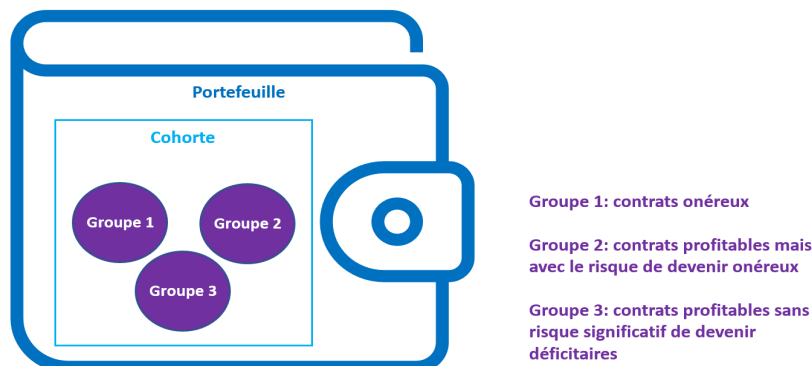


FIGURE 1.2 – Mailles d'agrégation des contrats.

Nous pouvons préciser que la comptabilisation initiale est la date de début de la couverture du contrat avec un test d'onérosité du contrat. Si le contrat est onéreux, la perte doit être comptabilisée tout de suite dans le compte de résultat au sein d'une composante de perte. En revanche, si le contrat est profitable, les bénéfices seront amortis à un rythme correspondant aux services rendus aux assurés tout au long de la durée du contrat et enregistrés au sein d'une marge sur services contractuels (*Contractual Service Margin*).

Ainsi, pour déterminer le seuil de rentabilité d'un groupe de contrats il est possible de calculer le ratio combiné IFRS17. Il est à différencier du S/P (*Loss Ratio* ou encore le rapport des indemnisations de sinistres versées, et le montant des cotisations payées pendant une période donnée), un indicateur évaluant la rentabilité d'un segment. A noter que pour le calcul du ratio combiné IFRS17, nous prenons en compte l'ajustement pour risque et nous actualisons les primes totales :

$$RC_{IFRS17} = \frac{PVFCF_{LIC} + RA + \alpha}{Primes_{actualisées}}$$

Où :

- α est le montant de frais d'acquisition rattachables ;
- $Primes_{actualisées}$ représente les primes totales actualisées ;
- RA le montant dédié à l'ajustement pour risque ;
- $PVFCF_{LIC}$ le montant des $PVFCF$ du LIC (*Liability for Incurred Claims*).

Trois modèles de comptabilisation du passif sont proposés en fonction des caractéristiques des contrats évalués. L'approche par défaut est celle du modèle général que nous allons présenter. Les deux approches restantes sont applicables lors de la présence de conditions particulières que nous évoquerons également.

1.3 Le modèle comptable général

Il existe trois méthodes d'évaluation des contrats selon leur type et leur durée de couverture.

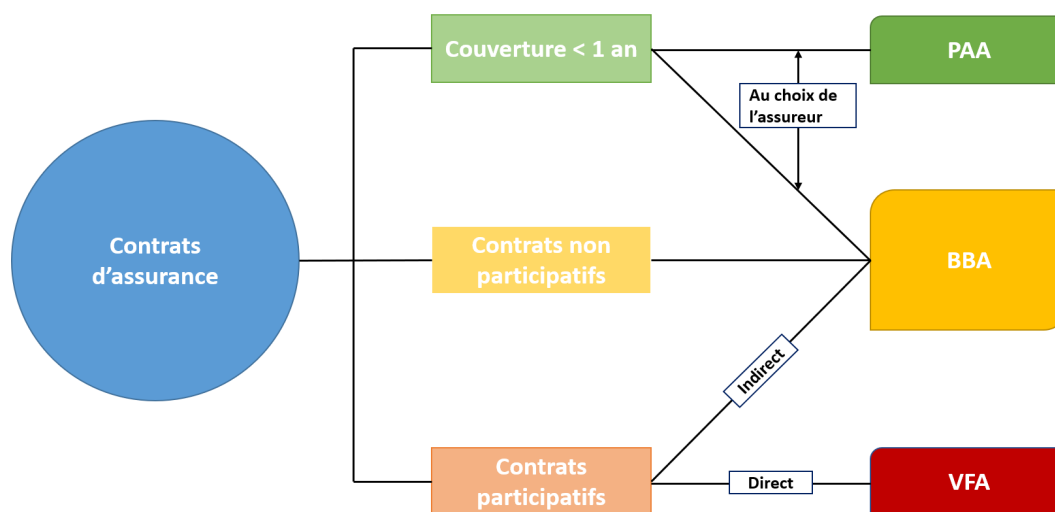


FIGURE 1.3 – Les trois modèles comptables d'évaluation du passif.

Ainsi, tous les contrats peuvent être comptabilisés selon le modèle BBA. Nous pouvons souligner que les contrats participatifs seront comptabilisés directement en VFA. En revanche, pour ceux dont la couverture est de moins de 1 an, l'assureur pourra choisir d'utiliser le modèle PAA (plus simple).

Nous allons présenter dans un premier temps le modèle général **BBA** (*Building Block Approach*). Il est composé de 3 blocs :

- **Present Value of Futur Cash Flows** (PVFCF) représente la meilleure estimation des flux de trésorerie futurs, soit la valeur probable actualisée de l'estimation des engagements futurs de l'assureur. Son calcul se rapproche de celui du BE (*Best Estimate*) sous Solvabilité II. La PVFCF est actualisée avec la courbe des taux IFRS17 (calculée par la méthode *Bottom Up* ou *Top Down*). Pour la première méthode, le principe est d'ajouter une prime d'illiquidité des contrats d'assurance à la courbe des taux sans risque et d'être *market consistent*. Tandis que la seconde méthode se base sur une courbe de taux du marché, ajustée pour distinguer les caractéristiques du contrat d'assurance. Nous pouvons représenter les approches de la façon suivante :

Bottom up

Taux d'actualisation du passif d'assurance

Prime pour illiquidité du passif

Taux sans risque



FIGURE 1.4 – Approche ascendante ou *Bottom up*.

Top down

Rendement actuel du portefeuille d'assurance

Différences de duration

Prime de risque de marché pour les pertes de crédit

Taux d'actualisation du passif d'assurance



FIGURE 1.5 – Approche descendante ou *Top down*.

- **La marge de Service Contractuelle** (*Contractual Service Margin* ou CSM) correspond aux profits futurs (non-acquis) au titre des contrats d'assurance au-delà de la marge pour risque. Ils vont être neutralisés à la souscription. La CSM est ensuite reprise en résultat sur l'ensemble de la période de couverture du contrat dans le but de reconnaître au rythme de la prestation de service, les profits du contrat. A la comptabilisation initiale, la CSM rassemble les profits non encore reconnus pour les couvertures futures.
- **L'ajustement pour risque** (*Risk Adjustment* ou RA) correspond à la compensation attendue par l'assureur en regard de l'incertitude sur les montants et dates de versement des flux futurs relatifs aux risques non-financiers inhérents aux contrats d'assurance. Le RA bénéficie, lors de la consolidation des portefeuilles, de l'effet de diversification.

La PVFCF et le RA représentent l'ensemble des flux aussi appelés les *Fulfilment Cash Flow*. C'est l'estimation probabilisée et non biaisée de la valeur actuelle des flux futurs sortants moins la valeur actuelle

des flux futurs entrants, comprenant également l'ajustement pour risques non-financiers :

$$FCF = PVFCF + RA$$

La Composante de Perte

Sous IFRS17, nous pouvons voir l'émergence d'une notion de composante de perte (*Loss Component*). Si le montant correspondant aux profits futurs attendus est négatif, aucune CSM n'est enregistrée. A la place, la perte est comptabilisée dans le compte de résultat au sein de la LC. Donc pour les contrats onéreux, il n'y a pas de CSM mais de la LC reconnue immédiatement à l'initialisation du contrat.

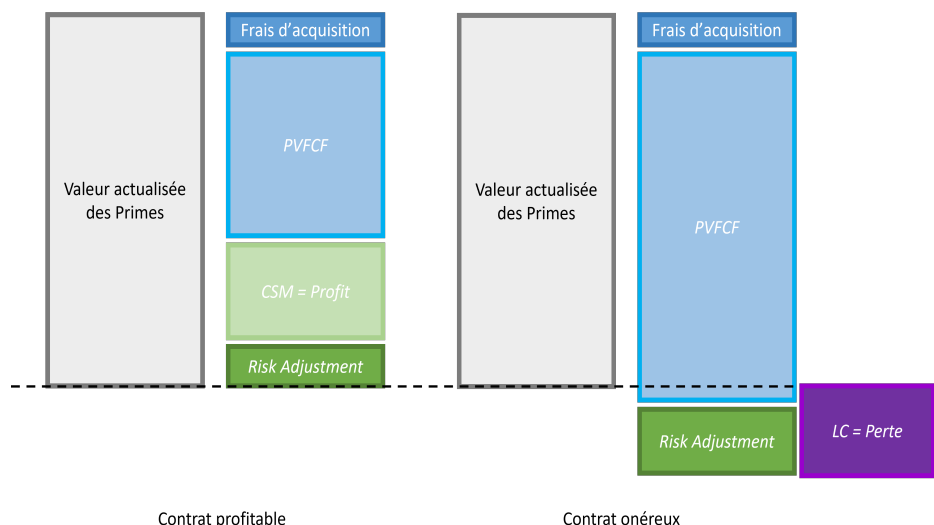


FIGURE 1.6 – Les blocs IFRS17 dans le cas d'un contrat profitable ou onéreux.

1.4 Le modèle d'évaluation VFA

Le deuxième modèle comptable existant est le modèle **VFA** (*Variable Fee Approach*). C'est une variante du modèle général et il s'applique pour les contrats participatifs directs tels que les contrats d'épargne en UC ou en euro et les contrats retraite. En effet, pour ces contrats, l'assureur se rémunérera grâce à la marge financière prélevée sur le sous-jacent et il devra tenir compte des frais de gestion relatifs à l'évolution financière des placements. Ce modèle permet de capturer les fluctuations des marchés financiers dans la marge de l'assureur et non dans le compte de résultat comme pour le modèle BBA. La différence majeure entre les modèles BBA et VFA réside dans le calcul de la CSM.

1.5 Le modèle comptable PAA

Nous allons expliciter plus exhaustivement les caractéristiques et le fonctionnement du modèle comptable PAA car les contrats sur lesquels nous ferons notre étude au Chapitre 3 sont éligibles à ce modèle.

1.5.1 Présentation du modèle

Le paragraphe 53 de la norme IFRS 17 [8], dispose qu'une entité peut utiliser l'approche **PAA** (*Premium Allocation Approach*) pour l'évaluation d'un groupe de contrats, si à la création du groupe :

- la période de couverture de chaque contrat est inférieure ou égale à un an ;
- la PAA est une approximation raisonnable du modèle BBA. L'entité ne doit pas observer d'impact comptable entre l'utilisation des modèles PAA et BBA.

Nous retrouvons le modèle comptable PAA pour la valorisation des contrats d'assurance automobile, des contrats de prévoyance d'un an, des temporaires décès ou encore des assurances multirisques habitation. Ainsi, l'utilisation du modèle PAA n'est pas limitée aux contrats d'assurance Non-Vie.

La méthode de la répartition des primes (PAA) est une version simplifiée du modèle BBA. L'amortissement de la CSM est remplacé par un calcul de primes acquises s'apparentant à la méthode utilisée en normes françaises (calcul de PPNA). En effet, à la comptabilisation initiale, la prime acquise est lissée sur tous les exercices comptables futurs en fonction du montant de charge de sinistres prévu par l'entité pour chaque année. La répartition peut se faire au *prorata temporis* si les montants de sinistres sont supposés uniformes dans le temps.

D'après le paragraphe 18 de la norme, l'entité appliquant le modèle PAA "*doit supposer qu'aucun des contrats du portefeuille n'est déficitaire au moment de la comptabilisation initiale à moins que les faits et les circonstances n'indiquent le contraire*" [8]. Ces contrats par la suite, ne peuvent pas avoir une probabilité significative de devenir onéreux. Sous le modèle PAA, la notion d'onérosité des contrats s'établit en comparant la somme de la PVFCF et du RA avec les primes non acquises. Si les primes non acquises sont supérieures aux FCF alors le contrat est onéreux. L'assureur s'attend dans ce cas à une perte et va enregistrer cette perte dans la LC.

Ainsi, la CSM sera nulle dans ce modèle car les contrats ont une durée de couverture inférieure à un an.

1.5.2 Evolution du passif

A la souscription du contrat, l'assureur s'est engagé à couvrir les éléments assurés pour une période de couverture. Les trois blocs présentés précédemment : PVFCF, RA et CSM, vont former une provision pour couverture future. Cette provision est présentée dans la norme comme *Liability for Remaining Coverage* ou encore LRC. Dès que la période de couverture a commencé la LRC diminue en fonction du temps. En cas de sinistre, il se constitue une provision pour sinistres survenus : la *Liability for Incurred Claims* ou encore LIC alimentée par la diminution de la LRC.

Nous pouvons préciser :

- la LRC est l'engagement de l'assureur pour les sinistres pouvant survenir à compter de la date de première comptabilisation et jusqu'à la date de fin de la couverture. Nous pouvons l'assimiler en normes françaises (*French GAAP*) à la provision pour primes non-acquises ou PPNA, complétée par une provision pour risque en cours ou PREC si le contrat est onéreux.
- la LIC est l'engagement de l'assureur pour les sinistres survenus et non encore réglés. Cette provision est calculée de la même manière quelle que soit l'approche appliquée pour la détermination de la provision pour couverture résiduelle. Nous pouvons l'assimiler en normes françaises à la provision pour sinistres à payer ou PSAP.

Il est nécessaire de distinguer LRC et LIC pour visualiser comptablement l'impact des changements d'hypothèses d'estimation des provisions futures affectant la LRC et les variations de la LIC qui seront reportées sur le résultat technique. La modélisation de la LRC et de la LIC est faite à l'aide de trois blocs IFRS 17 présentés au passif du bilan.

Au titre de la période de couverture restante (LRC), il faut calculer à l'initialisation les primes attendues *au prorata temporis* (PPNA) moins les frais d'acquisition alloués au contrat (article 55.a de la norme [8]). A cela vient s'ajouter la composante de perte éventuelle (*Loss Component*). En effet, lorsqu'un contrat devient déficitaire la perte correspondante est immédiatement reconnue en résultat (P&L) par prudence comptable. Cette perte est calculée comme la différence entre la prime et les charges liées au contrat. Si le contrat devient profitable par la suite, les montants correspondants sont repris en résultat dans la limite où ils sont liés à des périodes futures de couverture.

Dans la figure ci-dessous, nous avons fait un comparatif de l'évaluation du passif d'assurance selon différentes normes. Pour le modèle PAA, nous pouvons visualiser les composantes de la LIC et de la LRC ainsi que les différences avec le modèle BBA pour la partie LRC.

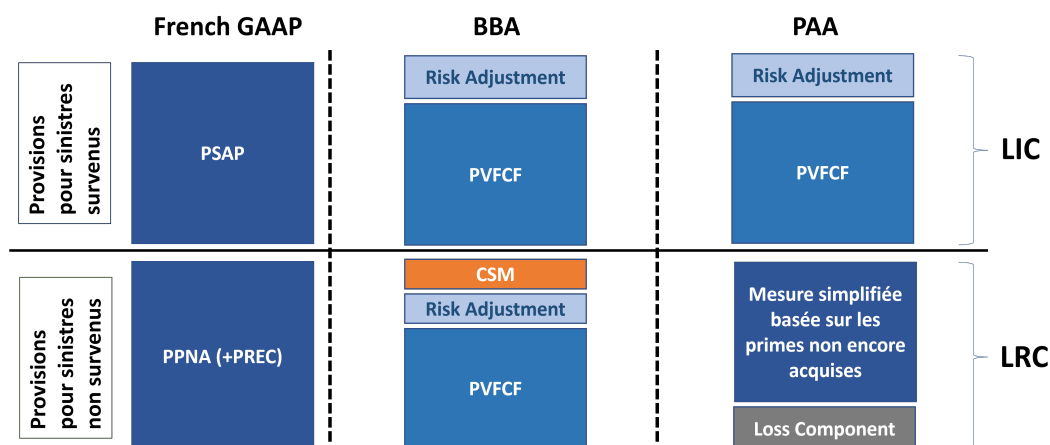


FIGURE 1.7 – Comparatif des modèles BBA, PAA et en normes françaises.

Progressivement les sinistres survenus sont réglés et la période de couverture restante se réduit, la LIC devient de plus en plus importante et la PVFCF ainsi que le RA se transforment en décaissement effectifs. Le calcul de la LIC est le même que pour le modèle BBA.

Nous allons illustrer cela avec l'exemple suivant. Nous nous plaçons dans le cas d'un contrat profitable. A l'ouverture du contrat en début de couverture, la LIC et la LRC sont nulles. A la réception de la prime annuelle, la LRC augmentera parallèlement du même montant. Par la suite, il faudra décaisser les frais d'acquisition relatifs au contrat. Il existe plusieurs stratégies d'amortissement du contrat, nous allons supposer que nous amortirons ces frais en deux temps durant la période de couverture. Il faudra ensuite décaisser de la LRC, le revenu d'assurance correspondant aux primes acquises pendant la période. Nous pouvons bien voir la diminution de la LRC en fonction du temps, pour aller gonfler la LIC et régler les sinistres survenus.

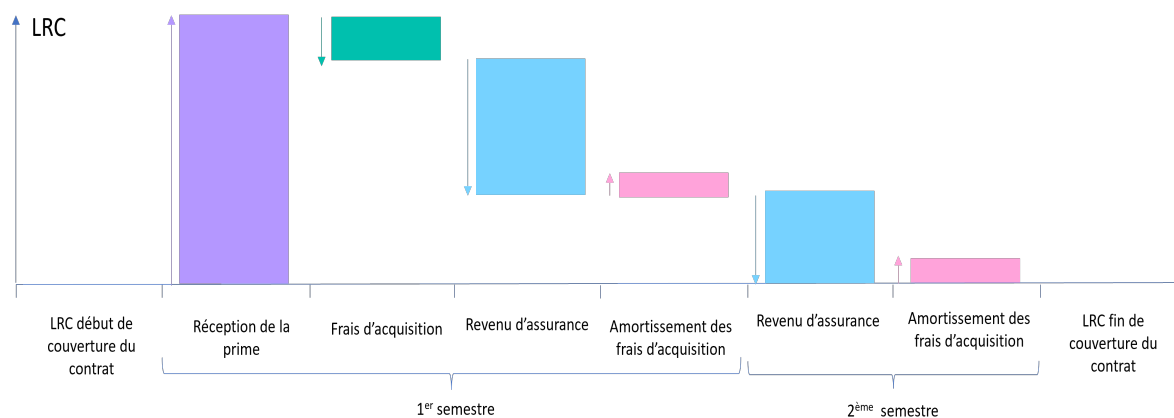


FIGURE 1.8 – Analyse de mouvements de la LRC.

Toujours dans notre exemple, nous pouvons analyser la dynamique côté LIC. Lorsqu'un sinistre est reporté à l'assureur, ce dernier va augmenter son niveau de RA et de *Current Estimate* en prévision du règlement du sinistre. Le *Current Estimate* est la valeur actuelle des cash flows futurs liés au passif d'assurance : prestations, coûts d'acquisition, frais de gestion et primes. Il est composé de la PVFCF et d'un ajustement pour les risques financiers (risque de taux ou de contrepartie par exemple) pour refléter la valeur temps de l'argent. Au règlement du sinistre, les provisions vont diminuer et cela à chaque règlement. Il y aura un relâchement de RA également.

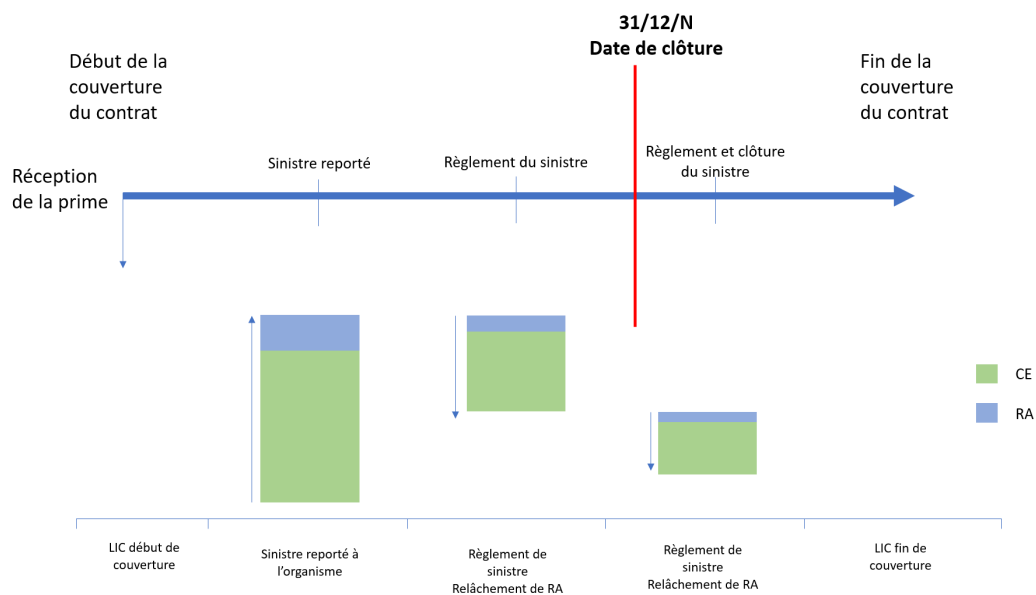


FIGURE 1.9 – Analyse de mouvements de la LIC lors d'un sinistre.

1.5.3 Le compte de résultat

A l'article 80 de la norme IFRS17, il est requis d'afficher le résultat du service d'assurance, incluant l'*assurance revenue* et les dépenses liées au service d'assurance, séparément des effets financiers. Le compte de résultat prend la forme ci-dessous, où nous retrouverons un poste pour le résultat technique lié au service d'assurance et un autre poste dédié aux effets financiers générés par les contrats d'assurance.

| | |
|----------------------|---|
| A | Revenu d'assurance |
| | Reprise de CSM pour les services rendus |
| | Reprise de RA pour les services rendus |
| | Reprise de PVFC pour les services rendus, hors composante dépôt (i.e. sinistres et frais attribuables attendus) |
| | Amortissement des frais d'acquisition |
| B | Charges d'assurance |
| | Sinistres, hors composante dépôt (i.e. dotation de LIC) |
| | Frais attribuables |
| | Variation de LIC |
| | Variation de PVFC & RA non compensée par la CSM (i.e. en cas de contrats onéreux) |
| | Amortissement des frais d'acquisition |
| C = A - B | Résultats d'assurance |
| D | Frais non attribuables |
| E = D - C | Résultats technique |
| F | Performance des actifs mesurés en juste valeur par résultat |
| G | Charges financière des contrats |
| H = F - G | Résultat financier |
| I | Performance des actifs mesurés en juste valeur par OCI |
| J | Charges financière des contrats OCI (en cas d'application de l'option OCI) |
| K = I - J | Autres éléments du résultat global (i.e. Other Comprehensive Income / OCI) |
| L = E + H + K | Résultat Global |

FIGURE 1.10 – Compte de résultat sous IFRS17 [12].

Nous allons expliquer chaque poste :

- **le revenu d'assurance** (le poste A sur la figure) est relatif seulement à l'activité d'assurance. Il correspond à la partie de la prime que l'assureur s'attend à recevoir en échange du service rendu sur la période (dans notre cas pour un an). Nous appelons cela la prime acquise. Le revenu d'assurance correspond à la variation de la LRC (dans le cas profitable expliqué précédemment). Nous pouvons préciser que sous IFRS17, les frais sont de deux natures différentes : les frais attribuables au contrat et les frais non attribuables. Nous retrouvons au titre des frais attribuables, les frais d'acquisition, d'administration ou encore de gestion de sinistres. Quant aux frais non attribuables, ils sont composés de frais généraux comme les frais d'électricité, de loyer...

| |
|---|
| + Montants relatifs aux variations des passifs de la couverture restante (LRC) |
| + Sinistres et frais survenus après allocation de la composante de perte |
| + Variation du RA au titre du risque passé après allocation de la composante de perte |
| + CSM reconnue en gain ou perte pour le service fourni (= 0 en PAA) |
| + Ajustement d'expérience relatif au service en cours (boni-mali) |
| - Reprise des frais d'acquisition |
| = Revenu d'assurance |

FIGURE 1.11 – Le revenu d'assurance.

- **la charge d'assurance** (le poste B sur la figure) correspond à la variation des provisions (PVFCF LIC), le versement des prestations, les boni-mali, la variation du RA et des frais

attribuables. S'il n'y a pas d'écart d'expérience (boni-mali), seulement un relâchement de RA apparaîtra sur la période.

| |
|---|
| + Sinistres et frais survenus + Amortissement des frais d'acquisition + Pertes des contrats onéreux et reprises éventuelles de ces pertes + Ajustement des passifs relatifs aux sinistres survenus |
| = Charge d'assurance |

FIGURE 1.12 – La charge d'assurance.

- **le résultat d'assurance** (le poste C sur la figure) est la différence entre le revenu d'assurance et la charge d'assurance. La norme exige la séparation des effets financiers du contrat des services d'assurance rendus à l'assuré. Le but est d'obtenir un compte de résultat sensible au contexte économique, reflétant de manière transparente et objective la situation financière et comptable de la compagnie d'assurance.
- **le résultat technique** (le poste E sur la figure) est obtenu en retirant du résultat d'assurance les frais non attribuables c'est-à-dire les frais généraux.
- **le résultat financier** (le poste H sur la figure) est composé des revenus IFRS9 et de la charge financière des contrats (désactualisation des passifs).
- **les autres éléments du résultat global** (en cas d'utilisation de l'option OCI (*Other Comprehensive Income*)) représentent la performance des actifs mesurés en juste valeur par l'option OCI moins les charge financières des contrats OCI. La notion d'OCI peut être expliquée de la manière suivante : ce sont les éléments non enregistrés en résultat mais dans les capitaux propres. Cette option est utile pour lisser le résultat et permet d'ajuster les variations des effets de taux sur les provisions. Il en résulte une baisse de la volatilité des taux due à une plus faible exposition aux risques de marché. En effet, la courbe des taux utilisée pour le calcul de la LIC lors de la survenance d'un sinistre sera celle des taux à la survenance et non pas la courbe des taux de l'année en cours.
- **le résultat global** (le poste L sur la figure) est la somme des résultats technique, financier et des autres éléments du résultat global.

Nous pouvons nous intéresser aux **effets financiers** et à la manière de les prendre en compte dans le P&L. Il existe deux possibilités :

- Au sein du compte des effets financiers ;
- Grâce à l'option OCI.

Comme expliqué précédemment, l'option OCI permet d'avoir un résultat net d'assurance plus stable sur les années de projection. Il permet également d'obtenir un compte de résultat dédié uniquement au service d'assurance fournie aux assurés. Les effets financiers peuvent venir de trois composantes :

- le changement dû à l'effet d'actualisation ;
- le changement du taux d'actualisation d'une année à l'autre ;
- les écarts d'expérience : si les PVFCF varient à cause des changements d'hypothèses.

1.5.4 Test d'éligibilité

Lors de la mise en oeuvre de la norme IFRS17, l'approche simplifiée d'allocation des primes (PAA) est autorisée, si l'organisme fournit une évaluation non matériellement différente du modèle général ou si la période de couverture est d'un an ou moins. Il est possible pour les contrats Non-Vie d'être soumis à un test d'éligibilité afin de permettre aux entités de pouvoir appliquer ou pas la PAA pour les affaires pluriannuelles.

Dans un premier temps, il faudra vérifier si les contrats évalués selon la PAA sont onéreux. En effet, si le test peut mettre en évidence des contrats onéreux selon la PAA, c'est-à-dire si le ratio combiné incluant le RA est supérieur à 1, le *Fulfillment Cash Flow* sera strictement positif et la différence

entre la valeur de marché des flux futurs sortants probables dépassera celle des flux entrants, après actualisation et ajustement pour risques non financiers (RA). Dans cette situation, une composante de perte va être allouée pour le groupe de contrats déficitaires et sera égale au montant des pertes attendues. Ainsi, il faudra ôter ce montant des revenus d'assurance car la perte va être reconnue directement au résultat.

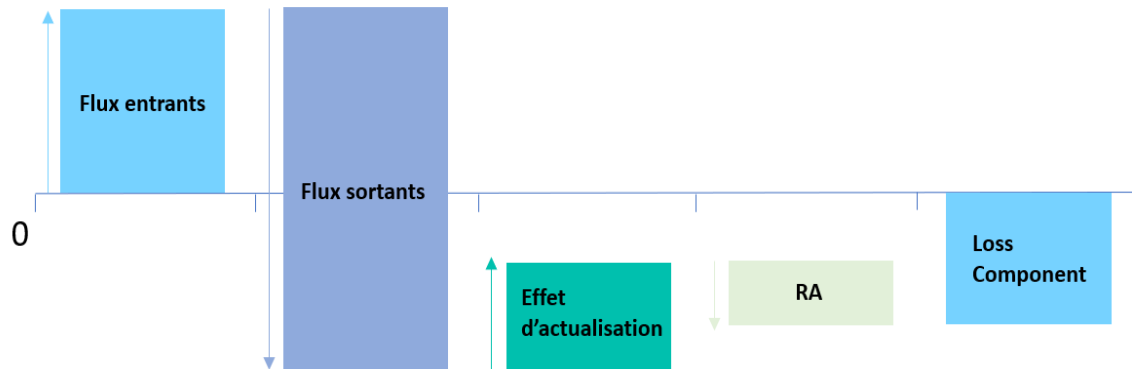


FIGURE 1.13 – Formation de la composante de perte

Dans un deuxième temps, il sera nécessaire de déterminer la matérialité des affaires pluriannuelles. D'une part, il faut différencier les groupes de contrats classés en affaires annuelles ou en pluriannuelles. Ensuite, il faut identifier les groupes de contrats pluriannuels significatifs nécessitant un test d'éligibilité à la PAA.

1.6 Focus sur l'ajustement pour risque

1.6.1 Définition et périmètre de risques associé

L'ajustement pour risque est l'indemnité qu'un organisme d'assurance exigerait pour la prise en charge de l'incertitude autour du montant et de l'échéancier des flux de trésorerie, engendrée par le risque non financier. (article B37 de la norme [8]). Il est indiqué au paragraphe 119 de la norme : "*L'entité doit indiquer le niveau de confiance utilisé dans la détermination de l'ajustement au titre du risque non financier. Si elle a appliqué une méthode autre que celle des niveaux de confiance pour déterminer cet ajustement, elle doit indiquer la méthode appliquée et le niveau de confiance auquel équivaut le résultat de l'application de cette méthode.*"[8]. Ainsi, il existe plusieurs méthodes de calcul du RA utilisées, que nous présenterons dans cette partie. Pour chaque méthode, l'entité doit calculer un niveau de confiance du RA et le communiquer officiellement.

Malgré le fait que la norme n'impose pas de méthode de calcul du RA pour le risque non financier, l'IASB présente cinq axiomes à respecter lors de l'estimation du RA. Nous retrouvons ces conditions à l'article B91 de la norme [8] :

- l'ajustement pour risque sera d'un montant plus élevé si les risques sont peu fréquents mais graves que s'ils sont fréquents mais peu graves ;
- pour des risques similaires, il sera d'un montant plus élevé si les contrats sont de longue durée que s'ils sont de courte durée ;
- il sera d'un montant plus élevé si la distribution de probabilité des risques est large que si elle est étroite ;
- il sera d'un montant d'autant plus élevé que l'estimation à jour et la tendance qu'elle présente comportent de nombreuses inconnues ;
- il sera d'un montant d'autant moins élevé que les résultats techniques récents réduisent l'incertitude entourant le montant et l'échéancier des flux de trésorerie, et vice versa.

Il faut aussi évoquer le périmètre de l'ajustement des risques non-financiers modélisés. En effet, la norme insiste sur la nécessité de distinguer les risques d'assurance et les risques financiers intervenant respectivement dans l'estimation du RA et de la PVFCF. Ainsi, un risque non-financier ne dépendra pas de la réalisation d'un événement financier affectant négativement la valeur d'un actif. Mais le périmètre des risques pour le calcul de l'ajustement pour risque regroupe les risques d'assurance et les risques non-financiers. Contrairement à Solvabilité II, le risque opérationnel n'est pas inclus dans l'évaluation de l'ajustement pour risque car il est considéré comme plus global par la norme IFRS17 (voir les articles B86 et B89 de la norme[8]).

Nous pouvons expliciter les risques créant de l'incertitude pour estimer les flux de trésorerie futurs :

- la survenance du sinistre, son montant et son évolution ;
- l'abandon, le rachat, le maintien des primes et les autres comportements des titulaires ;
- l'évolution et les tendances externes, dans la mesure où elles influent sur les flux de trésorerie d'assurance ;
- le risque d'inflation des sinistres et des charges, à l'exception du risque lié à l'indice d'inflation direct, puisqu'il s'agit d'un risque réputé financier.

1.6.2 Enjeux

Le RA constitue un élément structurant dans le pilotage du résultat IFRS17 car la détermination des profits futurs est impactée par le calcul de l'ajustement pour risque. Le RA représente un chargement de sécurité ajusté au profil de risque de l'entité. Il va réduire à la comptabilisation initiale le profit futur probable d'un groupe de contrats. En outre, si l'écoulement des flux futurs se déroule comme espéré dans l'estimation, le RA est alors progressivement repris en résultat sur la durée des engagements.

Nous pouvons relever plusieurs impacts du RA :

1. **Point de vue opérationnel** : le RA permet de mieux comprendre les caractéristiques des contrats d'assurance et fournit une meilleure lecture des états financiers par rapport au risque non-financier auquel l'assureur est exposé. Il va également retranscrire les évolutions possibles dans l'estimation de ce risque.
2. **Aversion au risque** : l'aversion d'une entité au risque indique dans quelle mesure l'entité accepte la couverture du risque. Ainsi, avec la publication de données qualitatives et quantitatives relatives au RA, il est possible d'évaluer l'aversion au risque de l'assureur. A risque équivalent, il est possible de comparer la marge qu'une entité prévoit par rapport à un autre acteur du marché.
3. **Réassurance** : le RA publié au passif est brut de réassurance. Il faut ainsi publier séparément le montant de RA correspondant aux contrats de réassurance détenus. Il en est de même avec les niveaux de confiance car le RA détenu en réassurance est à l'actif du bilan.
4. **Levier de pilotage** : l'estimation du RA peut offrir des leviers de pilotage aux assureurs, notamment pour leur rentabilité, leur solvabilité ou encore la volatilité des risques. Un pilotage à un niveau plus granulaire peut être mis en place.
5. **Diversification** : l'ajustement pour risque doit refléter les bénéfices de diversification sous-jacents. Une entité peut avoir des contrats exposés à des risques différents mais se compensant mutuellement. Par exemple, un risque peut augmenter des flux entrants pour un type de contrats tandis que pour d'autres types de contrats au sein du portefeuille cela va entraîner une baisse de ces flux. Le bénéfice de diversification pourrait optimiser la valeur du RA en permettant à l'entité d'obtenir une vision consolidée du RA captant les phénomènes de diversification entre les risques et les différents groupes de contrats. Par ailleurs, il convient de calculer une estimation du RA au niveau des groupes de contrats. Cela n'est pas imposé par la norme mais comme les calculs de la CSM sont faits selon cette granularité, ceci permet de garder une continuité dans les calculs.

1.6.3 Comparatif entre l'ajustement pour risque et la marge de risque

Conceptuellement, le RA est proche de la marge pour risque (*Risk Margin* utilisée pour Solvabilité II), malgré cela il existe des différences au niveau des calculs. Nous pouvons rappeler la définition

Solvabilité II de la RM : "La RM correspond à la part des provisions techniques représentative du coût en capital qu'engendre le portage des risques. L'idée est qu'un éventuel organisme reprenneur des engagements devrait disposer de fonds propres, immobilisés à un coût supérieur aux produits qu'il en tirerait " [Article 77, Directive Solvabilité II[18]].

Elle se calcule grâce à la méthode Coût du Capital (*Cost Of Capital*). Cette dernière consiste à identifier le coût généré par l'immobilisation du SCR (*Solvency Capital Requirement*). Ce coût est estimé annuellement à 6 % du SCR et doit être évalué sur la durée de vie résiduelle des engagements, considérée dans le calcul de BE [Art 37, Règlement délégué 2015/35 [18]]. Nous pouvons aussi définir cela comme la rémunération compensatoire requise par un assureur voulant couvrir les risques non financiers liés à l'incertitude des flux futurs pris en compte dans les provisions *Best Estimate* d'un assureur cédant ses engagements.

La marge de risque et l'ajustement pour risque sont des concepts proches, se basant sur le principe d'une mesure de risque et constituant un chargement de sécurité pouvant faire face à l'incertitude des flux futurs. Nous comparons ci-dessous la RM et le RA selon différentes caractéristiques :

| | Solvabilité II | IFRS17 |
|------------------------------|--|---|
| Méthode de calcul | Définie par la réglementation [Art 37, RD] : Méthode CoC | Dépend du choix fait par l'entité [paragraphe B92 de la norme] |
| Vision | À 1 an | À la fin des engagements |
| Réassurance | RM calculée nette de réassurance [Art 38, RD] | RA évalué brut de réassurance [paragraphe 64 de la norme] |
| Périmètre des risques | Prescrit par la norme [Art 38, RD] | Le risque opérationnel, certains risques de défaut et de contrepartie sont exclus [paragraphe B86 de la norme] |
| Calibrage des risques | Formule Standard ou Modèle Interne | Non prescrit |
| Niveau de confiance | SCR calculé à partir d'une VaR à 99,5% et à horizon 1 an | Non prescrit : à définir selon l'aversion au risque de l'entité |
| Coût du capital | 6 % | À définir (selon le niveau de confiance visé), si méthode CoC utilisée |
| Diversification | Au niveau de l'entité légale | Pas de restriction sur la maille, possibilité de diversification au niveau du groupe [paragraphe B88 de la norme] |
| Maille de calcul | Au niveau de l'entité légale [Art 37, RD] | Au niveau du groupe de contrats [paragraphe 24 et 33 de la norme] |

FIGURE 1.14 – Tableau comparatif RA et RM.

Le choix de la méthode de détermination de l'ajustement pour risque est important car ce passif constitue une part significative du résultat qui sera reconnu progressivement, au fur et à mesure de la réduction du risque ou de la décomptabilisation des contrats. Nous allons présenter différentes méthodes de calcul de l'ajustement pour risque.

1.6.4 Méthode quantile (VaR)

La méthode quantile ou VaR (*Value At Risk*), largement utilisée sur le marché, est une approche de calcul de RA sur sinistres survenus (LIC) au sein du modèle PAA. Pour une période de temps donnée, la VaR correspond au montant de perte potentielle, sur un laps de temps fixé, dépassée seulement dans $\alpha\%$ des cas. L'horizon de temps pour le calcul du RA est la durée de couverture du contrat et le niveau de confiance α est le reflet de l'aversion au risque de l'entité. La VaR va être calculée selon un niveau de confiance précis. Pour rappel, la VaR est utilisée lors du calcul du SCR. En effet, le SCR est la VaR à 99,5 % du montant des fonds propres sur un horizon 1 an.

Nous pouvons exprimer la VaR de niveau de confiance α associée au risque X par la fonction suivante :

$$VaR_{\alpha}(X) = \inf(x | \mathbf{P}(X \leq x) \geq \alpha)$$

La $VaR_\alpha(X)$ représente le seuil minimal de perte à envisager au niveau de risque α . Par conséquent, une entité supportant le risque et disposant d'un montant $VaR_\alpha(X)$ a une probabilité de ruine de $1 - \alpha$.

Dans le cas du calcul du RA, nous devons prendre la VaR selon le quantile désiré de la distribution du risque. Pour obtenir cette distribution, l'entité doit calculer une distribution des réserves selon différents scénarios tenant compte de l'incertitude résultant des risques non-financiers. L'entité doit fixer un niveau de confiance qu'elle juge approprié pour ses activités et son aversion au risque. Le RA est la différence entre la $VaR_\alpha(X)$ et la valeur actualisée et probabilisée des flux futurs.

$$RA_1 = VaR_\alpha(X) - PVFCF$$

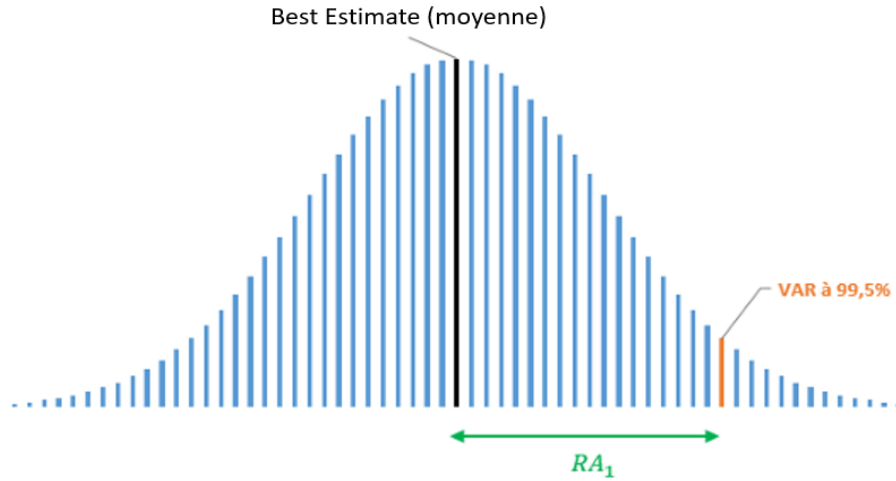


FIGURE 1.15 – RA pour $\alpha = 99,5\%$ d'une loi normale centrée réduite calculé avec la méthode VaR.

Cette mesure de risque est beaucoup utilisée dans le monde assurantiel par sa simplicité et sa cohérence avec les normes réglementaires. De plus, la VaR est croissante en fonction du niveau de confiance. Toutefois la robustesse du critère de la VaR est à prendre en compte car la VaR sous-estime les queues de distribution. Elle ignore les valeurs extrêmes, ce qui peut conduire à une sous-estimation du capital ajusté au risque. Dans le paragraphe suivant, nous présenterons la TVaR, une autre mesure de risque, remédiant à ce problème. Nous déterminerons dans la suite de ce mémoire la distribution que nous utiliserons dans le cadre du calcul de RA par la méthode quantile.

1.6.5 Méthode de la *Tail Value at Risk* (TVaR)

La méthode de la TVaR est aussi une méthode quantile mais utilisant une autre mesure de risque : la TVaR. Elle est calculée par rapport à un niveau de confiance précis et est issue de la VaR. Nous pouvons définir cela comme le montant moyen des sinistres sachant que le risque X est survenu. Cette mesure est plus sensible aux valeurs extrêmes que la VaR et donne une indication plus significative du montant des pertes extrêmes. En effet, elle prend en compte la probabilité de ruine α et étudie la sévérité des pertes en tenant compte de la queue de distribution. Sa définition mathématique est :

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

Où le terme $\mathbf{E}(X - VaR_\alpha(X))$ est appelé *expected shortfall* au niveau de probabilité α , représentant la perte moyenne en plus de la $VaR_\alpha(X)$ au niveau α .

La TVaR est une mesure cohérente de risque, contrairement à la VaR, car elle vérifie l'hypothèse de sous-additivité. De plus, la TVaR est préférable lors du calcul de montant de pertes maximales par

branche. Mais comme cette mesure de risque prend bien en compte les queues de distribution correspondant à des phénomènes rares, le capital calculé serait d'un montant significativement important. Le RA se calcule comme la différence de la TVaR et de la valeur actualisée et probabilisée des flux futurs :

$$RA_2 = TVaR_\alpha(X) - PVFCF$$

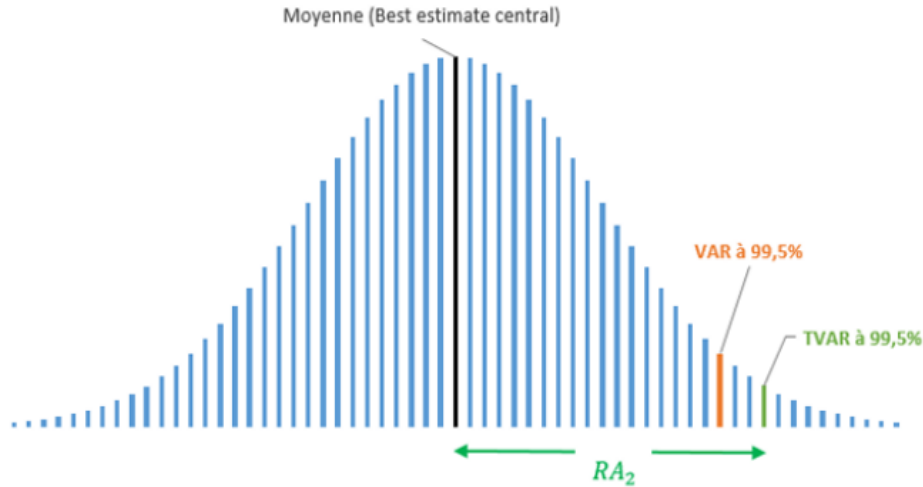


FIGURE 1.16 – RA pour $\alpha = 99,5\%$ d'une loi normale centrée réduite calculé avec la méthode TVaR.

La TVaR est supérieure à la VaR.

1.6.6 Méthode *Cost Of Capital*

La méthode *Cost Of Capital* est utilisée dans le calcul de la marge pour risque sous Solvabilité II. Cette approche évalue le coût du capital nécessaire pour couvrir les risques non-financiers sur la durée de vie du portefeuille. Sous Solvabilité II, le coût du capital est prescrit à 6% sur un horizon d'un an, les flux résultants sont actualisés selon la courbe des taux sans risque. Nous obtenons la formule du RA suivante :

$$RA = \sum_{t=1}^T \alpha_t * \frac{C_t}{(1 + d_t)^t}$$

Où :

- C_t est le montant en capital issu des risques non-financiers, à détenir à la date t .
- α_t est le taux du coût du capital à la date t .
- d_t est le taux d'actualisation à la date t .

Sous IFRS17, le taux du coût du capital n'est pas précisé donc il peut être déterminé en fonction de l'aversion au risque de l'entité et de l'incertitude des flux futurs en termes de calendrier et d'actualisation. Une réutilisation des calculs de la marge pour risque est possible pour les entités souhaitant capitaliser sur leur processus Solvabilité II mais quelques ajustements sont nécessaires. Ainsi, les flux pris en compte dans le calcul de la PVFCF doivent être modifiés et mis à l'échelle IFRS17 par rapport à la frontière des contrats, maille de calcul ou encore les frais. Le calibrage des risques doit être adapté au profil de risque de l'entité. A noter qu'il faut enlever le risque opérationnel du périmètre des risques pris en compte dans le calcul du RA. Enfin il faut fixer le taux du coût du capital comme mentionné précédemment.

Cependant, la principale difficulté de cette méthode réside dans l'obligation de fournir un niveau de confiance du RA. La méthode *Cost Of Capital* ne fournit pas de niveau de confiance. Cela implique de déterminer une distribution des provisions, ce qui peut être un véritable défi pour les entités en plus

de définir un paramétrage pertinent des déformations du scénario de meilleure estimation. En effet, ces dernières doivent être propres à l'entité et adaptées à sa cartographie des risques.

En conclusion, cette méthode nécessite de justifier plusieurs hypothèses :

- le choix du taux d'actualisation ;
- le taux du coût du capital ;
- le passage d'une vision un an à l'ultime ;
- le SCR selon les risques non-financiers et en run off.

Il est probable que les résultats du RA calculés avec cette méthode soient plus volatiles que ceux obtenus avec une méthode quantile à cause des hypothèses ci-dessus.

Nous avons introduit dans ce chapitre la norme IFRS17 et ses modèles de comptabilisation du passif d'assurance. Nous avons précisé également que dans le cadre de ce mémoire, nous utiliserons le modèle *PAA* à cause de la durée des contrats du portefeuille étudié (c'est-à-dire inférieure à un an). Nous avons aussi exposé les différentes méthodes de calcul de l'ajustement pour risque. Dans le chapitre suivant, nous nous attellerons à présenter les modèles et méthodes nécessaires à la modélisation du RA.

Chapitre 2

Modélisation de l'ajustement pour risque

L'objectif de ce chapitre est de présenter les méthodologies de provisionnement et de calcul de la volatilité nécessaires dans l'estimation du RA LIC. En effet, dans le cadre de ce mémoire nous allons nous focaliser sur le RA LIC et ainsi le risque de réserve. Le risque de réserve en Non-Vie découle de l'estimation de la PVFCF. Il est susceptible de varier d'une année à l'autre suite à l'apparition d'informations supplémentaires sur la sinistralité. Cette incertitude sur le montant des flux futurs peut être liée à une mauvaise évaluation des flux futurs (sous-estimation ou sur-estimation) par l'entité. De plus, des facteurs externes à l'entité peuvent affecter les flux comme une modification de la jurisprudence. L'entité doit disposer de suffisamment de capital pour être en capacité d'honorer ses engagements envers ses assurés. Ainsi, pour pallier l'incertitude quant aux prévisions de paiements des prestations, il est nécessaire de choisir la méthode de provisionnement permettant de prédire le plus précisément les paiements futurs.

Le risque de réserve est lié à la nature aléatoire de l'évaluation des sinistres et introduit le concept de calcul de la volatilité des paiements. Selon IFRS17, le RA doit être évalué selon une vision jusqu'à la fin des engagements de l'assureur, entraînant ainsi une estimation de la volatilité à l'ultime.

Nous allons présenter dans ce chapitre plusieurs méthodologies déterministes de provisionnement ainsi que leurs hypothèses. Dans un deuxième temps, nous nous attacherons à définir les méthodes de calcul du risque de provisionnement à l'ultime puis du risque de provisionnement à un an.

2.1 Le provisionnement en assurance Non-Vie : les méthodes déterministes

Lorsqu'un sinistre survient, l'assureur doit légalement constituer une provision. Une provision est définie comme les "*charges à prévoir pour faire face à la sinistralité déclarée mais non encore réglée et à la sinistralité non encore déclarée mais prévisible des contrats en cours*". Il existe des méthodes déterministes en provisionnement, permettant d'estimer le montant moyen des prestations que la compagnie d'assurance devra verser aux assurés.

2.1.1 La méthode Chain-Ladder

La méthode déterministe de provisionnement en assurance Non-Vie la plus courante est la méthode *Chain Ladder (CL)*. A partir des paiements antérieurs, elle détermine une estimation des paiements futurs et donc une estimation des provisions. Elle suppose que le développement des sinistres d'une année de développement se fait proportionnellement à l'année précédente et cette proportion est constante pour toutes les années de souscription. Nous pouvons représenter les données liées aux sinistres survenus dans un triangle de développement. L'idée est de remplir la partie inférieure droite du triangle de paiements ou de charges cumulées en fonction des données historiques présentes dans la partie supérieure du triangle.

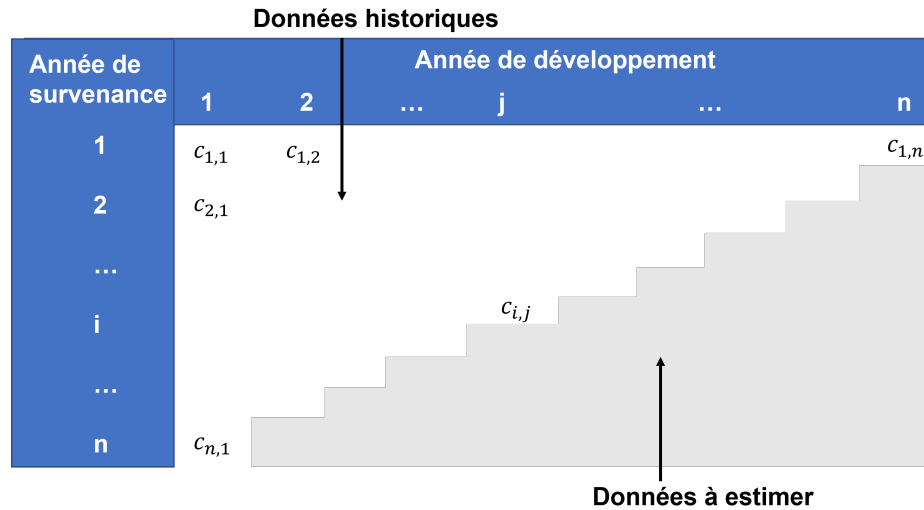


FIGURE 2.1 – Exemple : triangle de paiements cumulés ;

Où $c_{i,j}$ est le règlement cumulé au titre des sinistres survenus l'année i de la première jusqu'à la $j^{\text{ème}}$ année de développement.

La méthode se base sur des facteurs de développement individuels $f_{i,j}$ liant deux années de développement successives pour une même année d'origine, définis de la façon suivante :

$$f_{i,j} = \frac{c_{i,j+1}}{c_{i,j}}, \forall i \in \{1, \dots, n-1\}, \forall j \in \{1, \dots, n-1\}, i+j \leq n \quad (2.1)$$

L'application de cette méthode repose sur les hypothèses suivantes :

1. Les paiements cumulés des années de souscription sont indépendants c'est-à-dire $\forall i \neq i', (c_{i,1}, \dots, c_{i,n})$ est indépendant de $(c_{i',1}, \dots, c_{i',n})$

2. Il existe une linéarité des paiements cumulés de l'année de développement j à l'année de développement $j + 1$ pour une année de souscription i . Nous avons alors la relation suivante :

$$c_{i,j+1} = f_j \times c_{i,j}, \forall i = 1, \dots, n$$

Où f_j est un facteur de développement pour $j = 1, \dots, n - 1$

En se référant à l'hypothèse numéro 2, nous pouvons estimer la valeur de ces facteurs selon la formule suivante :

$$\hat{f}_j = \frac{\sum_{i=0}^{n-j+1} c_{i,j+1}}{\sum_{i=0}^{n-j+1} c_{i,j}} \quad (2.2)$$

Ces facteurs de développement nous servent à calculer le triangle de paiements cumulés inférieur à partir des montants cumulés des sinistres historiques.

$$c_{i,j}^* = \prod_{k=j-1}^{n-i} \hat{f}_k \times c_{i,n-i} \quad (2.3)$$

Nous pouvons obtenir les réserves à l'ultime pour l'année de survénance i :

$$R_i^* = c_{i,n}^* - c_{i,n-i} \quad (2.4)$$

La réserve à l'ultime pour l'ensemble des sinistres est donnée par :

$$R^* = \sum_{i=1}^n R_i^* \quad (2.5)$$

Si nous appliquons Chain-Ladder sur un triangle de charge les réserves se calculent autrement. Nous devons obtenir l'ultime de charge puis à cela nous devons enlever la dernière diagonale de paiement du triangle correspondant.

$$R_i^* = D_{i,n}^* - c_{i,n-i} \quad (2.6)$$

Où $D_{i,n}^*$ est l'ultime de charge et $c_{i,n-i}$ la dernière diagonale du triangle de paiements.

En théorie, les ultimes calculés sur un triangle de charge ou de paiements doivent être les mêmes.

Vérification des hypothèses

Pour appliquer Chain-Ladder, nous devons vérifier les hypothèses précédemment citées. La vérification de la première hypothèse 1 s'effectue grâce à un test d'absence d'effet calendaire. Nous allons représenter les facteurs de développement en fonction des années de survénance et vérifier s'ils se comportent selon la même dynamique. Si c'est le cas, l'hypothèse d'indépendance sera acceptée. Les tests appliqués sont issus du mémoire de J. Poupon [17].

Nous pratiquerons ce test dans le Chapitre 3 sur les triangles que nous utiliserons pour notre étude.

Pour vérifier l'hypothèse 2 selon laquelle il existe une relation linéaire entre les paiements cumulés d'une année de déroulement à l'autre est vérifiée, les points $(c_{i,j}, c_{i,j+1})$ pour i allant de 0 à $i - j$ doivent être alignés sur une droite passant par l'origine comme c'est possible de le voir grâce au graphique ci-dessous 2.2.

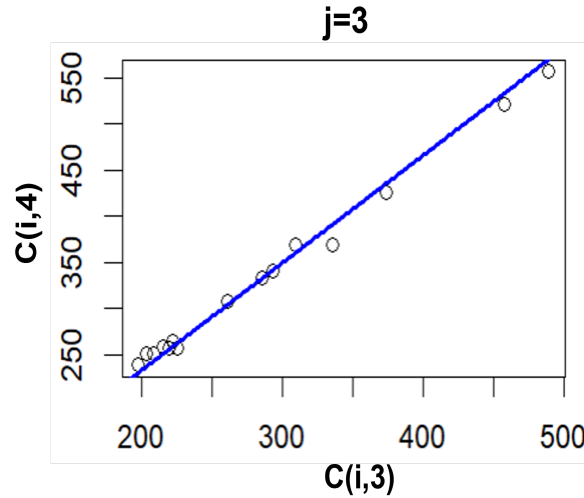


FIGURE 2.2 – Exemple où les hypothèses Chain-Ladder sont vérifiées ;

Il est possible de calculer le R^2 de la régression linéaire entre les différents couples de paiements. S'il est proche de 1 alors l'hypothèse d'alignement est vérifiée, et l'estimation du facteur de développement proposée par cette méthode est pertinente.

Avantages et limites de la méthode Chain-Ladder

La méthode Chain-Ladder est simple à comprendre et à utiliser, entraînant sa forte application sur le marché. De plus, elle est autant adaptée à des triangles de paiement que de charge comprenant des recours. Pour autant ses hypothèses sont assez restrictives. Il faut que l'historique soit suffisamment régulier, la branche doit être peu volatile et les données du portefeuille doivent être en quantité importante et fiables. Un exemple pouvant venir contredire l'hypothèse est un changement dans la gestion des sinistres. L'incertitude de l'estimation augmente avec les années de survénance. De plus, cette incertitude est d'autant plus grande que la branche est longue (à développement long), comme par exemple la Responsabilité Civile Corporelle.

2.1.2 La méthode du Nombre * Coût Moyen

Cette méthode s'effectue sur le triangle des nombres de sinistres cumulés. Ensuite, il faut construire un triangle de liquidation des coûts moyens dont les termes sont calculés de la manière suivante ;

$$CM_{i,j} = \frac{D_{i,j}}{n_{i,j}} \quad (2.7)$$

Où $D_{i,j}$ est la charge estimée en i, j et $n_{i,j}$ représente le nombre de sinistres survenus en i et payés dans les j périodes qui ont suivi.

Une fois le triangle de coûts moyens obtenu, nous pouvons appliquer Chain-Ladder sur ce triangle mais aussi sur celui des nombres de sinistres payés. Nous obtenons pour chaque exercice d'origine un nombre de sinistres ultimes $n_{i,n}$ et un coût moyen ultime $CM_{i,n}$. Nous pouvons ainsi calculer les charges ultimes : $D_{i,n} = n_{i,n} \times CM_{i,n}$.

Enfin pour obtenir les réserves du triangle, il faudra faire la différence entre la charge ultime obtenue et la dernière diagonale du triangle de paiements comme vu dans la partie 2.1.1.

$$R_i^* = D_{i,n}^* - c_{i,n-i} \quad (2.8)$$

Certains triangles de sinistres graves sont compliqués à traiter avec la méthode Chain-Ladder car les sinistres sont ponctuels (c'est-à-dire ils surviennent occasionnellement) et avec une volatilité plus importante. Il existe une méthode de provisionnement alternative plus adaptée à ce type de sinistre : la méthode additive aussi appelée *ALR*.

2.1.3 La méthode additive

Une projection additive peut être utilisée pour projeter un triangle de nombres trop volatil pour être développé avec Chain-Ladder. En effet, nous sommes souvent confrontés au fait que les observations passées fluctuent fortement et que nous ne disposons d'un nombre de sinistres faible. Dans de telles situations il est difficile de faire des prévisions fiables sur la base de ces seules observations. Nous observons un développement des ultimes par années de survénance "en escaliers" 2.3.

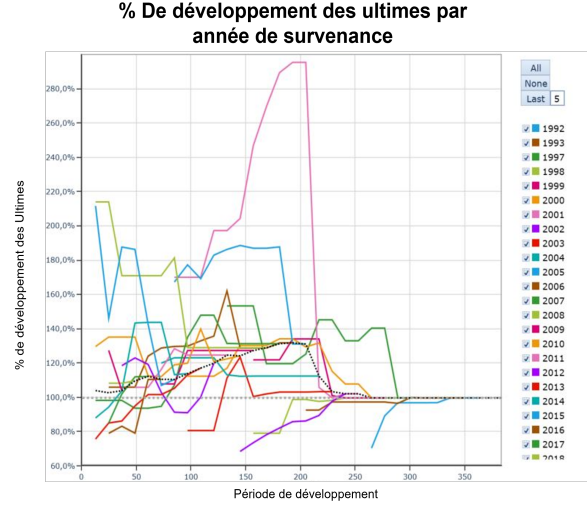


FIGURE 2.3 – Exemple de développement des ultimes d'un triangle de coûts moyens de la 2^{ème} strate des sinistres graves.

Ainsi, en 2009 Merz et Wüthrich ont publié un article expliquant la méthode *ALR* (*Additive Loss Reserving* [14]). Elle s'applique aux données incrémentales et permet de modéliser également les sinistres incrémentaux négatifs. Nous pouvons présenter le modèle *ALR*. Les sinistres incrémentaux sont notés $X_{i,j}$ où $0 \leq i \leq n$ sont les années de survénance et $0 \leq j \leq n$ les années de développement. Les sinistres cumulés sont égaux à :

$$c_{i,j} = \sum_{k=0}^j X_{i,k} \quad (2.9)$$

Dans la méthode ALR, nous étudions les sinistres marginaux normalisés (taux de sinistres marginaux individuels) définis par :

$$Z_{i,j} = \frac{X_{i,j}}{V_i} \quad (2.10)$$

Où V_i est une mesure positive de l'exposition par exemple les primes, le nombre de contrats, le nombre de sinistres attendus etc... L'hypothèse de base sous-jacente à la méthode *ALR* est que les vecteurs des sinistres incrémentaux $X_{i,j} \forall i, j \in \{1, \dots, n\}$ sont proportionnels au vecteur V_i :

$$X_{i,j} \simeq m_j V_i \quad (2.11)$$

Ces facteurs m_j peuvent être interprétés en tant que modèles de flux prévus et échelonnés sur les différentes années de développement. La méthode *ALR* classique est telle qu'à l'instant $t = n, n + 1$ les variables aléatoires $c_{i,j}$ pour $j > t - i$ sont prédites par :

$$\hat{c}_{i,j}^{(t)ALR} = c_{i,t-i} + V_i \sum_{k=t-i+1}^j \hat{m}_k^{(t)} \quad (2.12)$$

Où m_j est estimé au temps $t = n, n + 1$ par :

$$\hat{m}_j^{(t)} = \sum_{i=0}^{t-j} \frac{V_i}{\sum_{k=0}^{t-j} V_k} \times Z_{i,j} \quad (2.13)$$

Ainsi, nous obtenons le rectangle des sinistres et les ultimes $\hat{c}_{i,n}^{ALR}$. Nous pouvons faire la même chose pour le triangle du nombre de sinistres, nous obtenons les ultimes du nombre de sinistres par année de survénance. Les ultimes nous permettent de prédire le nombre de sinistres survenus mais non encore déclarés à l'entité, aussi appelés les sinistres tardifs.

L'objectif suivant est d'associer un coût moyen aux nombres de sinistres tardifs estimés précédemment afin de pouvoir déterminer la réserve IBNR (*Incurring But Not Reported*). Elle est composée des IBNyR (*Incurring But Not yet Reported*) et des IBNeR (*Incurring But Not enough Reported*). Les IBNyR composent la réserve pour sinistres survenus mais non encore déclarés. Quant aux IBNeR, ils représentent la réserve pour les sinistres en cours, c'est-à-dire que les sinistres sont plus importants que prévus et qu'il faut augmenter la réserve initiale.

Nous pouvons être face à deux situations :

1. Le triangle de coûts moyens n'est pas projetable : nous retenons la charge courante pour les sinistres déclarés et évaluons les IBNyR à partir des nombres de tardifs projetés et du CM observé.

$$IBNyR_i = \overline{CM}_i^{observé} \times tardifs_i \quad (2.14)$$

Où $\overline{CM}_i^{observé}$ est la moyenne empirique des coûts moyens observés. Enfin pour obtenir les ultimes de charge par année de survénance, nous rajoutons à la charge observée les IBNyR calculés précédemment :

$$D_{i,n}^* = CM_{i,n-i} \times n_{i,n-i} + IBNyR_i \quad (2.15)$$

2. Le triangle de coûts moyens est projetable : nous prenons en compte les IBNyR et les IBNeR. Pour le calcul des IBNyR, nous devons faire la moyenne des coûts moyens ultimes puis nous devons multiplier ce montant par le nombre de tardifs projetés par année de survénance.

$$IBNyR_i = \overline{CM}_{i,n} \times tardifs_i \quad (2.16)$$

Où $\overline{CM}_{i,n}$ est la moyenne empirique des coûts moyens ultimes. Pour calculer les IBNeR, nous devons appliquer la formule suivante :

$$IBNeR_i = (CM_{i,n} - CM_{i,n-i}) \times n_{i,n-i} \quad (2.17)$$

Enfin pour obtenir les ultimes de charge par année de survénance, il ne reste plus qu'à sommer les IBNyR et les IBNeR puis appliquer la méthode Nombre * Coûts moyens vue à la section précédente.

$$D_{i,n}^* = IBNeR_i + IBNyR_i + CM_{i,n} \times n_{i,n} \quad (2.18)$$

Pour obtenir les réserves, nous appliquons comme précédemment la formule suivante :

$$R_i^* = D_{i,n}^* - c_{i,n-i} \quad (2.19)$$

2.2 Détermination du risque de provisionnement à l'ultime

Nous avons présenté précédemment des méthodes déterministes de provisionnement mais elles ne permettent pas de quantifier l'incertitude présente dans les triangles. En effet, il n'est pas possible de quantifier le risque à l'ultime ou en vision à un an. Nous pouvons introduire les méthodes stochastiques. Les $c_{i,j}$ sont supposés des variables aléatoires et sont observés pour le triangle supérieur.

Nous allons présenter dans cette section les méthodes de Mack et Bootstrap avec les hypothèses de Mack. Elles vont permettre de quantifier le risque associé à l'estimation moyenne des provisions. Nous aurons besoin de cette incertitude pour calculer le RA non financier ainsi que de la distribution des provisions. L'incertitude représentera l'écart-type de la distribution des réserves sur laquelle nous baserons notre calcul de RA.

2.2.1 Modèle de Mack

La méthode stochastique de Mack a été introduite par Thomas Mack en 1993 [16] et utilise un modèle non-paramétrique permettant d'estimer une marge d'erreur sur le montant des provisions.

Hypothèses

La méthode se base sur la méthode Chain-Ladder et repose sur trois hypothèses :

1. Les paiements cumulés des années de souscription sont indépendants c'est-à-dire $\forall i \neq i', (c_{i,1}, \dots, c_{i,n})$ est indépendant de $(c_{i',1}, \dots, c_{i',n})$
2. Pour $j = 0, \dots, n-1$, il existe un facteur f_j tel que pour $i = 0, \dots, n$ nous avons conditionnellement :

$$\mathbb{E}[c_{i,j+1} \mid c_{i,1}, \dots, c_{i,n}] = f_j \times c_{i,j} \quad (2.20)$$

3. Il existe des facteurs $\sigma_1, \dots, \sigma_n$ tels que pour $i = 0, \dots, n$:

$$\text{Var}[c_{i,j+1} \mid c_{i,j}, \dots, c_{i,0}] = \text{Var}[c_{i,j+1} \mid c_{i,j}] = \sigma_j^2 \times c_{i,j} \quad (2.21)$$

Estimation des paramètres

Précédemment nous avons estimé \hat{f}_j :

$$\hat{f}_j = \frac{\sum_{i=0}^{n-j-1} c_{i,j+1}}{\sum_{i=0}^{n-j-1} c_{i,j}} \quad (2.22)$$

Nous pouvons rajouter que ces estimateurs sont sans biais ($\mathbb{E}(\hat{f}_j) = f_j$) et non corrélés

($\forall j \neq k, \text{Cov}(\hat{f}_j, \hat{f}_k) = 0$).

Ensuite l'hypothèse 3 nous a permis d'estimer le paramètre de variance :

$$\begin{aligned} \hat{\sigma}_j^2 &= \frac{1}{n-j-1} \sum_{i=0}^{n-j-1} c_{i,j} \times \left(\frac{c_{i,j+1}}{c_{i,j}} - \hat{f}_j \right)^2, j \leq n-2 \\ \sigma_{n-1}^2 &= \min \left(\frac{\sigma_{n-2}^4}{\sigma_{n-3}^2}; \min(\sigma_{n-3}^2; \sigma_{n-2}^2) \right) \end{aligned} \quad (2.23)$$

Méthode

Nous obtenons la charge estimée de la même façon que pour Chain-Ladder :

$$C_{i,j}^* = \prod_{k=j-1}^{n-i} \hat{f}_k \times c_{i,n-i} \quad (2.24)$$

Les réserves se calculent comme précédemment :

$$R_i^* = c_{i,n}^* - c_{i,n-i} \quad (2.25)$$

Erreurs de prédiction

Nous pouvons à présent estimer l'erreur de prédiction que nous mesurons par l'erreur quadratique moyenne (*Mean Square Error Prediction*) :

$$\text{MSEP}(\hat{R}_i) = E \left[\left(R_{i,n} - \hat{R}_{i,n} \right)^2 \mid D \right] = E \left[(c_{i,n} - \hat{c}_{i,n})^2 \mid D \right]$$

Où :

- $R_{i,n} = c_{i,n} - c_{i,n-i}$;
- $\hat{R}_{i,n} = \hat{c}_{i,n} - \hat{c}_{i,n-i}$;
- $D = \{c_{i,j} = i + j \leq n + 1\}$ l'information disponible.

Nous décomposons alors l'estimateur en une erreur de processus et une erreur d'estimation des paramètres. Nous pouvons rappeler que l'erreur de processus est la variabilité autour de la moyenne et l'erreur d'estimation provient du fait que nous estimons les facteurs de développement alors que nous ne connaissons pas les "réelles" valeurs.

$$\text{MSEP}(\hat{R}_i) = \text{Var}(c_{i,n} \mid D) + \mathbb{E}[(\mathbb{E}[c_{i,n} \mid D] - \hat{c}_{i,n})^2] \quad (2.26)$$

Mack propose alors une estimation de l'erreur quadratique moyenne pour $i = 1, \dots, n$

$$\widehat{\text{MSEP}}(\hat{R}_i) = \hat{c}_{i,n}^2 \sum_{j=n-i}^{n-1} \frac{\hat{\sigma}_j^2}{\hat{f}_j^2} \left(\frac{1}{\hat{c}_{i,j}} + \frac{1}{\sum_{k=0}^{n-j-1} c_{k,j}} \right) \quad (2.27)$$

Avec $\hat{c}_{i,n-i} = c_{i,n-i}$

Pour estimer l'erreur de prédiction totale des provisions, nous ne pouvons pas simplement sommer les $\text{MSEP}(\hat{R}_i)$ relatives à chaque année de survénance par le fait que celles-ci sont estimées à l'aide des mêmes facteurs de développement. Mack estime alors l'erreur quadratique moyenne des provisions totales par :

$$\widehat{\text{MSEP}}(\hat{R}) = \sum_{i=1}^n \widehat{\text{MSEP}}(\hat{R}_i) + \hat{c}_{i,n} \left(\sum_{k=i+1}^n \hat{c}_{k,n} \right) \sum_{j=n-i}^{n-1} \frac{2\hat{\sigma}_j^2}{\hat{f}_j^2} \frac{1}{\sum_{k=0}^{n-j-1} c_{k,j}} \quad (2.28)$$

Nous disposons à présent d'un prédicteur de R_i noté \hat{R}_i et de l'écart-type de celui-ci défini par

$$se(R_i) = \sqrt{\widehat{\text{MSEP}}(\hat{R}_i)}.$$

Vérification des hypothèses

L'hypothèse 1 du modèle de Mack est la même que l'hypothèse 1 de Chain-Ladder . Elle se vérifie de la même façon avec le test d'indépendance des années calendaires. Il en est de même avec l'hypothèse 2 de l'existence d'un facteur de développement, nous pouvons nous référer à la partie 2.1.1 pour le rappel de cette vérification. Pour vérifier l'hypothèse 3 de la variance conditionnelle constante, nous obtenons à partir de l'équation de l'hypothèse 2 et 3 un modèle de régression linéaire pour $0 \leq i \leq n$:

$$Y_i = c + X_i \times b + \epsilon_i \quad (2.29)$$

Où pour une année de développement j :

- Y_i correspond à $c_{i,j+1}$;
- X_i correspond à $c_{i,j}$;
- b correspond à f_j ;
- ϵ_i est un terme d'erreur d'espérance nulle ;
- c est une constante nulle ;

L'estimateur obtenu par la méthode des moindres carrés pour f_k se présente de la manière suivante :

$$\hat{f}_j = \frac{\sum_{i=0}^{n-j-1} c_{i,j+1}}{\sum_{i=0}^{n-j-1} c_{i,j}} \quad (2.30)$$

Nous obtenons le même facteur de développement que pour Chain-Ladder.

Donc pour vérifier l'hypothèse 3 nous devons étudier le graphique des résidus en fonction des montants cumulés $C_{i,j}$. Il faut observer des résidus aléatoires et ne manifestant pas de tendance.

Avantages et inconvénients de la méthode

La méthode de Mack donne une formule fermée de la variance du montant des réserves permettant de mesurer l'incertitude de la charge ultime. Malgré cela, la méthode est sensible aux facteurs de développement. Si nous sommes dans le cas d'une année atypique, un coefficient de développement irrégulier peut perturber l'estimation de la volatilité. Nous obtenons l'erreur de prédiction des provisions mais pas leur distribution. Si nous voulons estimer le niveau de prudence des réserves, nous devons fixer la loi de distribution.

La méthode que nous allons présenter ensuite permet de pallier ce problème.

2.2.2 Bootstrap Mack

Méthode

La méthode Bootstrap est une méthode non paramétrique, introduite par Efron en 1979 [5]. Son objectif est d'étudier la variabilité d'un estimateur dans un contexte non paramétrique. Il faut simuler un grand nombre de données à partir de celles disponibles. L'échantillon initial va être ré-échantillonné sur base d'un tirage aléatoire avec remise. L'hypothèse fondamentale est d'avoir pour échantillon des variables aléatoires indépendantes et identiquement distribuées. Cette méthode est pratique car elle permet de s'affranchir d'hypothèses sur une famille de lois de probabilité.

Nous cherchons à appliquer la méthode Bootstrap pour obtenir une distribution des réserves du triangle et l'incertitude quant à son provisionnement, nécessaires pour le calcul du RA. Les données du triangle de paiements ne sont pas indépendantes, il faut donc appliquer la méthode Bootstrap sur le triangle des résidus de Pearson calculés sur le triangle des règlements incrémentaux. Les résidus de Pearson sont obtenus en comparant les paiements incrémentaux observés à leurs valeurs prédites et en pondérant par leur estimation. Cela représente l'écart à la moyenne normalisé par l'écart-type. Ils respectent l'hypothèse fondamentale d'application de Bootstrap.

Vérification des hypothèses

Pour pouvoir appliquer la méthode Bootstrap nous devons vérifier l'indépendance des données et il faut qu'elles soient identiquement distribuées. Pour cela nous allons effectuer deux tests :

- Pour l'indépendance, nous pouvons effectuer le test de Ljung-Box [7]. Il utilise les estimations empiriques de la fonction d'autocorrélation pour tester l'autocorrélation des données. Le test utilise les hypothèses suivantes :
 - H_0 : Les résidus sont indépendamment distribués.
 - H_1 : Les résidus ne sont pas indépendamment distribués, ils présentent une corrélation en série.

La statistique de Ljung-Box se calcule de la façon suivante :

$$Q(p) = N(N+2) \sum_{k=1}^p \frac{\hat{\rho}^2(k)}{N-k} \quad (2.31)$$

Où :

- N est la taille de l'échantillon ;
- $\hat{\rho}(k)$ est l'estimation de la fonction d'autocorrélation.

La statistique de test Q suit une loi Khi deux. Nous rejetons l'hypothèse nulle et les résidus ne sont pas indépendamment distribués si la p-value est inférieure au seuil choisi.

- Pour vérifier que les résidus sont identiquement distribués et normaux, nous pouvons utiliser le test de Kolmogorov-Smirnov. Le test compare la fonction de distribution cumulée observée d'une variable avec une distribution théorique spécifiée comme la loi normale. Les hypothèses du test sont les suivantes :
 - H_0 : La distribution des résidus suit une loi normale.
 - H_1 : la distribution des résidus ne suit pas une loi normale selon un niveau de confiance de $1 - \alpha\%$.

Le déroulement du test est le suivant :

1. Nous ordonnons les valeurs observées $u_1 \leq u_2 \leq \dots \leq u_n$.
2. Nous considérons la fonction de répartition empirique $F(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbb{1}_{u_i \leq x}$, $\forall x \in \mathbb{R}$. Nous calculons la statistique de test :

$$K = \sup |F(x) - F_0(x)|, \forall x \in \mathbb{R} \quad (2.32)$$

Où F_0 est la fonction de répartition d'une loi normale.

3. Soit α le niveau de confiance du test. Si $K < \alpha$, nous ne rejetons pas l'hypothèse.

Construction de l'échantillon Bootstrap

Pour construire une méthode Bootstrap pour le modèle de Mack il faut procéder aux étapes suivantes [13] :

1. Nous appliquons la méthode Chain-Ladder sur le triangle de paiements cumulés $(c_{i,j})_{i+j \leq n+1}$.
2. Nous calculons les résidus de Pearson de la manière suivante :

$$r_{i,j} = \frac{\frac{c_{i,j+1}}{c_{i,j}} - f_j}{\frac{\sigma_j}{\sqrt{c_{i,j}}}} = \frac{c_{i,j+1} - f_j c_{i,j}}{\sigma_j \sqrt{c_{i,j}}} \quad (2.33)$$

Nous faisons l'hypothèse supplémentaire que $r_{i,j}$ a la même loi pour $1 \leq i \leq n$ et $1 \leq j \leq n-1$. Les paramètres f_j et σ_j étant inconnus, il faut les remplacer par leur estimateur :

$$\hat{r}_{i,j} = \frac{c_{i,j+1} - \hat{f}_j c_{i,j}}{\hat{\sigma}_j \sqrt{c_{i,j}}} \quad (2.34)$$

Les prochaines étapes sont effectuées pour les N simulations.

3. Nous simulons les résidus $(\hat{r}_{i,j}^m)_{1 \leq m \leq N}$ N fois en tirant uniformément et indépendamment dans l'échantillon $(\hat{r}_{i,j})_{i+j \leq n}$. Nous avons N triangles de résidus ré-échantillonnés.
4. Ensuite, pour la partie inconnue du triangle nous simulons selon :

$$c_{i,1}^m = c_{i,1} \quad (2.35)$$

$$c_{i,j+1}^m = \hat{f}_j^m c_{i,j}^m + \hat{r}_{i,j}^m \hat{\sigma}_j^m \sqrt{c_{i,j}^m} \quad (2.36)$$

5. Nous pouvons déduire un nouveau triangle sur lequel nous estimons à nouveau les paramètres $\hat{\sigma}_j$ et \hat{f}_j , nous notons $\hat{\sigma}_j^m$ et $\hat{f}_{i,j}^m$ les estimateurs correspondants. Pour la partie inférieure inconnue du triangle, nous la simulons selon :

$$c_{i,n-i+1}^m = c_{i,n-i+1} \quad (2.37)$$

$$c_{i,j+1}^m = \hat{f}_j^m c_{i,j}^m + \hat{r}_{i,j}^m \hat{\sigma}_j^m \sqrt{c_{i,j}^m} \quad (2.38)$$

6. Nous calculons les réserves individuelles R_i^m et le montant de provision totale R^m :

$$R_i^m = c_{i,n}^m - c_{i,n-i+1}, 1 \leq i \leq n, 1 \leq m \leq N \quad (2.39)$$

Ces simulations tiennent compte à la fois de l'erreur d'estimation des paramètres et du bruit.

Nous résumons la méthode dans le schéma ci-dessous :

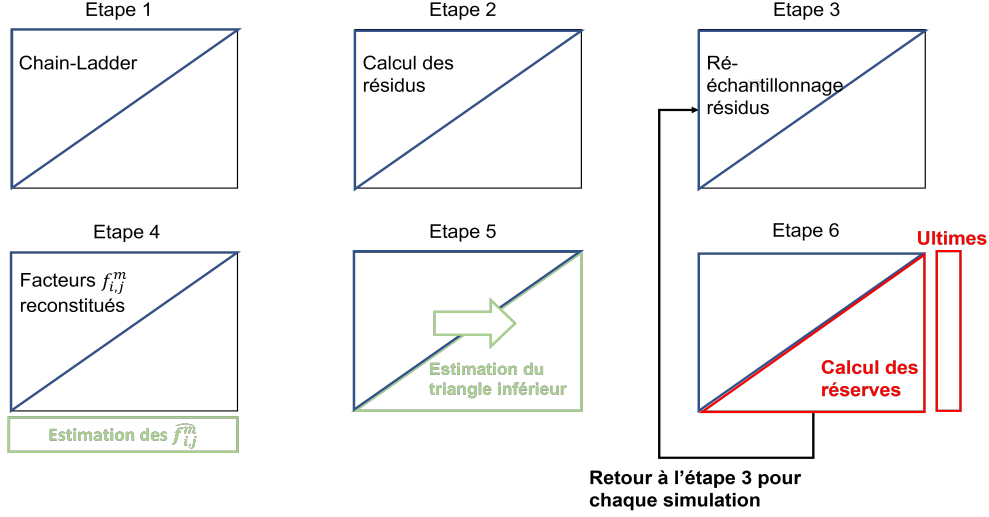


FIGURE 2.4 – Méthode Bootstrap à l'ultime.

Nous répétons de l'étape 3 à l'étape 6 pour chaque simulation.

Ce processus permet d'obtenir également une distribution des paiements à l'ultime grâce à laquelle nous pouvons obtenir la moyenne, l'écart-type et calculer la VaR pour le calcul du RA.

2.2.3 Détermination de la distribution des réserves

Dans le cadre du calcul de l'ajustement pour risque il est nécessaire de déterminer la distribution des réserves prédites. Si nous calculons l'incertitude des réserves avec la méthode de Mack, nous n'aurons pas de distribution des provisions présumée par la méthode. Toutefois il est possible de fixer une hypothèse sur la forme de la distribution des réserves. La loi la plus souvent utilisée est la loi normale avec pour moyenne l'espérance obtenue par Mack et d'écart-type $se(\hat{R}_i)$. L'intervalle de confiance à 95% s'exprime ainsi :

$$IC_{95\%} = [\hat{R}_i - 1,96 \times se(\hat{R}_i); \hat{R}_i + 1,96 \times se(\hat{R}_i)] \quad (2.40)$$

Cependant, il est possible de remettre en cause son utilisation car l'intervalle de confiance peut avoir une borne inférieure négative même si les réserves ne doivent pas être négatives. Ainsi, il est intéressant d'envisager l'utilisation d'une distribution log-normale. En effet, la distribution est asymétrique et avec une queue de distribution plus épaisse. Nous posons alors $\ln(\hat{R})$ suit la loi normale $N(\mu, \sigma^2)$, où le couple (μ, σ^2) est solution de :

$$\begin{cases} e^{\mu + \frac{\sigma^2}{2}} = \hat{R} \\ e^{2\mu + \sigma^2} (e^{\sigma^2} - 1) = (se(\hat{R}_i))^2 \end{cases} \quad (2.41)$$

Nous obtenons :

$$\begin{cases} \mu = \ln(\hat{R}_i) - \frac{\sigma^2}{2} \\ \sigma^2 = \ln(1 + (\frac{se(\hat{R}_i)}{\hat{R}})^2) \end{cases} \quad (2.42)$$

L'intervalle de confiance sous l'hypothèse d'une distribution log-normale est donné par :

$$IC_{95\%} = [e^{\mu - 1,96\sigma}; e^{\mu + 1,96\sigma}] \quad (2.43)$$

Pour la distribution des réserves obtenue par la méthode Bootstrap, nous n'avons pas besoin de faire d'hypothèse sur la distribution sous-jacente. Il faudra tout de même tester la vitesse de convergence vers la réserve Chain-Ladder.

Nous pouvons à présent nous intéresser à l'incertitude du risque de provisionnement à un an. Malgré le fait que le calcul de l'ajustement pour risque soit jusqu'à la fin des engagements de l'assureur, nous pouvons estimer l'incertitude des réserves à un an puis la projeter en vision à l'ultime. Nous détaillerons comment dans la section suivante.

2.3 Détermination du risque de provisionnement à un an

Cette section présente différentes méthodes pour calculer l'incertitude des provisions sur un an dont le modèle développé par Merz et Wüthrich en 2008 [15] et la volatilité calibrée pour le calcul du risque de réserve dans le cadre de Solvabilité II dans le Règlement Délégué [18].

2.3.1 Modèle de Merz & Wüthrich

Principe général

Merz et Wüthrich ont publié une formule fermée similaire au modèle de Mack mais en vision à un an. L'idée est d'estimer la sinistralité à l'ultime à date puis de la ré-estimer après une année développée. Théoriquement nous devrions retrouver les mêmes estimations de la sinistralité à l'ultime, mais en pratique cela est rarement le cas car l'année calendaire suivante nous disposerons d'informations supplémentaires. L'écart entre les deux estimations de la sinistralité à l'ultime, à une année comptable de différence, est appelé le CDR (*Claims Development Result*). Nous pouvons exprimer le CDR ainsi :

$$CDR_i(n+1) = E(c_{i,n}|D_n) - E(c_{i,n}|D_{n+1}) \quad (2.44)$$

$$CDR(n+1) = \sum_{i=1}^n CDR_i(n+1) \quad (2.45)$$

La méthode fournit une estimation des deux premiers moments du CDR mais pas sa distribution.

Notations

Nous pouvons préciser que pour une année n nous disposons de l'information disponible en n , exprimée par : $D_n = \{c_{i,j} : i+j \leq n\}$. Nous pouvons également l'illustrer par la figure ci-dessous :

| | | Délai de règlement | | | | | |
|---------------------|-----|----------------------------------|---|-----|---|-----|---|
| | | 0 | 1 | ... | j | ... | n |
| Année de survenance | 0 | $D_n = \{c_{i,j} : i+j \leq n\}$ | | | | | |
| | 1 | | | | | | |
| | ... | | | | | | |
| | i | | | | | | |
| | ... | | | | | | |
| | n | | | | | | |

FIGURE 2.5 – Illustration de l'information D_n .

Pour l'année $n + 1$ nous disposons de plus d'information : $D_{n+1} = \{c_{i,j} : i + j \leq n + 1\}$.

| | | Délai de règlement | | | | | |
|---------------------|-----|--------------------|---|-----|---|-----|---|
| | | 0 | 1 | ... | j | ... | n |
| Année de survenance | 0 | | | | | | |
| | 1 | | | | | | |
| | ... | | | | | | |
| | i | | | | | | |
| | ... | | | | | | |
| | n | | | | | | |

$D_n = \{c_{i,j} : i + j \leq n + 1\}$

FIGURE 2.6 – Illustration de l'information D_{n+1} .

Ainsi, nous pouvons analyser l'erreur de prédiction du CDR de deux façons différentes :

- Prospective : l'erreur de prédiction conditionnelle du CDR mesure l'incertitude entre la valeur nulle et le CDR observable à la fin de l'année comptable n . Cette erreur est exprimée ainsi :

$$MSEP_{\widehat{CDR}_i(n+1)|D_n}(0) = \mathbb{E}((\widehat{CDR}_i(n+1) - 0)^2 | D_n) \quad (2.46)$$

- Rétrospective : l'erreur de prédiction conditionnelle du CDR analyse la distance entre le CDR réel et observable. Elle est définie par :

$$MSEP_{CDR_i(n+1)|D_n}(\widehat{CDR}_i(n+1)) = \mathbb{E}((CDR_i(n+1) - \widehat{CDR}_i(n+1))^2 | D_n) \quad (2.47)$$

Hypothèses

Les hypothèses du modèle de M&W se basent sur celles du modèle de Mack 2.1.1, en rajoutant la condition de Markov :

1. Les paiements cumulés $c_{i,j}$ des différentes années de survenance sont indépendants ;
2. $(c_{i,j})_{j \geq 0}$ est une chaîne de Markov et il existe $f_j > 0$ et $\sigma_j > 0$ telles que $1 \leq j \leq n$, $1 \leq i \leq n$,

$$\begin{cases} \mathbb{E}[c_{i,j} | c_{i,j-1}] = f_{j-1} c_{i,j-1} \\ \text{Var}[c_{i,j} | c_{i,j-1}] = \sigma_{j-1}^2 c_{i,j-1} \end{cases} \quad (2.48)$$

Ainsi, sous ces hypothèses nous pouvons prédire les ultimes de paiements connaissant D_n :

$$\mathbb{E}(c_{i,n} | D_n) = c_{i,n-i} \prod_{j=n-i}^{n-1} f_j \quad (2.49)$$

Sachant D_{n+1} , les ultimes se définissent par :

$$\mathbb{E}(c_{i,n} | D_{n+1}) = c_{i,n-i} \prod_{j=n-i+1}^{n-1} f_j \quad (2.50)$$

Nous pouvons estimer les facteurs de développement, toujours d'après Mack, les facteurs de développement sont sans biais et non corrélés :

$$\hat{f}_j^n = \frac{\sum_{i=0}^{n-j-1} c_{i,j+1}}{\sum_{i=0}^{n-j-1} c_{i,j}} \quad (2.51)$$

$$\hat{f}_j^{n+1} = \frac{\sum_{i=0}^{n-j} c_{i,j+1}}{\sum_{i=0}^{n-j} c_{i,j}} \quad (2.52)$$

L'estimation des montants de sinistres à l'ultime calculés en n est :

$$\hat{c}_{i,n}^n = c_{i,n-i} \hat{f}_{n-i}^n \hat{f}_{n-1}^n \quad (2.53)$$

En $n+1$:

$$\hat{c}_{i,n}^{n+1} = c_{i,n-i} \hat{f}_{n-i}^{n+1} \hat{f}_{n-1}^{n+1} \quad (2.54)$$

Estimation de l'erreur de prédiction du CDR et calcul de sa volatilité

Toujours selon Merz et Wüthrich il existe un estimateur de l'erreur de prédiction du CDR pour chaque approche. La MSEP se décompose en deux éléments : l'erreur d'estimation sur la première diagonale et celle faite sur les diagonales suivantes. Nous avons les résultats suivants :

— Approche prospective :

$$\widehat{MSEP}_{\widehat{CDR}_i(n+1)|D_n}(0) = (\hat{c}_{i,\infty}^n)^2 \times (\hat{\Gamma}_{i,n}^n + \hat{\Delta}_{i,n}^n) \quad (2.55)$$

— Approche rétrospective :

$$\widehat{MSEP}_{CDR_i(n+1)|D_n}(\widehat{CDR}_i(n+1)) = (\hat{c}_{i,\infty}^n)^2 \times (\hat{\Phi}_{i,n}^n + \hat{\Delta}_{i,n}^n) \quad (2.56)$$

Où :

$$\hat{\Delta}_{i,n}^n = \frac{\frac{\hat{\sigma}_{n-i}^2}{(\hat{f}_{n-i}^n)^2}}{S_{n-i}^n} + \sum_{j=n-i+1}^{n-1} \left(\frac{c_{n-j,j}}{S_j^{n+1}} \right)^2 \times \frac{\frac{\hat{\sigma}_j^2}{(\hat{f}_j^n)^2}}{S_j^n} \quad (2.57)$$

$$S_j^n = \sum_{i=0}^{n-j-1} c_{i,j} \quad (2.58)$$

$$\hat{\Phi}_{i,n}^n = \sum_{j=n-i+1}^{n-1} \left(\frac{c_{n-j,j}}{S_j^{n+1}} \right)^2 \times \frac{\frac{\hat{\sigma}_j^2}{(\hat{f}_j^n)^2}}{c_{n-j,j}} \quad (2.59)$$

$$\hat{\Psi}_{i,n}^n = \frac{\frac{\hat{\sigma}_{n-i}^2}{(\hat{f}_{n-i}^n)^2}}{c_{i,n-i}} \quad (2.60)$$

$$\hat{\Gamma}_{i,n}^n = \hat{\Psi}_{i,n}^n + \hat{\Phi}_{i,n}^n \quad (2.61)$$

Enfin l'estimateur de la variance du CDR est :

$$\widehat{Var}(CDR_i(n+1)|D_n) = (\hat{c}_{i,\infty}^n)^2 \times \hat{\Psi}_{i,n}^n \quad (2.62)$$

Le calcul de l'erreur de prédiction du CDR pour toutes les années de souscription agrégées s'exprime de la façon suivante :

— Approche prospective :

$$\begin{aligned} \widehat{MSEP}_{\sum_{i=1}^n \widehat{CDR}_i(n+1)|D_n}(0) = \\ \sum_{i=1}^n \widehat{MSEP}_{\widehat{CDR}_i(n+1)|D_n}(0) + 2 \times \sum_{k>i>0} (\hat{c}_{i,\infty}^n)^2 \times (\hat{c}_{k,\infty}^n)^2 \times (\hat{\Lambda}_{i,n}^n + \hat{\Upsilon}_{i,n}^n) \end{aligned}$$

— Approche rétrospective :

$$\begin{aligned} \widehat{MSEP}_{\sum_{i=1}^n CDR_i(n+1)|D_n} \left(\sum_{i=1}^n \widehat{CDR}_i(n+1) \right) = \\ \sum_{i=1}^n \widehat{MSEP}_{CDR_i(n+1)|D_n}(\widehat{CDR}_i(n+1)) + 2 \times \sum_{k>i>0} (\hat{c}_{i,\infty}^n)^2 \times (\hat{c}_{k,\infty}^n)^2 \times (\hat{\Lambda}_{i,n}^n + \hat{\Phi}_{i,n}^n) \end{aligned}$$

Où :

$$\hat{\Lambda}_{i,n}^n = \frac{c_{i,n-i}}{S_{n-i}^{n+1}} \times \frac{\hat{\sigma}_{n-i}^2}{(\hat{f}_{n-i}^n)^2} + \sum_{j=n-i+1}^{n-1} \left(\frac{c_{n-j,j}}{S_j^{n+1}} \right)^2 \times \frac{\hat{\sigma}_j^2}{(\hat{f}_j^n)^2} \quad (2.63)$$

$$\hat{\Upsilon}_{i,n}^n = \hat{\Phi}_{i,n}^n + \frac{\hat{\sigma}_{n-i}^2}{S_{n-i}^{n+1}} \quad (2.64)$$

Nous avons à présent une formule fermée nous permettant de calculer le risque de provisionnement à un an.

Avantages et inconvénients de la méthode

Le modèle de Merz et Wüthrich est relativement simple à implémenter et il est non paramétrique. De plus, l'important usage de Chain-Ladder pourrait induire une préférence pour ce modèle.

Toutefois, le modèle de Merz et Wüthrich ne permet pas de présenter correctement la volatilité au niveau de la queue de distribution. En effet, il est fondé sur la méthode de Mack dont les hypothèses ne sont pas des plus pertinentes au niveau de la queue de distribution. Dans certains triangles, il est possible que l'incertitude à un an soit supérieure à l'incertitude à l'ultime. Il est ainsi indispensable qu'il n'y ait plus de sinistre significatif relié à cette première année de survenance. Cela semble problématique pour les branches longues.

Comparaison entre la méthode de Merz & Wüthrich et celle de Mack

Il est intéressant de comparer l'erreur de prédiction des réserves et du CDR [3]. Nous rappelons pour le modèle de Mack l'erreur d'estimation des provisions est la suivante :

$$\begin{aligned} \widehat{MSEP}(\hat{R}_i) &= \hat{c}_{i,n}^2 \sum_{j=n-i}^{n-1} \frac{\hat{\sigma}_j^2}{\hat{f}_j^2} \left(\frac{1}{\hat{c}_{i,j}} + \frac{1}{\sum_{k=0}^{n-j-1} c_{k,j}} \right) \\ &= \hat{c}_{i,n}^2 \sum_{j=n-i}^{n-1} \left(\underbrace{\frac{\hat{\sigma}_j^2}{(\hat{f}_j^n)^2}}_{\text{Erreur de processus}} + \underbrace{\frac{\hat{\sigma}_j^2}{S_j^n}}_{\text{Erreur d'estimation}} \right) \end{aligned}$$

Pour le modèle de Merz et Wüthrich, nous avons :

$$\begin{aligned} \widehat{MSEP}_{\widehat{CDR}_{i(n+1)|D_n}}(0) &\approx (\hat{c}_{i,\infty}^n)^2 \left(\underbrace{\frac{\hat{\sigma}_{n-i}^2}{(\hat{f}_{n-i}^n)^2} + \frac{\hat{\sigma}_{n-i}^2}{S_{n-i}^n}}_{\text{Erreur de processus et d'estimation sur la première diagonale}} \right. \\ &\quad \left. + \underbrace{\sum_{j=n-i}^{n-1} \frac{c_{n-j,j}}{S_j^{n+1}} \frac{\hat{\sigma}_j^2}{(\hat{f}_j^n)^2}}_{\text{Erreur d'estimation seulement sur les diagonales suivantes}} \right) \end{aligned}$$

Nous pouvons comparer les deux méthodes. Ainsi, les deux premiers termes de l'erreur de prédiction du CDR en vision prospective $\widehat{MSEP}_{\widehat{CDR}_{i(n+1)|D_n}}(0)$ représentent l'erreur de processus et d'estimation de la première diagonale comme pour le modèle de Mack. Le dernier terme correspond à l'erreur d'estimation des diagonales suivantes.

Nous remarquons que l'erreur de processus disparaît pour les diagonales suivantes par rapport à la formule de Mack. Nous retrouvons seulement le terme d'erreur d'estimation. Toutefois, il est négligeable

car multiplié par $\frac{c_{n-j,j}}{S_j^{n+1}} \leq 1$. Nous pouvons en déduire que l'erreur de prédiction du CDR observable tient compte seulement l'erreur de processus et d'estimation de la première diagonale. Nous précisons que ces comparaisons effectuées avec le modèle de Mack ne sont possibles qu'avec la formule approximée du modèle de Merz et Wüthrich [15].

2.3.2 Utilisation de la volatilité Solvabilité II

Toujours dans l'évaluation du risque de réserve, il est possible d'utiliser dans le calcul du RA l'écart-type calibré dans la Formule Standard en fonction du segment. Beaucoup d'acteurs utilisent cette méthode car ils l'ont déjà implémentée dans le cadre de la directive Solvabilité II et capitalisent dessus. Toutefois c'est une estimation moins précise car elle est basée sur les écart-types prescrits par la Directive et non ceux de l'entité. Cette méthode permettrait d'avoir un RA stable dans le temps si les PVFCF sont stables. Elle pourrait être utilisée pour un segment avec peu d'historique.

Dans cette optique nous allons expliciter succinctement l'approche Formule Standard issue de la directive Solvabilité II et présentée dans le Règlement Délégué [18].

Dans un premier temps, il faut prendre connaissance de la segmentation proposée par Solvabilité II :

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

FIGURE 2.7 – Segmentation des engagements d'assurance et de réassurance en non-vie [18].

La Formule Standard permet de calculer les SCR des différents risques de la pieuvre des risques. Nous nous concentrons sur le capital requis pour le risque de primes et réserve. Il est défini par la formule suivante :

$$SCR_{p-res} = 3 \times \sigma_{nl} \times V_{nl} \quad (2.65)$$

Où :

- V_{nl} est le volume de l'activité non-vie de l'entité ;
- σ_{nl} est une fonction dépendante de la volatilité des primes et réserves.

Pour chaque LoB (*Line Of Business*) il faut calculer les volumes correspondants pour les risques de primes et réserve. De plus, il est nécessaire d'utiliser les écarts-types pour le risque de primes σ_{prem} et le risque de réserve σ_{res} fournis par le Règlement Délégué [18] :

| TYPES POUR LE SOUS-MODULE «RISQUE DE PRIMES ET DE RÉSERVE EN NON-VIE» | | | | |
|---|--|--|---|---|
| | Segment | Lignes d'activité, telles qu'exposées à l'annexe I, dont se compose le segment | Écart type pour le risque de primes brut du segment | Écart type pour le risque de réserve du segment |
| 1 | Assurance de responsabilité civile automobile et réassurance proportionnelle y afférente | 4 et 16 | 10 % | 9 % |
| 2 | Autre assurance des véhicules à moteur et réassurance proportionnelle y afférente | 5 et 17 | 8 % | 8 % |
| 3 | Assurance maritime, aérienne et transport et réassurance proportionnelle y afférente | 6 et 18 | 15 % | 11 % |
| 4 | Assurance incendie et autres dommages aux biens et réassurance proportionnelle y afférente | 7 et 19 | 8 % | 10 % |
| 5 | Assurance de responsabilité civile générale et réassurance proportionnelle y afférente | 8 et 20 | 14 % | 11 % |
| 6 | Assurance crédit et cautionnement et réassurance proportionnelle y afférente | 9 et 21 | 12 % | 19 % |
| 7 | Assurance de protection juridique et réassurance proportionnelle y afférente | 10 et 22 | 7 % | 12 % |
| 8 | Assurance assistance et réassurance proportionnelle y afférente | 11 et 23 | 9 % | 20 % |
| 9 | Assurance pertes pécuniaires diverses et réassurance proportionnelle y afférente | 12 et 24 | 13 % | 20 % |

FIGURE 2.8 – Tableau des écarts-types pour le risque de primes et le risque de réserve [18].

Ainsi, en fonction du segment pour lequel nous calculons le RA nous pouvons utiliser l'écart-type correspondant dans le tableau 2.8. Nous appliquons ensuite ce coefficient de volatilité à la PVFCF obtenu par l'une des méthodologies présentées précédemment 2.1. Nous obtenons la volatilité à un an selon la Directive et l'écart-type de la distribution des réserves.

Néanmoins, sous IFRS7 l'ajustement pour risque doit prendre en compte les incertitudes entourant les flux de trésorerie jusqu'à extinction de l'engagement du contrat correspondant sauf que nous avons exprimé l'incertitude relative aux provisions à horizon un an. Nous allons présenter dans la section suivante une formule permettant de calculer le RA en vision à l'ultime avec une volatilité à horizon un an.

2.3.3 Calcul du RA avec une volatilité à un an

Il a été présenté deux manières de calculer le risque de provisionnement à un an. Ces méthodes ont été utilisées dans le cadre des exigences Solvabilité II. Pour chacun des risques, nous avons choisi de partir des chocs calibrés par l'EIOPA pour Solvabilité II et de les adapter de sorte à ce qu'ils répondent à nos contraintes IFRS17. Pour ce faire, il s'agit de :

- Les faire basculer de l'horizon un an à l'horizon ultime ;
- Les faire basculer du quantile 99,5% au quantile α retenu pour le calcul du RA.

Ainsi, pour un risque i , le calcul du RA est alors équivalent à un calcul de SCR élémentaire. L'idée principale est de commencer par calculer la PVFCF centrale puis une PVFCF choquée au titre du risque i considéré. Le RA relatif au risque i est obtenu ainsi :

$$RA_i = PVFCF_i^{choc} - PVFCF^{central} \quad (2.66)$$

Où :

- RA_i est le RA obtenu pour le risque i ;
- $PVFCF_i^{choc}$ est la PVFCF obtenue après application des chocs IFRS17 pour le risque i ;
- $PVFCF^{central}$ est la PVFCF centrale.

Dans cette étude le risque i est le risque de réserve.

L'adaptation des chocs à un an se fait en deux étapes :

1. Nous pouvons recalibrer le choc grâce à cette formule :

$$ChocIFRS17_i = \frac{q_\alpha}{q_{99.5\%}} ChocSII_i \quad (2.67)$$

Avec :

- q_α est le quantile d'une loi normale centrée réduite au seuil α ;
- $q_{99.5\%}$ est le quantile d'une loi normale centrée réduite au seuil 99.5% ;
- $ChocIFRS17_i$ est le choc IFRS17 pour le risque i ;
- $ChocSII_i$ est le choc calibré par l'EIOPA pour le risque i .

Il est possible de remplacer le $ChocSII_i$ par l'écart-type calculé par la méthode Merz et Wüthrich.

2. Nous pouvons utiliser la propriété suivante, où la distribution de X est une loi normale ou log-normale :

$$Var(X, \alpha)^t = \sqrt{t} Var(X, \alpha)^1 \quad (2.68)$$

Où \sqrt{t} est la racine de la duration du passif. Nous pouvons en déduire la formule suivante :

$$ChocIFRS17_i^t = \sqrt{t} \frac{q_\alpha}{q_{99.5\%}} ChocSII_i \quad (2.69)$$

Ainsi l'estimation de l'ajustement pour risques non financiers au titre du segment j pour le risque i devient :

$$RA_{i,j} = \sqrt{dur_j} \times \frac{q_\alpha}{q_{99.5\%}} \times 3 \times \sigma_j \times PVFCF_j \quad (2.70)$$

Avec :

- $RA_{i,j}$ est l'ajustement au titre du risque non financier pour le risque i au titre du segment j ;
- σ_j est l'écart-type représentant l'incertitude des réserves du segment j à un an ;
- $PVFCF_j$ est le passif actualisé et probabilisé au titre des sinistres survenus du segment j ;
- dur_j est la duration du segment j .

En conclusion, nous avons présenté les méthodes de provisionnement déterministes ainsi que les modèles pour déterminer le risque de provisionnement à horizon un an et à l'ultime. Nous avons également explicité une formule de calcul de RA non financier basée sur le calcul du risque de réserves Solvabilité II mais il était nécessaire d'adapter cette formule au besoin spécifique de la norme IFRS17. Une fois que nous avons expliqué les éléments théoriques nécessaires à nos travaux, nous allons entrer dans le coeur de notre étude avec une application sur des données réelles. Nous allons calculer le RA non financier pour les contrats de différentes branches, en testant les méthodes de calcul de l'incertitude entourant les réserves, présentées dans les sections précédentes.

Chapitre 3

Calcul de l'ajustement pour risques non financiers sur un portefeuille réel et *scenario testing*

Selon les dispositions de la norme IFRS17, les entités soumises à la norme doivent publier, entre autres, un ajustement pour risques non financiers relatifs aux sinistres survenus (LIC). Il doit être affiché à un niveau agrégé. Pour cela nous avons besoin de plusieurs éléments :

- Une distribution des réserves ;
- La moyenne des réserves, calculable de manière déterministe ou stochastique ;
- L'écart-type de la distribution représentant l'erreur de prédiction du montant des réserves ;
- Le niveau de quantile reflétant le degré d'aversion au risque de l'entité ;

Dans le chapitre précédent nous avons présenté différentes méthodes déterministes et stochastiques pour le calcul des réserves, ainsi que des modèles pour calculer le risque de provisionnement à horizon un an ou à l'ultime.

Nous avons donc les méthodologies pour obtenir les éléments nécessaires au calcul de l'ajustement pour risques non financiers. Par conséquent dans ce chapitre, nous allons utiliser des données réelles, issues d'un portefeuille d'une compagnie en Non-Vie, pour appliquer ces méthodologies et déterminer un montant de RA. Nous le ferons sur deux branches : la branche dommages auto et la branche Responsabilité Civile auto corporelle, représentant respectivement un risque "court" (à court terme) et un risque "long" (à long terme).

L'objectif de ce mémoire est d'étudier la variabilité du RA. Premièrement nous allons montrer à travers un scénario central, les impacts du calcul de l'erreur d'estimation des réserves et du choix du quantile sur le montant de RA et la communication financière de l'entité. Deuxièmement nous examinerons l'évolution du calibrage du RA dans le temps et quelles stratégies nous pouvons mettre en place pour une meilleure stabilité ou une meilleure transparence. Enfin, nous nous livrerons à un exercice de *scenario testing* dans lequel nous mettrons en place des situations extrêmes et observerons les variations du RA. Nous développerons également dans cette section quelles démarches à suivre dans ce type de situation et comment nous pouvons procéder pour limiter ces variations.

3.1 Présentation des données sélectionnées

Données utilisées

Les données utilisées pour notre étude sont des triangles issus du portefeuille IARD (Incendies, Accidents et Risques Divers) d'une compagnie d'assurance et plus particulièrement les branches dommages auto et Responsabilité Civile auto corporelle. Nous avons à disposition 32 années d'historique avec une périodicité annuelle. C'est un historique régulier, fournissant des données en quantités importantes et fiables. Elles peuvent être séparées en fonction des différents niveaux de sévérité des sinistres, déterminés par l'assureur. Nous aurons la classification suivante :

- les sinistres attritionnels, c'est-à-dire récurrents, sont d'un montant inférieur à 150k€ ;
- les sinistres graves sont d'un montant supérieur à 150k€. Il existe des niveaux plus fins dans cette classification. Nous les mentionnerons comme 1^{ère}, 2^{ème}... strate des sinistres graves. Nous les regrouperons sous la dénomination de graves.

Les différents seuils établis sont similaires à ceux de l'entité fournissant les données.

Les montants de règlements peuvent être parfois décroissants car ils sont nets de recours. Les recours ne sont ainsi pas pris en compte dans les règlements et peuvent être négatifs. Les triangles utilisés sont pour le calcul de l'ajustement pour risque des années 2020 et 2021. Il sera ainsi possible de visualiser les évolutions d'une année à l'autre.

Anonymisation

Les données utilisées étant des informations sensibles pour une compagnie d'assurance, nous avons dû les anonymiser. L'anonymisation des données a été faite en multipliant les données par un coefficient strictement positif, puis en rajoutant des constantes en fonction des années de développement et des années de survenance. Ces constantes sont proportionnelles aux réserves des données réelles pour une meilleure cohérence dans les calculs.

Types de triangle

Nous avons utilisé plusieurs types de triangles pour le calcul des réserves et de l'erreur d'estimation de la PVFCF. Nous retrouvons ainsi :

- les triangles de règlements ;
- les triangles de charge ;
- les triangles de coûts moyens ;
- les triangles de nombre de sinistres.

En effet, pour la détermination des réserves nous avons utilisé en fonction des types de sinistres, le triangle dont la projection était la plus stable. Nous détaillerons dans le scénario central quel triangle a été utilisé selon le type de sinistre et le segment.

Un triangle de charge est composé de la façon suivante :

$$\text{Charge} = \text{Règlements} + \text{Provisions dossier/dossier} \quad (3.1)$$

Où les provisions dossier/dossier sont des estimations des prestations suite aux sinistres. Elles correspondent donc à l'estimation du coût anticipé par les gestionnaires des dommages pour l'entité. Notons que la charge peut augmenter ou diminuer au fur et à mesure de la liquidation des provisions dossier/dossier si de nouvelles informations sont portées à la connaissance de l'assureur.

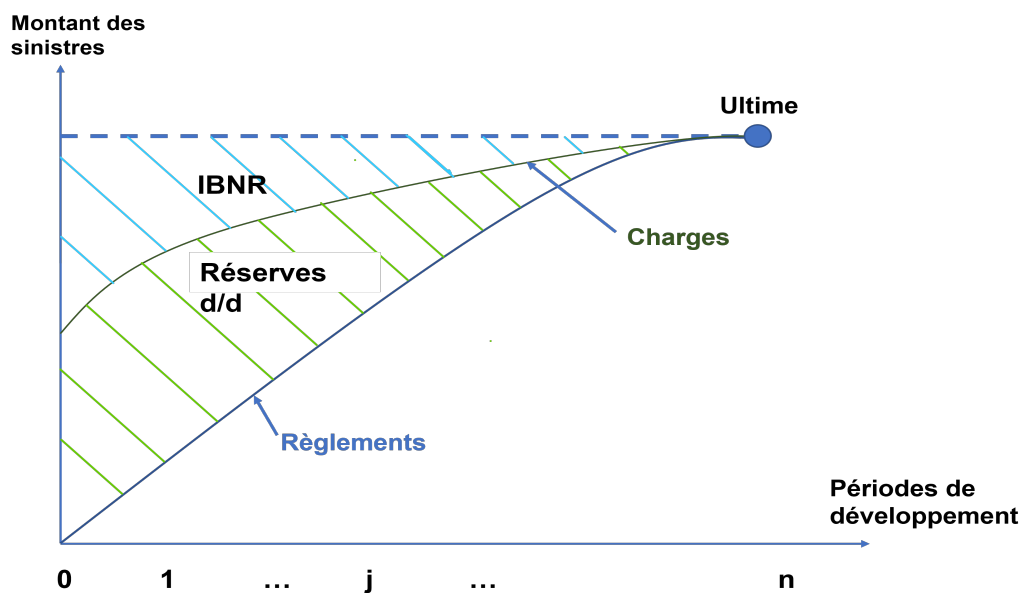


FIGURE 3.1 – Évolution des charge et des règlements vers l'ultime.

Tandis que le triangle de règlements représente exactement ce que la compagnie d'assurance a versé à ses assurés afin d'indemniser tout ou une partie des sinistres survenus. Il y a ainsi plus de volatilité dans un triangle de charge.

Nous pouvons distinguer une branche courte d'une branche longue par le temps écoulé entre l'année de survenance et l'année de clôture du sinistre. Cela a des conséquences sur la cadence des flux de trésorerie et sur la profitabilité globale de l'entité.

Tandis que les branches à développement long sont définies par le fait que le coût d'un sinistre n'est pas déterminé avant plusieurs années. Il est ainsi intéressant de tester les méthodologies de calcul du RA et différents scénarios sur les deux types de branches.

3.1.1 La branche dommages automobile

La branche dommages automobile est une garantie pour couvrir les véhicules des assurés contre toutes sortes d'accidents de voiture. Elle indemnise tous les dommages subis par le véhicule assuré, même en cas d'accident responsable. Elle protège des événements comme :

- les collisions avec un obstacle ;
- les accidents avec un ou plusieurs véhicules ;
- les collisions avec un animal ;
- les dégâts suite à un événement climatique ;
- les détériorations suite à une chute de pierres ou d'objets.

En effet, les dégâts sont faciles à constater et à estimer et n'évoluent pas avec le temps. C'est une branche à développement court car la majorité des sinistres sont réglés en un an de développement. Après trois ans de développement, les règlements sont stables et évoluent peu. Nous pouvons le voir grâce aux cadences de paiements :

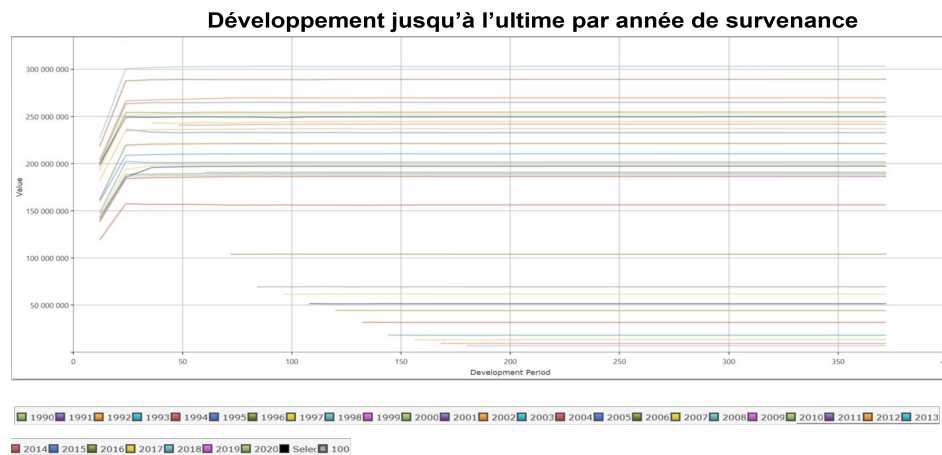


FIGURE 3.2 – Cadences de règlements d'un triangle de dommages auto.

3.1.2 La branche Responsabilité Civile automobile corporelle

La branche Responsabilité Civile automobile corporelle est une branche à développement long. La responsabilité civile auto est une garantie obligatoire, imposée à tous les conducteurs de véhicule terrestre à moteur. Elle prend en charge les dommages corporels et matériels causés à un tiers par l'assuré lors d'un accident de la route.

Nous étudierons le segment des dommages corporels. Ce segment a un poids important sur la branche automobile en termes de prestations. En effet les indemnités comprennent les frais de soin, d'accompagnement et les compensations. Ils coûtent en général plus cher que la réparation d'une voiture ou de matériel. Ainsi, en fonction du taux d'AIPP (Atteinte à l'Intégrité Physique et Psychique) mesurant la gravité du dommage corporel subi, des indemnités sont versées pour couvrir les dépenses de santé et d'assistance par tierce personne, les pertes de gains professionnels futurs, le préjudice du déficit fonctionnel permanent, les préjudices personnels etc. Les sommes peuvent être versées sous forme de rentes ou de capital. Le mode de transaction privilégié est la rente car il permet de couvrir les frais futurs et le risque d'une mauvaise gestion du capital par des individus fragiles.

De plus, depuis 1974 les indemnisations sous forme de rente bénéficient d'un mécanisme de revalorisation indexé sur l'inflation. Cela se fait selon le taux de majoration annuelle des rentes accidents du travail communiqué par le Ministère de l'Economie (article L434-17 du Code de la Sécurité Sociale). Ci-dessous nous pouvons voir que le développement jusqu'à l'ultime se stabilise autour de la 8^{ème} année après la survenance du sinistre comme pour la durée de la branche.

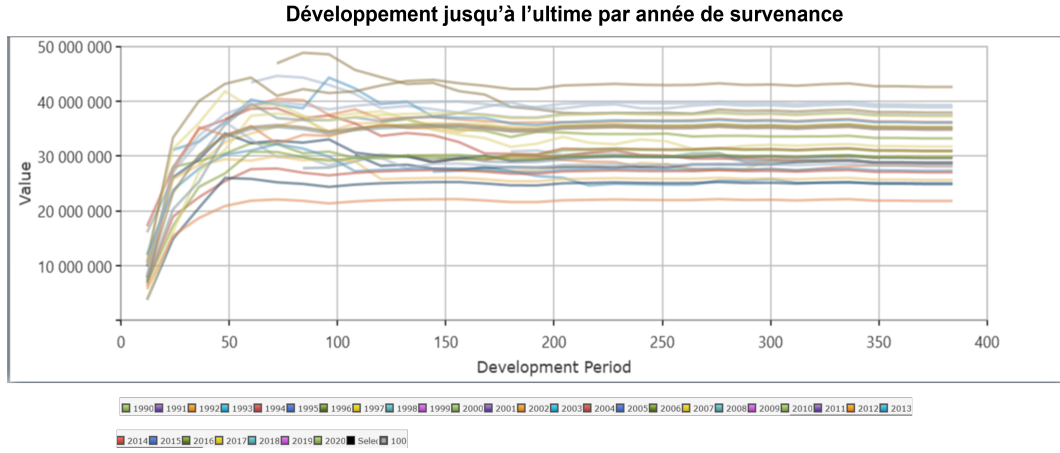


FIGURE 3.3 – Cadences de règlements d'un triangle de RC auto corporelle en mois.

3.2 Scénario central

L'objectif d'établir un scénario central est d'appliquer les méthodologies standards de détermination de l'erreur de prédiction des réserves pour calculer l'ajustement pour risque. Ensuite, nous pourrions tester d'autres scénarios et d'autres méthodes de fréquence de calibrage de la volatilité.

3.2.1 Provisionnement

La méthode quantile est largement appliquée sur le marché et plus simple d'implémentation. Nous optons pour cette méthode mais il est possible d'utiliser d'autres mesures de risque. L'utilisation de la VaR pour l'estimation de l'ajustement pour risques non financiers semble être adaptée par rapport à la nature des segments sur lesquels porte le calcul du RA. La méthode VaR est couramment utilisée comme outil de gestion de risques, dans le sens où elle permet de représenter un montant de pertes qu'une entité pourrait subir à un horizon de temps donné, avec une probabilité donnée.

3.2.1.1 Vérification des hypothèses de Chain Ladder

Dans le chapitre précédent, nous avons présenté les deux hypothèses à vérifier pour pouvoir appliquer la méthode Chain Ladder. Nous les rappelons ci-dessous :

1. Les paiements cumulés des années de souscription sont indépendants c'est-à-dire $\forall i \neq i', (c_{i,1}, \dots, c_{i,n})$ est indépendant de $(c_{i',1}, \dots, c_{i',n})$
2. Il existe une linéarité des paiements cumulés de l'année de développement j à l'année de développement $j + 1$ pour une année de souscription i . Nous avons alors la relation suivante :

$$c_{i,j+1} = f_j \times c_{i,j}, \forall i = 1, \dots, n$$

Branche dommages auto

L'indépendance des paiements cumulés équivaut à l'indépendance des facteurs de développement grâce à la relation suivante :

$$f_{i,j} = \frac{c_{i,j+1}}{c_{i,j}} \quad (3.2)$$

Ainsi, nous avons représenté les facteurs de développement en fonction des années de survenance pour observer leur dynamique. Nous obtenons le graphique suivant pour les sinistres récurrents :

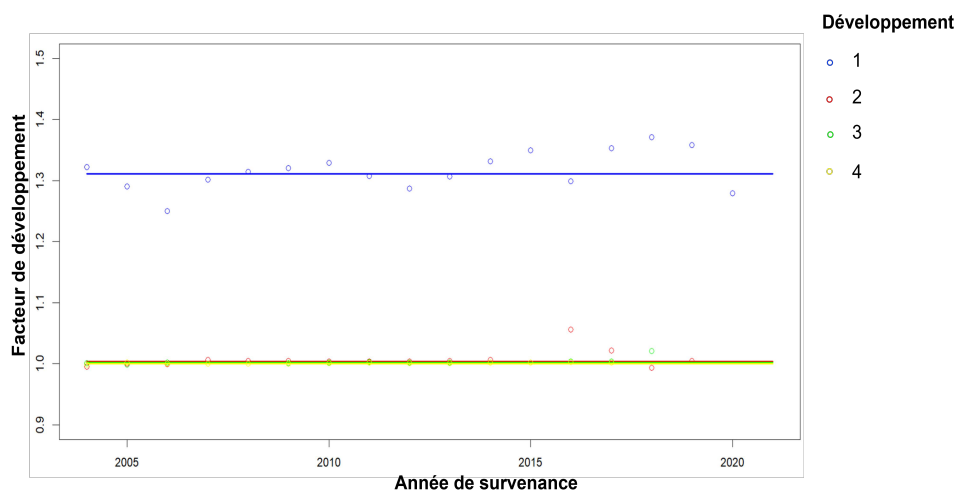
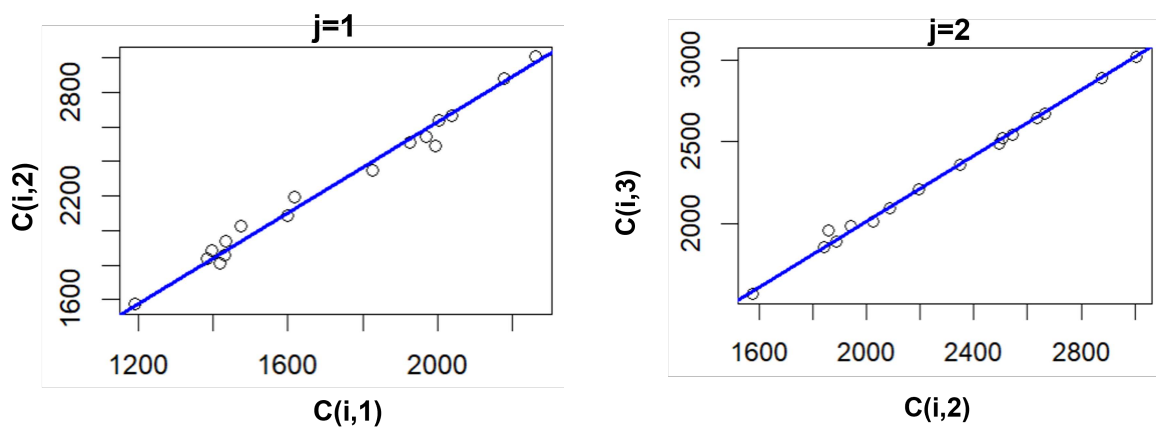


FIGURE 3.4 – Vérification de l'indépendance des facteurs de développement pour les sinistres récurrents.

Pour la première année de développement, les coefficients sont proches de 1,3 et ils convergent vers 1 pour les trois années de développement suivantes. Peu importe l'année de développement, les années de survie se comportent selon la même dynamique. Nous pouvons accepter l'hypothèse 1 d'indépendance. Nous avons fait ce test pour les sinistres graves et nous acceptons également l'indépendance des facteurs de développement pour ce type de sinistres.

Nous testons à présent la linéarité des paiements cumulés, c'est-à-dire s'il existe une relation linéaire entre l'année de développement j et $j + 1$ et ainsi un facteur de développement. Nous obtenons les graphiques ci-dessous :



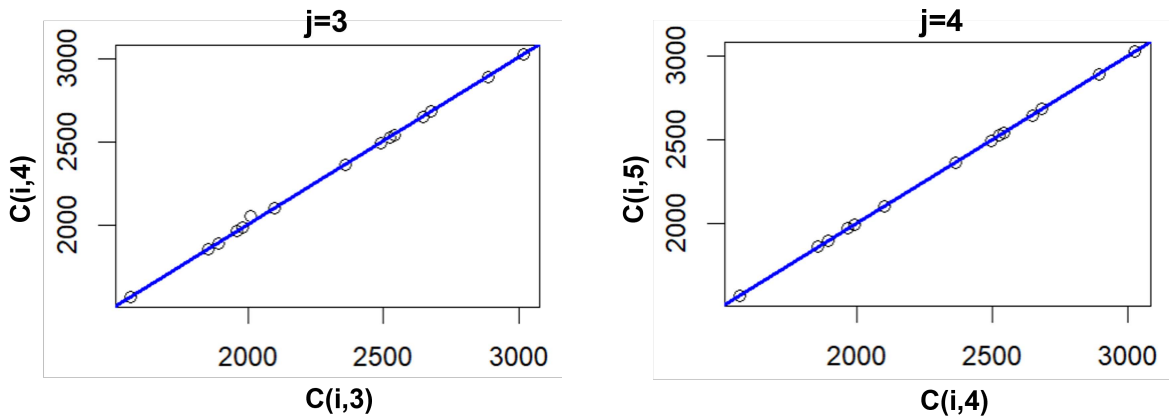


FIGURE 3.5 – Hypothèse de linéarité pour les sinistres récurrents.

En observant ces graphiques pour les quatre premières années de développement, nous considérons qu'il existe un coefficient de passage entre l'année de développement j et $j + 1$. Nous acceptons l'hypothèse 2 de linéarité des paiements cumulés. Nous réitérons le processus pour le triangle des sinistres graves et nous acceptons également l'hypothèse de linéarité des paiements cumulés.

Branche RC auto corporelle

Comme pour la branche dommages auto, nous répétons les mêmes tests pour l'indépendance des facteurs de développement et la linéarité des paiements cumulés. Nous rassemblons les résultats ci-dessous :

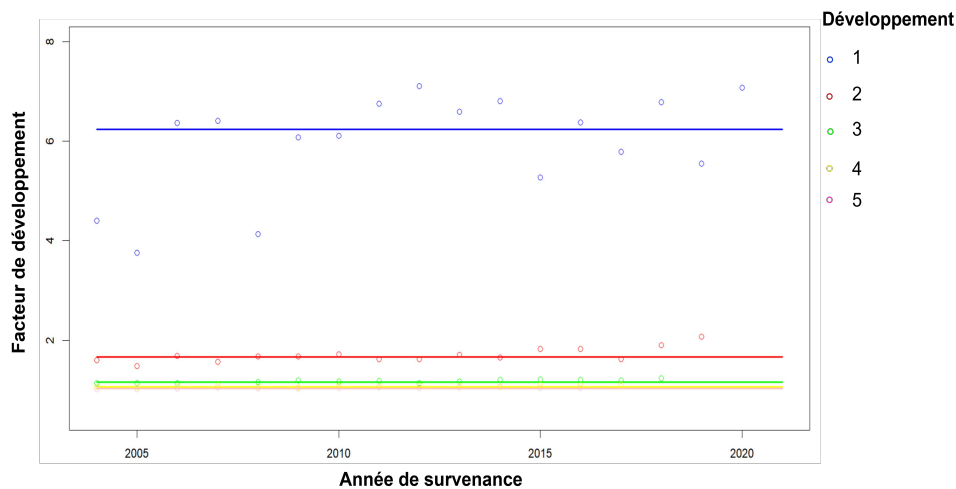


FIGURE 3.6 – Vérification de l'indépendance des facteurs de développement pour les sinistres récurrents.

La première année de développement les coefficients sont compris entre 5 et 7 puis pour la deuxième année de développement ils sont autour de 1,8. Enfin pour les années de développement suivantes, ils se stabilisent à 1. Ils ont la même dynamique pour toutes les années de survie. Nous pouvons en conséquence accepter l'hypothèse d'indépendance. Nous faisons la même chose pour les sinistres graves. Nous obtenons des résultats et acceptons l'hypothèse d'indépendance également.

Nous vérifions ensuite l'hypothèse de linéarité des paiements cumulés pour le triangle des sinistres récurrents de la branche RC auto corporelle. Nous obtenons la figure ci-dessous :

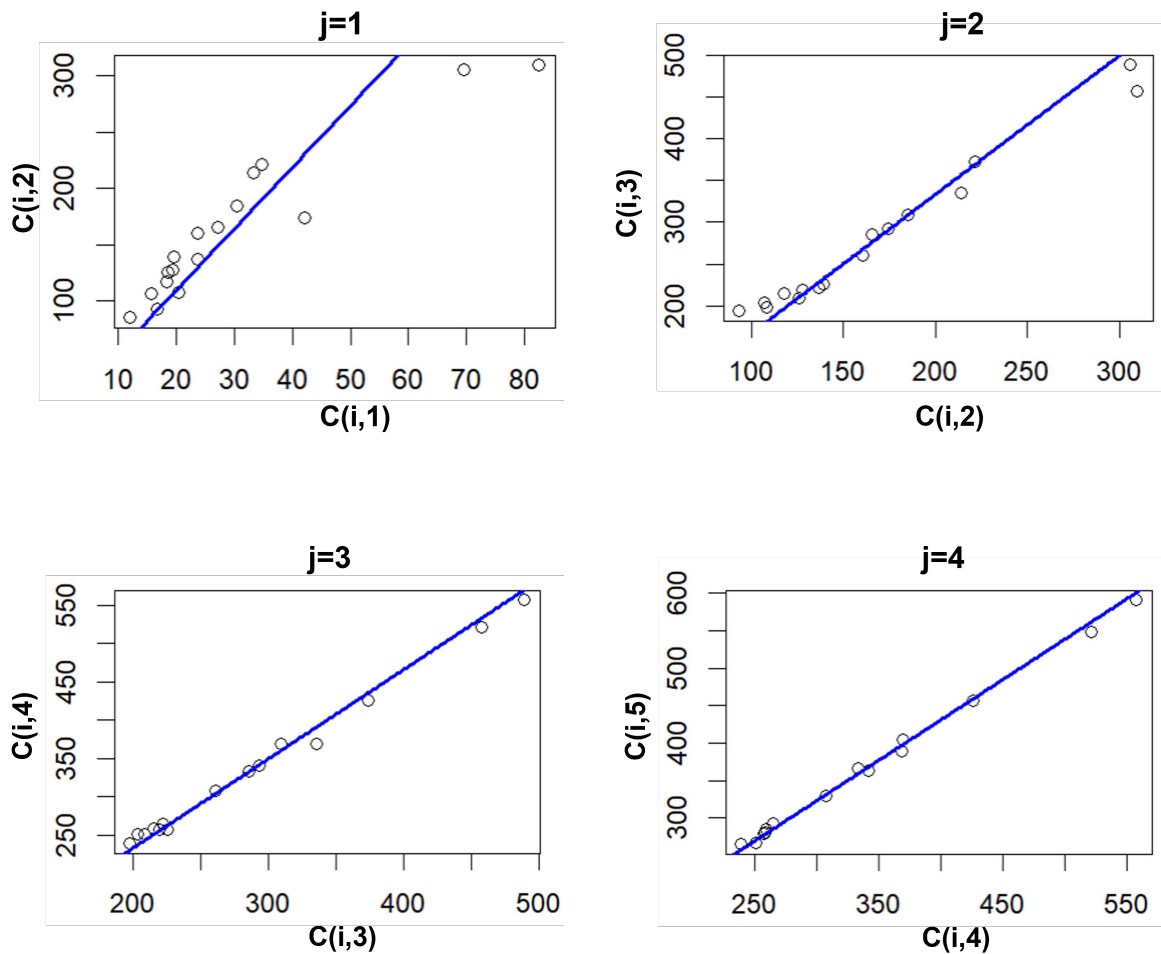


FIGURE 3.7 – Hypothèse de linéarité pour les sinistres récurrents.

Nous observons pour la première année de développement que les paiements cumulés ne sont pas tout à fait linéaires mais cela se résout dès l'année d'après. Les paiements cumulés suivent une droite pour toutes les années de développement. Nous n'avons affiché ici que les quatre premières années. Nous pouvons accepter l'hypothèse 2 de Chain-Ladder de linéarité des paiements cumulés. Nous faisons de même avec le triangle des sinistres graves et nous obtenons des résultats similaires et validons l'hypothèse de linéarité.

Les deux hypothèses de Chain-Ladder sont validées pour tous les triangles des deux branches, nous pouvons passer à la section suivante pour l'application.

3.2.1.2 Résultats

Dans un premier temps, nous allons déterminer les réserves de chaque triangle pour les deux branches étudiées. Nous considérerons qu'il n'y a pas de frais pour la simplification des calculs. Les provisions sont uniquement constituées de prestations. En fonction de la projectibilité des triangles, nous appliquerons différentes méthodes de provisionnement déterministes.

Branche dommages auto

Nous appliquons Chain-Ladder sur les triangles de règlements des sinistres récurrents et graves. Nous observons dans le triangle, des coefficients de développement et des années à retraiter (pour les sinistres récurrents et la 1^{ère} strate des graves). Nous obtenons ensuite les résultats suivants pour les sinistres récurrents et graves :

| | Récurrents | 1 ^{ère} strate des graves |
|-----------------|---------------|---------------------------------------|
| Ultimes | 5 408 491 474 | 243 016 507 |
| Réserves | 58 645 527 | 19 135 713 |

TABLE 3.1 – Ultimes et réserves obtenus grâce aux triangles de règlements des sinistres récurrents et de la 1^{ère} strate des graves (avec exclusions).

Nous n'avons pas pu projeter le triangle de règlements de la 2^{ème} strate des sinistres graves car en regardant le graphe 3.8 nous remarquons que les paiements des années sont en escaliers. Une alternative possible, que nous retenons, est une projection additive sur ce triangle. Nous allons obtenir les ultimes que nous diminuerons de la diagonale du triangle de paiements.

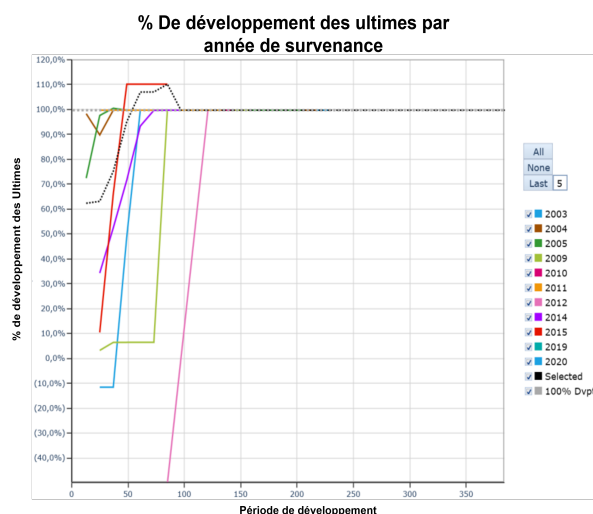


FIGURE 3.8 – Développement des ultimes du triangle de règlements de la 2^{ème} strate des sinistres graves.

Nous obtenons ensuite les résultats suivants pour la 2^{ème} strate des sinistres graves :

| | 2 ^{ème} strate des Graves |
|--------------------------------|---------------------------------------|
| Ultimes | 27 129 025 |
| Diagonales de paiements | 20 486 440 |
| Réserves | 6 642 585 |

TABLE 3.2 – Ultimes et réserves obtenus grâce aux triangles de règlements de la 2^{ème} strate des sinistres graves (avec exclusions).

Nous rassemblons les résultats dans le tableau suivant :

| | Récurrents | Graves |
|-----------------|---------------|-------------|
| Ultimes | 5 408 491 474 | 270 145 532 |
| Réserves | 58 645 527 | 25 778 297 |

TABLE 3.3 – Résultats finaux pour les sinistres récurrents et graves (avec exclusions)

Nous affichons séparément les résultats des sinistres récurrents et graves car nous utiliserons des provisions distinctes pour le calcul du RA.

Nous affichons également seulement les résultats obtenus avec les triangles de règlements car l'ultime pour les triangles de charge n'était pas assez stable. Les résultats sont cohérents avec l'ordre de grandeur des montants de sinistres et avec la nature de la branche. En effet, pour les sinistres récurrents nous avons des provisions plus importantes que pour les sinistres graves. En outre, pour la branche dommages auto nous avons plus de sinistres attritionnels mais se réglant rapidement que de sinistres graves avec un montant de prestations plus élevé. Nous avons vu que pour le triangle de nombre des sinistres de la 2^{ème} strate des graves, l'estimation des tardifs est de un sinistre à l'ultime. Nous avons une faible fréquence de ce type de sinistres.

Branche RC auto corporelle

Nous effectuons le même processus pour les triangles de la branche responsabilité civile corporelle. Il y a un type de sinistre en plus que dans la classification précédente : la 3^{ème} strate.

Contrairement à la branche précédente, les ultimes des triangles de règlements pour tous les types de sinistres ne sont pas assez stables et les provisions prudentes. Nous devons nous tourner vers des méthodes comme la méthode Nb * Coût Moyen, la méthode additive ou encore utiliser le triangle de charge. Après avoir testé les différentes méthodes, nous avons établi les projections des PVFCF pour chaque type de sinistres. Ainsi, nous avons utilisé :

- Pour les sinistres récurrents : la méthode Nb*Coût Moyen ;
- Pour la 1^{ère} strate des sinistres graves : le triangle de charge ;
- Pour la 2^{ème} strate des sinistres graves : la méthode additive ;
- Pour la 3^{ème} strate des sinistres graves : la méthode additive.

Nous obtenons les résultats suivants :

| | Récurrents | 1 ^{ère} strate | 2 ^{ème} strate | 3 ^{ème} strate |
|--------------------------------|---------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| Ultimes | 1 671 786 437 | 1 024 121 698 | 982 371 721 | 798 986 949 |
| Diagonales de paiements | 1 592 232 441 | 855 200 609 | 693 320 895 | 441 311 447 |
| Réserves | 75 976 002 | 168 921 089 | 289 050 826 | 357 675 502 |

TABLE 3.4 – Ultimes et réserves des sinistres récurrents et des trois strates des sinistres graves (avec exclusions).

Nous rassemblons les résultats dans le tableau suivant :

| | Récurrents | Graves |
|-----------------|---------------|---------------|
| Ultimes | 1 671 786 437 | 2 805 480 369 |
| Réserves | 75 976 002 | 815 647 418 |

TABLE 3.5 – Résultats finaux pour les sinistres récurrents des trois strates des sinistres graves (avec exclusions).

Les réserves sont globalement plus élevées, tous types de sinistres confondus, que celles de la branche dommages auto. En effet, 91% des réserves totales de la branche RC auto corporelle sont pour les sinistres graves. Les prestations pour ce genre de sinistres sont bien plus importantes que pour la garantie dommages auto (ex : rentes auto). De plus, nous observons moins de sinistres attritionnels que de sinistres graves, toujours de par la nature de la branche étudiée.

3.2.2 Détermination de la distribution des réserves

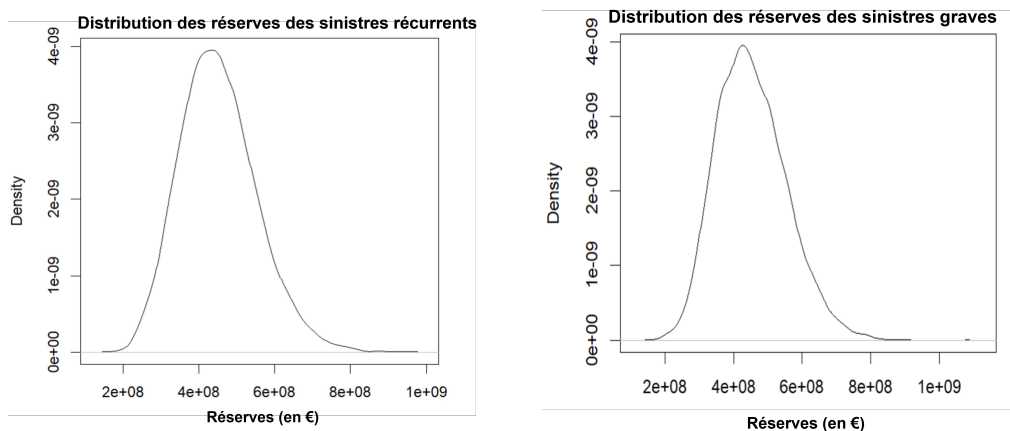
Nous devons déterminer une distribution des réserves à présent. Il est possible d'opérer de deux façons :

- Poser une hypothèse sur la loi de la distribution des réserves ;
- Utiliser la distribution obtenue par Bootstrap.

Dans le modèle de Mack, nous avons vu qu'il était possible de poser comme hypothèse, pour la distribution des réserves, l'utilisation d'une loi normale ou d'une loi log-normale. Bien que la loi normale soit souvent utilisée, nous avons choisi d'utiliser la loi log-normale car l'intervalle de confiance d'une loi normale peut avoir une borne inférieure négative tandis que les réserves ne doivent pas être négatives. De plus, une distribution log-normale est positive, asymétrique avec une queue de distribution plus épaisse. Ceci implique qu'elle prendra plus en compte les valeurs extrêmes présentes dans la queue de distribution contrairement à la loi normale dont les queues de distribution sont quasiment inexistantes. Cela en fait un choix plus prudent et elle est largement utilisée sur le marché.

Distributions Bootstrap pour la branche Dommages Auto

Après application de la méthode Bootstrap, ré-échantillonnée 10 000 fois, nous obtenons les distributions suivantes pour les sinistres récurrents et les sinistres graves :



Distributions des réserves de la branche dommages auto.

La distribution des sinistres récurrents semble être celle d'une loi log-normale. Pour vérifier, nous affichons sa fonction de répartition (courbe en noir) accompagnée de celle d'une loi log-normale (courbe en rouge) puis avec celle de la loi normale pour déterminer de quelle loi la distribution Bootstrap se rapproche :

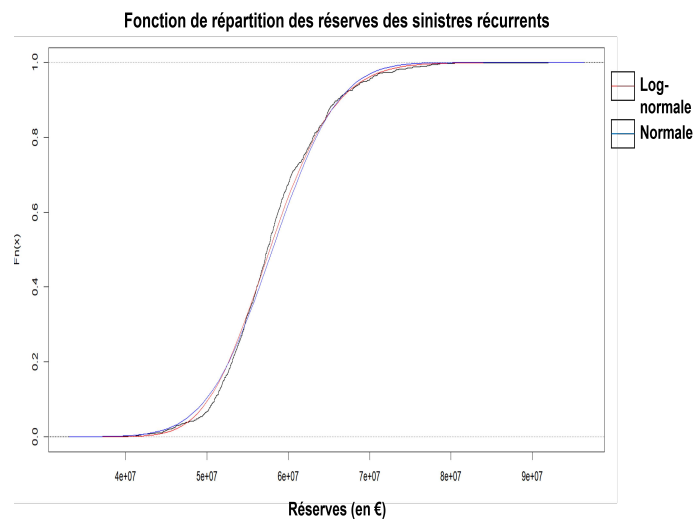


FIGURE 3.9 – Comparaison de la fonction de répartition des réserves pour les sinistres récurrents avec celles des lois log-normale et normale.

La fonction de répartition de la loi log-normale est plus proche de la fonction de répartition empirique que la fonction de répartition de la loi normale. En regardant de plus près, nous pouvons voir que la fonction de répartition de la loi normale converge plus rapidement vers 1 que la celle de la loi log-normale. En effet, sa probabilité cumulée d'avoir des valeurs extrêmes est moins importante que pour la loi log-normale.

La distribution des sinistres graves semble être celle d'une loi log-normale. Pour vérifier, nous affichons sa fonction de répartition (courbe en noir) accompagnée de celle d'une loi log-normale (courbe en rouge) et d'une loi normale (courbe en bleu) pour déterminer de quelle loi la distribution Bootstrap se rapproche :



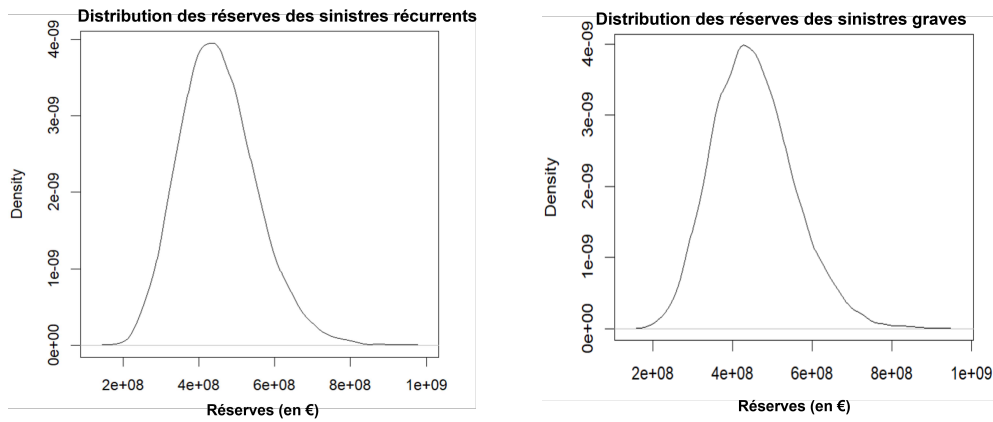
FIGURE 3.10 – Comparaison de la fonction de répartition des réserves pour les sinistres graves avec celles des lois log-normale et normale.

La fonction de répartition de la loi log-normale se confond presque avec la fonction de répartition des données, c'est donc une bonne approximation. La fonction de répartition de la loi normale est moins proche de la fonction de répartition des données que la loi log-normale.

Distributions Bootstrap pour la branche RC Auto corporelle

Nous réitérons le même processus que précédemment. Nous avons répété la méthode Bootstrap avec 10 000 échantillonnages et nous obtenons les distributions des réserves pour les sinistres récurrents et les sinistres graves.

Les distributions empiriques des réserves pour les sinistres récurrents et celle des sinistres graves se présentent ainsi :



Distributions des réserves de la branche RC auto corporelle.

Graphiquement la distribution des réserves pour les sinistres récurrents se rapproche d'une loi normale. Nous pouvons vérifier cela en comparant la fonction de répartition empirique à celle d'une loi normale et d'une loi log-normale.

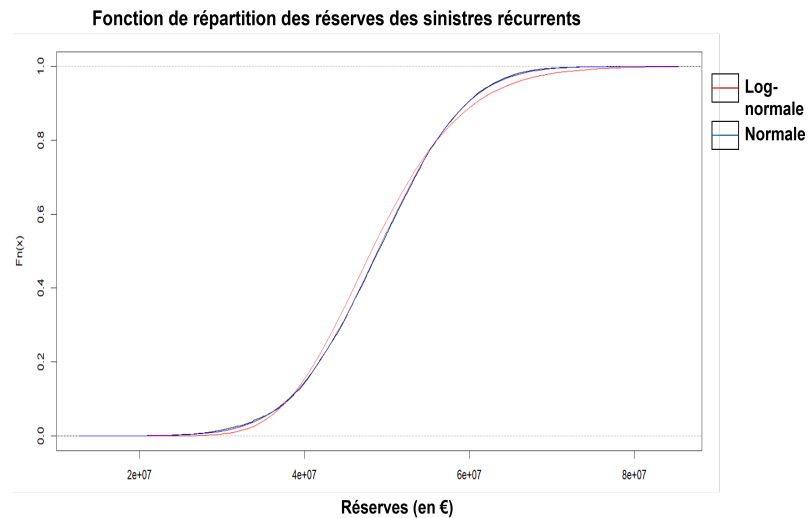


FIGURE 3.11 – Comparaison de la fonction de répartition des réserves pour les sinistres récurrents avec celles des lois log-normale et normale.

La fonction de répartition de la loi normale se confond avec la fonction de répartition empirique. Nous pouvons admettre que la distribution empirique des réserves des sinistres récurrents se rapproche plus d'une loi normale que d'une loi log-normale.

La distribution des réserves pour les sinistres graves a la forme d'une loi log-normale. Vérifions cela en comparant sa fonction de répartition avec celle d'une loi log-normale puis avec celle d'une loi normale.

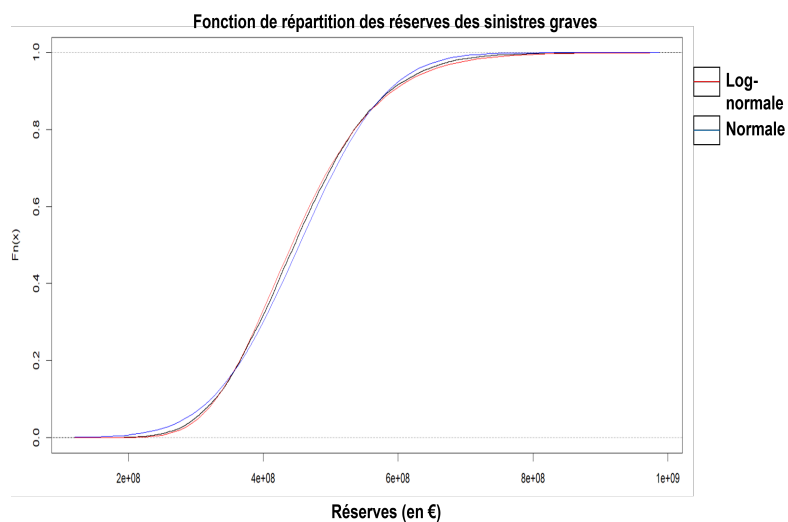


FIGURE 3.12 – Comparaison de la fonction de répartition des réserves pour les sinistres graves avec celles des lois log-normale et normale.

La fonction de répartition de la loi log-normale est très proche de celle des réserves des sinistres graves. La courbe en bleue (loi normale) est moins proche que la courbe rouge (loi log-normale) de la fonction de répartition des réserves pour les sinistres graves. Cela correspond avec la nature des sinistres. En effet, sur ce segment il est plus probable d'avoir des sinistres extrêmes et il est plus prudent d'utiliser une loi avec une queue de distribution plus épaisse.

3.2.3 Application des différentes méthodes de calcul de l'incertitude des réserves

Dans cette section nous allons appliquer les modèles de calcul de l'incertitude des réserves. Nous vérifierons les hypothèses sous-jacentes des modèles puis nous présenterons les résultats par branche et par type de sinistre.

3.2.3.1 Vérifications des hypothèses

Vérification des hypothèses du modèle de Mack

Les deux premières hypothèses du modèle de Mack sont identiques à celles de la méthode Chain-Ladder. Nous les avons déjà vérifiées à la section 3.2.1.1. Pour vérifier l'hypothèse 3, nous pouvons examiner les résidus en fonction des montants cumulés $c_{i,j}$. Pour valider l'hypothèse, il faut observer des résidus aléatoires et ne manifestant pas de tendance. Nous calculons les résidus standardisés de la manière suivante :

$$r_{i,j} = \frac{c_{i,j+1} \times \hat{f}_j - c_{i,j}}{\sqrt{c_{i,j}}} \quad (3.3)$$

Nous représentons graphiquement les résidus :

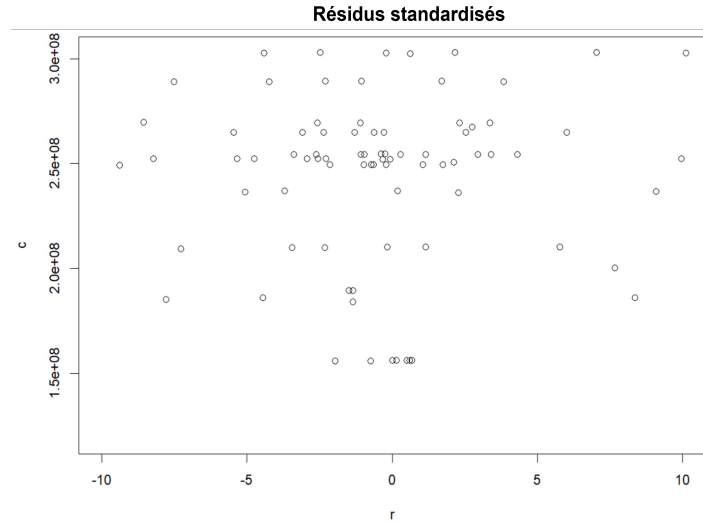


FIGURE 3.13 – Résidus standardisés pour le triangle des sinistres récurrents de la branche dommages auto.

L'hypothèse 3 est validée car graphiquement les résidus ne présentent pas de tendance spécifique. Ils ont une structure aléatoire. Nous répétons ce test pour tous les triangles utilisés lors de cette étude et ils ne présentent pas de tendance également.

Vérification des hypothèses de la méthode Bootstrap

Pour appliquer la méthode Bootstrap nous devons vérifier l'indépendance des données et il faut qu'elles soient identiquement distribuées. Pour cela nous allons effectuer deux tests :

1. Le test de Ljung-Box : Ce test permet de détecter l'autocorrélation des résidus. L'hypothèse nulle de ce test est qu'il existe au moins une corrélation significative entre les résidus. Au seuil de confiance $\alpha = 5\%$. Nous obtenons la p-value suivante : $0,09728 > 0,05$. Donc nous pouvons rejeter l'hypothèse nulle, il n'y a pas d'autocorrélation des résidus. Les résidus semblent être indépendants.
2. Le test de Kolmogorov-Smirnov : nous rappelons les hypothèses du test :
 - H_0 : la distribution des résidus suit une loi normale ;

- H_1 : la distribution des résidus ne suit pas une loi normale selon un niveau de confiance de $1 - \alpha$ %.

Nous obtenons la p-value suivante : $0,07411 > 0,05$. Où 0,05 est le seuil de confiance du test. Nous ne rejetons pas l'hypothèse de normalité des résidus.

Nous pouvons appliquer la méthode Bootstrap sur ce triangle. Nous avons testé également ces hypothèses sur les autres triangles de paiements utilisés, ils valident aussi ces hypothèses et nous pouvons appliquer la méthode Bootstrap pour ces triangles.

Vérification des hypothèses du modèle de Merz et Wüthrich

Les hypothèses de M&W sont les mêmes que celle de Chain-Ladder. Les deux hypothèses sont déjà vérifiées.

3.2.3.2 Résultats pour la branche dommages auto

Dans la suite de cette étude, nous allons souvent employer les termes suivants : écart-type, *CoV* et volatilité. Nous rappelons brièvement les définitions de ces derniers.

- Un écart-type mesure la dispersion, ou l'étalement, d'un ensemble de valeurs autour de leur moyenne.
- Le *CoV* (*Coefficient Of Variation*) défini par l'équation :

$$CoV = \frac{\text{Ecart} - \text{type}}{\text{Moyenne}} \quad (3.4)$$

C'est le rapport de l'écart-type à la moyenne. D'après l'Insee, "plus la valeur du coefficient de variation est élevée, plus la dispersion autour de la moyenne est grande" [9]. Il s'exprime en pourcentage et permet la comparaison de distributions de valeurs dont les échelles de mesure ne sont pas comparables. Il permet aussi de déterminer le degré de volatilité.

- La volatilité est la façon dont l'estimation des réserves fluctue.

Dans le scénario central nous avons voulu calculer l'erreur de prédiction des réserves sur les triangles de règlements et les triangles de charge.

L'objectif étant de capter la volatilité du triangle, il est nécessaire de calculer l'erreur de prédiction des réserves sur un triangle sans retraitement. Nous rappelons qu'un retraitement permet de lisser la projection et de supprimer la volatilité que nous ne souhaitons pas avoir dans une estimation moyenne. De plus, les exclusions réduisent mécaniquement l'écart-type, donc nous utiliserons celui du triangle initial que nous remettons à l'échelle des réserves retenues grâce au coefficient de variation.

Ensuite, nous appliquons ce coefficient aux provisions retraitées (prenant en compte les exclusions) pour obtenir l'écart-type de l'erreur de prédiction des réserves final. C'est cette quantité que nous utiliserons pour le calcul du RA.

Nous obtenons les résultats suivants pour les sinistres récurrents sur le triangle de **règlements** :

| Méthode | Triangle de règlements | | |
|----------------|------------------------|---------------------|------------------------------|
| | Ecart-type de l'erreur | Montant de réserves | Coefficient de variation (%) |
| Mack | 6 306 309 | 58 645 527 | 10,8% |
| Bootstrap | 6 368 909 | | 10,9% |
| M&W | 4 814 715 | | 13,0% |
| Solvabilité II | 4 691 642 | | 12,6% |

FIGURE 3.14 – Résultats des sinistres récurrents pour le triangle des règlements.

Les écarts-types obtenus par la méthode de Mack et Bootstrap sont assez proches. Ainsi, à l'ultime nous obtenons un *CoV* (*Coefficient Of Variation*) autour de 11%, ce qui est un résultat assez stable pour ce type de segment. En l'absence d'historique assez profond, une méthode alternative pour estimer la volatilité est de retenir les écarts-types de la formule standard de Solvabilité II (correspondant à un benchmark).

Pour le second type de méthode, nous obtenons initialement une volatilité à un an mais nous avons présenté une volatilité à l'ultime pour une meilleure comparabilité des résultats. Pour passer d'une volatilité à un an à l'ultime nous utilisons la formule suivante :

$$CoV_{ult} = \sqrt{dur} \times CoV_{1\text{ an}} \quad (3.5)$$

Où la durée pour la branche dommages auto est égale à 2,49 années. D'après le Règlement Délégué [18], pour le segment "Autre assurance des véhicules à moteur" nous pouvons appliquer le $CoV_{1\text{ an}} = 8\%$.

En comparant les méthodes, nous constatons que les écarts-types de l'erreur de prédiction des réserves à un an en valeur absolue sont inférieurs à ceux en vision à l'ultime. Pourtant lorsque nous étudions tous les CoV à l'ultime, ce sont ceux en vision à un an qui sont les plus élevés. L'effet de la racine de la durée est radical. La méthode estimant la volatilité la plus importante est M&W, suivie par l'écart-type Solvabilité II puis Bootstrap et Mack la talonnant. Nous vérifierons si ce classement est toujours vrai pour les sinistres graves.

Le $CoV_{1\text{ an}} = 8,2\%$ (M&W) est bien inférieur à celui à l'ultime (Mack). De plus, les CoV de M&W et Solvabilité II sont assez proches.

Nous nous intéressons également aux résultats pour les sinistres graves :

| Méthode | Triangle de règlements | | |
|----------------|------------------------|---------------------|------------------------------|
| | Ecart-type de l'erreur | Montant de réserves | Coefficient de variation (%) |
| Mack | 8 472 465 | 25 778 297 | 32,9% |
| Bootstrap | 5 570 531 | | 21,6% |
| M&W | 4 903 923 | | 30,0% |
| Solvabilité II | 2 062 264 | | 12,6% |

FIGURE 3.15 – Résultats des sinistres graves pour le triangle des règlements.

Les résultats sont très différents de ceux précédemment évoqués. En effet, malgré un montant de réserves plus de deux fois inférieur, le CoV est plus de deux fois supérieur à celui des sinistres récurrents. Nous ne devons pas pour ce type de sinistres avoir la même analyse. En outre, la fréquence de ce type de sinistres est inférieure à celle des sinistres récurrents. Nous avons appliqué aussi les méthodes de calcul de l'incertitude de réserves à un an, plus appropriées dans cette situation.

La méthode Mack est plus prudente que celle de Bootstrap pour les sinistres graves. Le CoV de M&W se rapproche de celle de Mack mais est toujours inférieure. Tandis que le CoV de la méthode Solvabilité II reste inchangé. Une stratégie intéressante pour ce genre de segment pourrait être d'utiliser le CoV Solvabilité II. Ce sont de petits segments avec un volume de réserves plutôt faible. Cela permet de garder une volatilité plus stable dans le temps et fait jouer un argument de non-matérialité à l'échelle de l'entité. Nous avons un changement dans le classement des CoV : en première place nous retrouvons la méthode de Mack ensuite celle de M&W, suivie par Bootstrap et bien plus bas le CoV de la méthode Solvabilité II.

Étudions l'erreur de prédiction des réserves calculée sur le triangle de **charge**. Nous n'afficherons que les résultats pour le modèle de Mack en vision à l'ultime car les triangles de charge ne valident pas les hypothèses d'application de la méthode Bootstrap.

| Méthode | Triangle de charges | | |
|----------------|------------------------|---------------------|------------------------------|
| | Ecart-type de l'erreur | Montant de réserves | Coefficient de variation (%) |
| Mack | 21 133 645 | 58 645 527 | 36,0% |
| Bootstrap | | | |
| M&W | 16 431 291 | | 44,2% |
| Solvabilité II | 4 691 642 | | 12,6% |

FIGURE 3.16 – Résultats des sinistres récurrents pour le triangle de charge.

Ainsi, l'erreur de prédiction des réserves d'après le modèle de Mack est très importante par rapport aux sinistres récurrents de la branche dommages auto.

Le CoV de la méthode Solvabilité II est toujours constant mais pour le modèle de M&W nous obtenons un $CoV = 44,2\%$. Ainsi, il a été jugé que les triangles de charge sont trop volatils pour la branche de dommages auto. Nous obtenons des résultats similaires pour les sinistres graves. Nous utiliserons par la suite les CoV calculés sur les triangles de règlements pour tous les types de sinistres.

3.2.3.3 Résultats pour la branche RC auto corporelle

Nous allons présenter les résultats obtenus pour la branche RC auto corporelle. Toutefois certains paramètres doivent être modifiés :

- La duration est égale à 8,51 années ;
- L'écart-type correspondant selon le Règlement Délégué [18] pour la méthode Solvabilité II est de 9% pour le segment "Assurance de responsabilité civile automobile".

Nous obtenons pour les sinistres récurrents les résultats suivants :

| Méthode | Triangle de règlements | | |
|----------------|------------------------|---------------------|------------------------------|
| | Ecart-type de l'erreur | Montant de réserves | Coefficient de variation (%) |
| Mack | 9 645 761 | 75 976 002 | 12,1% |
| Bootstrap | 8 532 181 | | 10,7% |
| M&W | 8 516 090 | | 31,2% |
| Solvabilité II | 6 364 320 | | 26,3% |

FIGURE 3.17 – Résultats des sinistres récurrents pour le triangle de règlements.

Pour cette branche nous avons noté que les provisions sont plus importantes que pour la branche dommages auto. Relativement, les CoV sont légèrement plus élevés que pour la branche dommages auto, toutes méthodes confondues. La méthode Bootstrap est moins prudente que celle de Mack.

Les $CoV_{1\text{ an}}$ sont inférieures aux CoV_{ult} mais lorsque nous les ramenons à l'ultime, l'impact de la duration est assez sévère car les CoV_{ult} de M&W et de la méthode Solvabilité II sont largement plus importants. Ceci implique que le fait que la branche soit longue, combiné à la faible fréquence des sinistres récurrents, entraîne une volatilité à l'ultime assez élevée. Le classement des méthodes est le suivant : M&W, Solvabilité II, Mack puis Bootstrap. Vérifions si le classement reste inchangé pour les sinistres graves.

| Méthode | Triangle de règlements | | |
|----------------|------------------------|---------------------|------------------------------|
| | Ecart-type de l'erreur | Montant de réserves | Coefficient de variation (%) |
| Mack | 107 966 982 | 815 647 418 | 13,2% |
| Bootstrap | 102 559 740 | | 12,6% |
| M&W | 51 553 588 | | 18,4% |
| Solvabilité II | 65 251 793 | | 26,3% |

FIGURE 3.18 – Résultats des sinistres graves pour le triangle de règlements.

Nous observons le même phénomène que pour les sinistres récurrents : le CoV_{ult} de Mack est plus élevé que celui de Bootstrap. Pour les sinistres graves, nous avons à horizon un an des volatilités assez stables. Pour M&W le $CoV_{1\text{ an}} = 6,3\%$, donc l'incertitude sur la prédiction des réserves pour l'année suivante est faible. Cependant plus les sinistres sont graves et plus ils sont longs à être clôturés généralement. La duration est ainsi plus importante et le CoV à l'ultime aussi. Par conséquent, lorsque nous appliquons la racine de la duration au $CoV_{1\text{ an}}$, nous observons une nette augmentation du CoV à l'ultime. Nous établissons une nouvelle fois le classement des méthodes : Solvabilité II, M&W, Mack puis Bootstrap.

Nous avons calculé les écarts-types de l'erreur de prédiction des réserves sur les triangles de charge. Nous observons encore une fois des CoV_{ult} trop volatils pour être utilisables.

En conclusion, nous utiliserons dans les prochaines sections et pour le calcul du RA, les CoV_{ult} obtenus à partir des triangles de règlements. Nous avons pu remarquer que la méthode Bootstrap est la méthode en vision à l'ultime la plus prudente. Ensuite, les résultats de la méthode Solvabilité II dépendent beaucoup du volume des réserves car c'est une proportion de ces dernières. La méthode Mertz et Wüthrich propose en général des CoV_{ult} élevés à cause de l'impact de la duration. La méthode de Mack obtient souvent le CoV_{ult} le plus bas.

3.2.4 Actualisation

Les provisions précédemment calculées sont des flux que nous devons ajuster pour refléter la valeur temporelle de l'argent grâce à un taux d'actualisation. La norme ne prescrit pas une courbe de taux à utiliser ou une méthode pour la construire mais la courbe doit refléter le risque financier et être *market consistent*.

Dans ce contexte, l'entité construit sa courbe des taux grâce à une approche ascendante (*Bottom up*). Les taux d'actualisation sont déterminés à l'aide d'une courbe des taux sans risque, l'entité utilise la courbe des taux EIOPA. A cela nous ajoutons une prime d'illiquidité égale à 0 car pour cette activité il n'y a pas d'actif sous-jacent. L'entité utilise ainsi la courbe des taux EIOPA au 31.12.2021 sans VA (*Volatility Adjustment*).

Nous avons actualisé nos provisions pour les branches Dommages Auto RC auto et nous obtenons l'évolution suivante des provisions pour 2021 :

| | Provisions actualisées |
|---------------|------------------------|
| Dommages auto | +0,63% |
| RC auto | -6,33% |

TABLE 3.6 – Evolution des PVFCF en fonction des branches en 2021 suite à l'actualisation

L'impact de l'actualisation est faible sur les provisions de la branche dommages auto car c'est une branche courte (duration de 2,5 années) donc il ne sera pas nécessaire de les actualiser. En revanche, l'impact de l'actualisation pour la branche de la RC auto est significatif nous utiliserons dans la suite de ce mémoire les provisions actualisées pour cette branche.

Les PVFCF pour les deux branches en fonction des types de sinistres sont rassemblées dans le tableau suivant :

| | Récurrents | Graves |
|---------------|------------|-------------|
| Dommages auto | 58 645 527 | 25 778 297 |
| RC auto | 71 167 967 | 764 030 312 |

TABLE 3.7 – Montants de PVFCF par branche et par type de sinistre

3.2.5 Choix du niveau de quantile

Nous utilisons, pour calculer l'ajustement pour risque, la VaR. Nous avons donc besoin de déterminer le niveau de quantile. Nous pouvons identifier les facteurs à prendre en compte lors du choix de quantile.

Le premier facteur à considérer est la tolérance au risque de la compagnie d'assurance. Si nous faisons un comparatif des niveaux de quantile utilisés sur le marché français, la majorité des entités utilisent des quantiles entre 60 et 90 %. Par exemple, lorsque le quantile est fixé à 80%, cela signifie que le montant de règlements espérés est dépassé en moyenne une fois tous les 5 ans (période de retour) du montant de l'ajustement. Nous représentons une table de correspondance entre les niveaux de quantiles et les périodes de retour :

| Seuil de confiance | 50% | 55% | 60% | 65% | 70% | 75% | 80% | 85% | 90% | 95% | 99% | 99.5% |
|--------------------|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-------|
| Période de retour | 2 | 2,2 | 2.5 | 2.9 | 3.3 | 4 | 5 | 6.7 | 10 | 20 | 100 | 200 |

TABLE 3.8 – Équivalence entre niveau de quantile et période de retour.

La période de retour P peut s'interpréter comme : une fois sur P , les réserves ne sont pas suffisantes pour honorer les engagements de l'assureur. Il faut ainsi bien choisir le niveau de quantile car en cas de survenance du risque, il est essentiel d'avoir un RA suffisant pour ne pas avoir à piocher dans les fonds propres.

Le niveau de quantile est aussi un bon indicateur d'analyse de l'appétence aux risques d'une entreprise. Par exemple, à business équivalent nous avons deux entreprises présentant des quantiles différents. Il est naturel de se demander pourquoi une entité a un quantile plus élevé que l'autre. Une interprétation possible pour une compagnie ayant un niveau de quantile haut, est qu'elle est averse au risque et inversement pour un niveau de quantile bas. En effet, une compagnie connaissant bien ses facteurs de risque et la survenance probable de ces derniers se permettra d'avoir un niveau de quantile plus bas. Le milieu assurantiel est très compétitif donc le niveau de quantile est un élément clé dans la communication financière de l'entreprise.

Ensuite, nous pouvons nous interroger sur la stratégie de transition d'une entité. Quand nous évoquons la transition, nous parlons de la transition IFRS4 vers IFRS17. Sous IFRS17, la somme de la PVFCF et du RA constituent les provisions techniques sous IFRS4. Ainsi, une entité peut fixer le niveau de quantile du RA tel que les provisions IFRS17 égalisent les provisions IFRS4. Elle peut également utiliser l'argument que la norme IFRS4 est une norme plus prudente qu'IFRS17. Ainsi, elle peut choisir d'appliquer un niveau de quantile tel que le stock de provisions IFRS17 soit inférieur aux provisions IFRS4. Cette différence pourra être placée en fonds propres.

Un autre impact à prendre en compte est que le fait d'augmenter le niveau de quantile du RA LIC augmente aussi le RA LRC et peut faire apparaître de la composante de perte. En effet, le RA doit être intégré à la notion de profitabilité. Nous rappelons la formule du ratio combiné :

$$RC_{IFRS17} = \frac{PVFCF_{LIC} + RA_{LRC} + \alpha}{Primes_{actualisées}} \quad (3.6)$$

Où α est le montant de frais. Lors de l'utilisation du modèle PAA, il est possible de les prendre en compte ou pas dans l'évaluation de l'onérosité des contrats. Cela doit être en cohérence avec le fait que l'entité amortit ces frais en résultat.

Ainsi, l'entité définit que si $RC_{IFRS17} \geq 1$, le groupe de contrats est considéré comme onéreux. Donc si le niveau de quantile du RA est élevé, le ratio combiné va augmenter. Il est possible qu'un groupe de contrats n'étant pas onéreux, peut devenir onéreux suite à une augmentation du niveau de quantile du RA. Un portefeuille de contrats devenant onéreux va créer de la LC. A noter que certaines entités peuvent justifier l'utilisation de niveaux de quantile différents pour le RA LIC et le RA LRC.

L'inflation peut aussi être un facteur de risque. Pour une compagnie internationale, l'appétence au risque vis-à-vis de l'inflation sera plus élevée que pour une plus petite compagnie. Une grande entreprise peut mutualiser ses risques et compenser les pertes à un plus grand niveau qu'une plus petite compagnie.

Nous calculons le RA avec plusieurs niveaux de quantile : de 70% à 90%. Pour comparer les différents RA obtenus, la méthode de calcul de l'erreur de prédiction utilisée sera la méthode de Mack. Nous obtenons les résultats suivants pour les sinistres récurrents de la branche dommages auto :

| Seuil de confiance | 70% | 75% | 80% | 85% | 90% |
|--------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| Montant de RA | 3 063 577 | 3 940 406 | 4 916 797 | 6 054 901 | 7 486 895 |
| Taux de RA/PVFCF | 5% | 7% | 8% | 10% | 13% |

TABLE 3.9 – Montant de RA et taux de RA/PVFCF en fonction du seuil de confiance.

Où le taux de RA/PVFCF est le rapport entre le RA et les réserves. Il mesure, en pourcentage, la proportion de RA par rapport à la PVFCF.

Suite aux résultats obtenus et aux benchmarks effectués, nous sélectionnons comme niveau de quantile 85%. Il correspond avec le niveau de tolérance au risque de l'entité. De plus, nous calibrerons les niveaux de choc tous les 6,7 ans, cela correspond à la période de retour. Cette fréquence permet d'apporter une information suffisamment récente et pertinente tout en limitant les coûts de recalibrage.

Certains acteurs sur le marché publient un intervalle de niveau de quantile, à l'intérieur duquel l'ajustement pour risque est effectivement fixé. Cet intervalle est généralement de 5%.

3.2.6 Résultats de l'ajustement pour risques non financiers

Nous avons les éléments nécessaires pour calculer un ajustement pour risques non financiers relatifs aux sinistres survenus, par type de sinistre et par branche. Nous allons afficher le montant de RA en fonction des différentes méthodes de calcul de l'incertitude des réserves. Nous utilisons une loi log-normale pour la distribution des réserves dont la moyenne est le montant de la PVFCF obtenu à la section 3.2.4. Les montants de RA dans ce mémoire sont calculés à partir d'une PVFCF, c'est-à-dire l'estimation des flux futurs actualisés et probabilisés.

Nous obtenons les résultats suivants :

| Branche | Sinistres | Méthode | Montant de PVFCF | Montant de RA | Taux de RA/PVFCF | CoV |
|--------------------|-----------|-----------|------------------|---------------|------------------|-------|
| Dommages auto | Récurents | Mack | 58 645 527 | 6 536 069 | 11,1% | 10,8% |
| | | Bootstrap | | 6 045 608 | 10,3% | 10,9% |
| | | M&W | | 9 171 842 | 15,6% | 13,0% |
| | | S2 | | 8 937 393 | 15,2% | 12,6% |
| | Graves | Mack | 25 778 297 | 8 781 146 | 34,1% | 32,9% |
| | | Bootstrap | | 5 732 866 | 22,2% | 21,6% |
| | | M&W | | 9 341 779 | 36,2% | 30,0% |
| | | S2 | | 3 928 531 | 15,2% | 12,6% |
| RC auto corporelle | Récurents | Mack | 71 167 967 | 8 943 355 | 12,6% | 12,1% |
| | | Bootstrap | | 8 837 159 | 12,4% | 10,7% |
| | | M&W | | 26 834 198 | 37,7% | 31,2% |
| | | S2 | | 20 053 971 | 28,2% | 26,3% |
| | Graves | Mack | 764 030 312 | 104 819 114 | 13,7% | 13,2% |
| | | Bootstrap | | 105 418 599 | 13,8% | 12,6% |
| | | M&W | | 170 095 511 | 22,3% | 18,4% |
| | | S2 | | 215 291 262 | 28,2% | 26,3% |

FIGURE 3.19 – Ajustement pour risque - scénario central.

Avant d'analyser ces résultats, nous devons préciser quelques éléments :

- Pour la méthode Bootstrap, la moyenne de la distribution obtenue est différente de celle calculée grâce aux méthodes déterministes. Nous recentrons la distribution en translatant la moyenne Bootstrap vers celle estimée par les méthodes déterministes. L'écart-type de la distribution Bootstrap reste inchangé [19].
- Tous les résultats que nous utilisons sont en vision à l'ultime comme requis par la norme. Toutefois, nous estimons le risque de provisionnement aussi à horizon à un an. Par conséquent, pour les méthodes de calcul de volatilité à un an, il faut utiliser une formule différente avec un facteur de duration. Cette formule a été explicitée par l'équation 2.3.3.
- Un montant de RA est la différence entre la $VaR_{0,15}$ de la distribution des réserves et les réserves. À cause de la non validation de l'hypothèse de sous-additivité de la VaR, nous ne pouvons pas comparer des montants de RA calculés avec la méthode quantile. Il faut les comparer en termes de taux de RA/PVFCF.

Entre les deux branches, nous observons des montants de RA d'ordres de grandeur très différents. Nous avons deux types de sinistres dans la branche dommages auto : les sinistres récurrents, mais avec une fréquence plus importante et les sinistres graves de montant plus élevé mais avec une fréquence moins importante. Avec ces informations, nous pouvons interpréter les montants de RA calculés. Le RA est proportionnel aux réserves. En fonction, d'une volatilité plus élevée nous observons un RA plus élevé. Globalement, les méthodes de calcul de l'incertitude des réserves à l'ultime produisent des montants de RA de même ordre de grandeur. Tandis que les méthodes à un an proposent des résultats supérieurs à ceux calculés par les méthodes "à l'ultime". Précédemment, nous avons évoqué l'impact fort de la duration, cela pourrait être une raison de cette différence. Plus la branche est longue et les sinistres lents à être clôturés, plus la duration sera grande et la volatilité importante.

Nous comparons les méthodes plus en détails. Entre la méthode Bootstrap et Mack, le taux de RA/PVFCF le plus faible est généralement celui obtenu par la méthode Bootstrap. Sauf que pour certains segments, la moyenne obtenue par Bootstrap est assez éloignée de la PVFCF établie, calculée par méthode déterministe. Il semble plus prudent de prioriser la méthode de Mack dans les méthodes "à l'ultime". Entre la méthode de M&W et celle de Solvabilité II, les CoV_{ult} calculés avec M&W sont presque toujours les plus élevés.

Ainsi pour un petit segment avec un périmètre de risque défini, il est possible de fixer une volatilité comme celle de Solvabilité II qui est standard. Cela permet d'avoir un RA stable dans le temps. Ce sont des petits segments ne dépassant pas le seuil de matérialité fixé par l'entité.

3.2.7 Quantile équivalent

Nous avons calculé le RA par type de sinistres, pour chaque branche. Cependant, la norme précise au paragraphe B88 [8] qu'il faut publier un RA au niveau entité, distinct de la PVFCF ainsi que le niveau de quantile représentant l'aversion au risque de l'entité. Il faut calculer le RA au niveau entité puis le réallouer aux branches de l'entité. La norme exige l'explicitation des bénéfices de diversification. Ils peuvent avoir un effet significatif sur le RA. En effet, plus nous calculons le RA à un niveau agrégé plus nous diminuons l'incertitude entourant les flux de trésorerie ou les risques. Cette agrégation permet d'abaisser le montant total de RA au niveau de l'entité. Cette diminution est expliquée par la dépendance entre les différents risques.

Il existe plusieurs méthodes pour intégrer la diversification : la méthode d'Euler, la matrice de corrélation de l'EIOPA en fonction des lignes d'activité Solvabilité II, la création de matrice de diversification IFRS17 par l'entité elle-même... Nous avons fait le choix dans ce mémoire de ne d'abord pas appliquer la diversification dans nos calculs car ce n'est pas le sujet de notre étude et nous ne travaillons que sur deux branches.

Nous considérons que le portefeuille de l'entité étudiée, est composé de seulement deux branches : la garantie dommages auto et la responsabilité civile auto corporelle. Nous pouvons calculer le RA au niveau entité en sommant les montants de RA obtenus précédemment. Nous ne prenons pas en compte la diversification. Donc pour obtenir le quantile équivalent à l'échelle de l'entité, nous choisissons de procéder de la manière suivante :

1. Sommer les triangles de règlements pour tous les types de sinistres et pour toutes les branches ;
2. Obtenir les réserves totales sans exclusions ;
3. Calculer l'incertitude des réserves sur les données agrégées ;
4. Appliquer le CoV_{ult} sur les réserves totales pour obtenir l'écart-type de la distribution ;
5. Définir le montant de RA global comme la somme des RA ;
6. Établir la distribution globale de réserves à partir des réserves totales et de l'écart-type précédent ;
7. Déterminer le quantile correspondant au RA global dans cette distribution.

Nous obtenons les résultats suivants :

- Les réserves totales s'élèvent à 979 625 237 € ;
- L'incertitude des réserves du triangle agrégé est de 10% ;
- La somme des RA est de 137 214 989 € ;
- Le quantile équivalent est de 91,87%.
- Le taux de RA/PVFCF est de 14%.

La volatilité calculée sur le triangle des données agrégées est faible par rapport aux volatilités calculées sur chaque triangle individuellement. Nous avons ainsi une mutualisation des risques entre la branche dommages auto et la branche responsabilité civile auto corporelle. Nous n'appliquons pas de coefficient de corrélation entre les branches dans un premier temps. En effet, la branche dommages auto se liquide en 1 à 2 ans, les autres diagonales sont résiduelles. Le volume des réserves est important la dernière année de survenance pour les sinistres récurrents. Ainsi, lorsque nous ajoutons les sinistres graves ils ne sont pas assez importants en termes de volume de réserves pour augmenter la volatilité.

Tandis que pour la RC auto corporelle, la charge est répartie sur une plus longue période avec un volume de réserves stable pendant les 7-8 premières années puis ensuite décroissant. Les règlements de la branche RC auto corporelle sont tellement importants que les règlements de la branche dommages, sont peu significatifs. Ainsi, nous obtenons un triangle stable dans le temps et avec peu d'incertitude quant à l'estimation des réserves.

De plus, il faut prendre en compte que nous calculons l'incertitude des réserves sur le triangle de règlements et que la somme des réserves utilisée a été projetée à partir de triangles de natures différentes.

En conclusion, comme l'incertitude des réserves est faible il faut utiliser un quantile plus élevé pour atteindre la somme des RA. Nous obtenons une période de retour de 12,3 ans. Cela signifie que la somme de la PVFCF et du RA permet de faire face au risque dans 91,87% des cas. Ou encore que le montant de règlements espérés est dépassé en moyenne une fois tous les 12,3 ans, du montant de l'ajustement.

| Seuil de confiance | 85% | 90% | 91% | 92% |
|--------------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| Montant de RA | 101 856 785 | 125 946 080 | 131 764 375 | 138 085 162 |

TABLE 3.10 – Recherche du quantile équivalent.

Une autre méthode que nous pouvons appliquer est celle avec les coefficients de corrélations entre lignes d'activité proposés par Solvabilité II (Acte Délégué Annexe IV [18]) pour obtenir un RA diversifié. La matrice de corrélation utilisée est la suivante :

| | Motor vehicle liability | Motor, other classes | Marine, aviation, transport (MAT) | Fire and other property damage | Third-party liability | Credit and suretyship | Legal expenses | Assistance | Miscellaneous |
|-----------------------------------|-------------------------|----------------------|-----------------------------------|--------------------------------|-----------------------|-----------------------|----------------|------------|---------------|
| Motor vehicle liability | 1 | 0,5 | 0,5 | 0,25 | 0,5 | 0,25 | 0,5 | 0,25 | 0,5 |
| Motor, other classes | 0,5 | 1 | 0,25 | 0,25 | 0,25 | 0,25 | 0,5 | 0,5 | 0,5 |
| Marine, aviation, transport (MAT) | 0,5 | 0,25 | 1 | 0,25 | 0,25 | 0,25 | 0,25 | 0,5 | 0,5 |
| Fire and other property damage | 0,25 | 0,25 | 0,25 | 1 | 0,25 | 0,25 | 0,25 | 0,5 | 0,5 |
| Third-party liability | 0,5 | 0,25 | 0,25 | 0,25 | 1 | 0,5 | 0,5 | 0,25 | 0,5 |
| Credit and suretyship | 0,25 | 0,25 | 0,25 | 0,25 | 0,5 | 1 | 0,5 | 0,25 | 0,5 |
| Legal expenses | 0,5 | 0,5 | 0,25 | 0,25 | 0,5 | 0,5 | 1 | 0,25 | 0,5 |
| Assistance | 0,25 | 0,5 | 0,5 | 0,5 | 0,25 | 0,25 | 0,25 | 1 | 0,5 |
| Miscellaneous | 0,5 | 0,5 | 0,5 | 0,5 | 0,5 | 0,5 | 0,5 | 0,5 | 1 |

FIGURE 3.20 – Matrice des coefficients de corrélation Solvabilité II.

Le RA diversifié entre les deux branches se calcule comme suit :

$$RA_{div} = \sqrt{RA_1^2 + RA_2^2 + 2 * \rho * RA_1 * RA_2} \quad (3.7)$$

Où :

- RA_1 est la somme des RA de la branche dommages auto ;
- RA_2 est la somme des RA de la branche Responsabilité civile automobile corporelle ;
- ρ est le coefficient de corrélation entre la *LoB* "Assurance de responsabilité civile automobile" et la *LoB* "Autre assurance des véhicules à moteur". Il est égal à 0,5.

Nous obtenons un $RA_{div} = 129\,952\,517$. Nous obtenons un quantile équivalent à 84,8%. Lorsque nous intégrons de la diversification, nous obtenons un montant de RA inférieur à la somme des RA sans diversification. Ainsi, les bénéfices de diversification sont égaux à :

$$\text{Bénéfices de diversification} = \sum_{i=1}^2 RA_i - RA_{div} \quad (3.8)$$

Où i est l'indice de la branche.

La diversification permet d'obtenir un quantile équivalent inférieur.

Il est également possible de calculer l'incertitude des réserves en faisant la moyenne pondérée par le volume de réserves des volatilités de chaque segment. C'est une approximation de l'incertitude des réserves du triangle des données agrégées. Nous obtenons un CoV_{ult} de 13,5% et un quantile équivalent à 85%. Nous obtenons une période de retour de 6,7 ans. Cela signifie que la somme de la PVFCF et du RA permet de faire face au risque dans 85% des cas. Nous retrouvons le niveau de quantile utilisé sur les branches. C'est un quantile équivalent moins prudent que celui obtenu sans l'approximation car nous n'avons pas ici de diversification et ainsi pas de baisse de la volatilité.

3.3 Évolution du calibrage de la volatilité dans le temps

Nous avons finalisé le scénario central pour l'année 2021. Nous avons obtenu le montant de RA par segment, branche, mais aussi au niveau entité. Il existe des méthodes alternatives pour calculer la volatilité, prenant en compte des historiques différents ou consistant à recalibrer à une fréquence plus faible. Nous allons dans les sections suivantes appliquer ces méthodes et présenter leurs avantages et leurs inconvénients.

Nous faisons l'analyse sur 2 ans pour apprécier l'évolution. Pour cela nous devons d'abord présenter les données pour l'année 2020 avant application de méthodes.

| Branche | Sinistres | Méthode | Montant de PVFCF 2020 | Montant de RA 2020 | Taux de RA/PVFCF 2020 | CoV 2020 | Evolution Réserves 2020-2021 |
|---------------|-----------|---------|-----------------------|--------------------|-----------------------|----------|------------------------------|
| Dommages auto | Récurents | Mack | 50 319 222 | 6 289 722 | 12% | 12% | 16,5% |
| | | M&W | | 8 740 203 | 17% | 14% | |
| | | S2 | | 7 668 490 | 15% | 13% | |
| | Graves | Mack | 24 592 817 | 7 265 778 | 30% | 29% | 4,8% |
| | | M&W | | 7 681 968 | 31% | 26% | |
| | | S2 | | 3 747 868 | 15% | 13% | |

FIGURE 3.21 – Résultats pour l'année 2020 de la branche dommages auto.

Nous observons une augmentation des réserves de 16,5% entre 2020 et 2021 pour les sinistres récurrents et 4,8% pour les sinistres graves. Nous devons prendre en compte l'effet Covid en 2020 qui a affecté la branche dommages auto. En effet, il y a eu une baisse des sinistres due au confinement, les assurés utilisaient moins leur véhicule donc provoquaient moins d'accidents. En 2021, nous avons un retour progressif à la normale, d'où une hausse de la sinistralité et des réserves.

Étudions l'évolution du RA entre 2020 et 2021. Pour le triangle de règlements, nous pouvons observer une baisse du taux de RA/PVFCF pour les sinistres récurrents et une importante hausse pour les sinistres graves de 2020 à 2021. Le *CoV* a diminué entre 2020 et 2021 pour les sinistres récurrents mais a augmenté pour les sinistres graves. En montant, le RA a augmenté en 2021 pour tous les types de sinistres.

Nous faisons de même pour la branche RC auto :

| Branche | Sinistres | Méthode | Montant de PVFCF 2020 | Montant de RA 2020 | Taux de RA/PVFCF 2020 | CoV 2020 | Evolution Réserves 2020-2021 |
|--------------------|-----------|---------|-----------------------|--------------------|-----------------------|----------|------------------------------|
| RC auto corporelle | Récurents | Mack | 82 616 716 | 9 965 647 | 12% | 13% | -13,9% |
| | | M&W | | 29 280 346 | 35% | 38% | |
| | | S2 | | 23 280 041 | 28% | 28% | |
| | Graves | Mack | 913 081 027 | 127 797 279 | 14% | 14% | -16,3% |
| | | M&W | | 205 782 545 | 23% | 22% | |
| | | S2 | | 257 291 319 | 28% | 28% | |

FIGURE 3.22 – Résultats pour l'année 2020 de la branche RC auto.

Entre 2020 et 2021, les réserves diminuent pour la RC auto que ce soit pour les sinistres récurrents ou pour les sinistres graves. Notons que la diminution est plus marquée pour les sinistres graves. En effet, au niveau d'une des strates de graves un écart de 90 M€ est observé. Il est dû à l'évolution des coûts moyens retenus. Ces derniers ont diminué de 2020 à 2021 entraînant ainsi cette forte diminution des réserves.

Les taux de RA/PVFCF des sinistres récurrents augmentent en 2021 suite à la baisse des réserves, pour toutes les méthodes. Ils diminuent très légèrement pour les sinistres graves car la volatilité en 2021 est moins importante qu'en 2020.

Si nous comparons les méthodes de calcul de l'incertitude des réserves pour les résultats de la branche dommages auto :

- Nous observons une légère hausse du montant de RA en 2021 avec la méthode de Mack. Les autres méthodes estiment un RA_{2021} plus important. En 2021, nous observons une baisse du

CoV et une hausse de la PVFCF. Nous pouvons grâce à la formule de l'écart-type de Mack pour une loi log-normale comprendre quel est l'impact de ces évolutions sur le RA_{2021} :

$$\sigma_i^2 = \ln \left(1 + \left(\frac{se(\hat{R}_i)}{\hat{R}} \right)^2 \right) \quad (3.9)$$

Où \hat{R} est la somme des réserves sur l'historique. $se(R_i) = \sqrt{\text{MSEP}(\hat{R}_i)}$ capture l'erreur de prédiction de la provision pour l'année i (la volatilité des réserves en i). En 2021 nous observons une hausse de 16,5% des réserves. Étant au dénominateur cela fait diminuer l'écart-type car la $\text{MSEP}(\hat{R}_i)$ dans notre situation a légèrement augmenté, mais pas autant que les réserves.

- Malgré la baisse de la volatilité en 2021, la méthode M&W permet d'obtenir un montant de RA plus élevé en 2021 (baisse de la volatilité mais pas aussi importante qu'avec la méthode de Mack) et reflète une augmentation des réserves.

En cas d'évolution de la volatilité, l'écart-type obtenu avec la méthode de M&W sera directement impacté car la méthode se base sur le modèle de Mack et nous avons vu que la méthode de Mack est sensible aux évolutions de la volatilité.

De plus, la méthode de calcul du RA est différente d'une méthode à l'autre. Le montant de RA avec Mack est la différence entre la VaR à 85% de la distribution des réserves et les réserves. Tandis que celui obtenu avec M&W est la multiplication de l'écart-type de l'erreur de prédiction du CDR ($R_i - R_{i-1} - \text{paiements}_i$) à 1 an, par la racine de la duration et du ratio entre le quantile à 85% et celui 99,5% d'une loi normale centrée réduite 2.3.3.

- La méthode Solvabilité II reproduit exactement les mouvements des réserves d'une année à l'autre car l'écart-type est obtenu en multipliant les réserves par 8% (volatilité prescrite pour la branche dommages auto par Solvabilité II.2.8). Donc l'écart-type est proportionnel à la PVFCF et imitera les variations de ce dernier. Nous utilisons la même méthode de calcul de RA que pour la méthode M&W car cette méthode produit une volatilité à 1 an et sous IFRS17 nous avons besoin d'une volatilité à l'ultime. Nous avons également l'effet duration gonflant le montant de RA.

3.3.1 Fréquence de recalibrage : 2 ans

Il est possible de modifier la fréquence de recalibrage de la volatilité. En effet, nous avons précédemment calculé l'incertitude des réserves pour une année (2021 puis 2020). Nous allons introduire des méthodes de fréquence de recalibrage de la volatilité sur deux ans. C'est une réflexion que les assureurs ont eu pour stabiliser le RA dans le temps. Ces méthodes sont facilement applicables, permettant d'identifier certains impacts quant aux évolutions des réserves et/ou de l'incertitude des réserves.

3.3.1.1 1^{ère} méthode : moyenne des coefficients de variation

La méthode suivante va utiliser la moyenne des coefficients de variation (écart-type/PVFCF) de 2020 et 2021, dans le calcul du RA_{2021}^* . C'est un lissage des volatilités sur deux ans.

$$\overline{CoV}_{ult}^{2021} = \frac{CoV_{ult}^{2020} + CoV_{ult}^{2021}}{2} \quad (3.10)$$

L'ajustement pour risque s'obtient alors :

$$RA_{2021}^* = VaR_{0,15}(X) - BE_{2021} \quad (3.11)$$

Où X suit une loi log-normale de moyenne égale à la $PVFCF_{2021}$ et d'écart-type égal à $\overline{CoV}_{ult}^{2021} \times PVFCF_{2021}$. Nous appliquons la méthode :

| Branche | Sinistres | Méthode | Montants de RA | | | |
|---------------|-----------|---------|----------------|-----------|-------------------|-------------------|
| | | | 2020 | 2021 | 2020 méthode 1 | 2021 méthode 1 |
| Dommages auto | Récurents | Mack | 6 289 722 | 6 536 069 | 6 044 268 | 6 722 422 |
| | | M&W | 8 740 203 | 9 171 842 | 8 263 230 | 9 665 885 |
| | | S2 | 7 668 490 | 8 937 393 | 7 668 490 | 9 009 891 |
| | Larges | Mack | 7 265 778 | 8 781 146 | 7 938 727 | 8 198 583 |
| | | M&W | 7 681 968 | 9 341 779 | 8 437 977 | 8 697 026 |
| | | S2 | 3 747 868 | 3 928 531 | 3 747 868 | 3 928 531 |

FIGURE 3.23 – Montants de RA de la branche dommages auto avec la première méthode de recalibrage.

| Branche | Sinistres | Méthode | Taux de RA/PVFCF | | | |
|---------------|-----------|---------|------------------|------|-------------------|-------------------|
| | | | 2020 | 2021 | 2020 méthode 1 | 2021 méthode 1 |
| Dommages auto | Récurents | Mack | 12% | 11% | 12% | 11% |
| | | M&W | 17% | 16% | 16% | 16% |
| | | S2 | 15% | 15% | 15% | 15% |
| | Larges | Mack | 30% | 34% | 32% | 32% |
| | | M&W | 31% | 36% | 34% | 34% |
| | | S2 | 15% | 15% | 15% | 15% |

FIGURE 3.24 – Taux de RA/PVFCF de la branche dommages auto avec la première méthode de recalibrage.

Nous avons appliqué la méthode pour 2020 et 2021 pour plus de comparabilité. Cette méthode permet de prendre en compte les variations des réserves et de la volatilité d'une année à l'autre. Le RA_{2020}^* a diminué car nous avons lissé sa volatilité sur deux ans. Le RA_{2021}^* a augmenté car il prend en compte la volatilité de 2020 mais aussi l'augmentation des réserves en 2021. Le RA obtenu est supérieur aux montants de RA en 2020 et en 2021. Nous pouvons ajouter que le taux de RA/PVFCF est stable. Cette méthode peut permettre d'absorber une année atypique et d'éviter de grandes variations de taux de RA/PVFCF en cas d'évolution de la volatilité et/ou des réserves.

Nous résumons nos conclusions dans le tableau ci-dessous :

| Avantages | Inconvénients |
|--|------------------------------|
| Bonne stabilité du taux de RA/PVFCF Prise en compte des variations de la PVFCF Prise en compte de la volatilité des 2 années | Montant de RA plus important |

3.3.1.2 2^{ème} méthode : utilisation de la volatilité 2020

Dans cette méthode, nous allons utiliser les CoV_{ult} calculés pour l'année 2020 dans le calcul du RA pour l'année 2021.

$$RA_{2021}^* = VaR_{0,15}(X) - PVFCF_{2021} \quad (3.12)$$

Où X suit une loi log-normale de moyenne égale au $PVFCF_{2021}$ et d'écart-type égal à $CoV_{ult}^{2020} \times PVFCF_{2021}$.

Nous obtenons les résultats suivants :

| Branche | Sinistres | Méthode | Montants de RA | | | |
|---------------|-----------|---------|----------------|-----------|-------------------|--|
| | | | 2020 | 2021 | 2021 méthode 2 | |
| Dommages auto | Récurents | Mack | 6 289 722 | 6 536 069 | 7 389 944 | |
| | | M&W | 8 740 203 | 9 171 842 | 10 269 072 | |
| | | S2 | 7 668 490 | 8 937 393 | 9 009 891 | |
| | Larges | Mack | 7 265 778 | 8 781 146 | 7 616 020 | |
| | | M&W | 7 681 968 | 9 341 779 | 8 052 273 | |
| | | S2 | 3 747 868 | 3 928 531 | 3 928 531 | |

FIGURE 3.25 – Montants de RA de la branche dommages auto avec la deuxième méthode de recalibrage.

| Branche | Sinistres | Méthode | Taux de RA/PVFCF | | |
|---------------|-----------|---------|------------------|------|-------------------|
| | | | 2020 | 2021 | 2021 méthode 2 |
| Dommages auto | Récurents | Mack | 12% | 11% | 13% |
| | | M&W | 17% | 16% | 18% |
| | | S2 | 15% | 15% | 15% |
| | Larges | Mack | 30% | 34% | 30% |
| | | M&W | 31% | 36% | 31% |
| | | S2 | 15% | 15% | 15% |

FIGURE 3.26 – Taux de RA/PVFCF de la branche dommages auto avec la deuxième méthode de recalibrage.

Avec l'utilisation de CoV_{ult}^{2020} pour le calcul du RA_{2021}^* , nous observons globalement une nette hausse du RA par rapport au montant de RA 2021 calculé avec CoV_{ult}^{2021} . En 2020, la volatilité pour les sinistres récurrents était plus importante qu'en 2021 mais la même année nous observons également une augmentation des réserves. Nous obtenons alors une forte hausse du montant de RA (+13% par rapport au RA 2021 sans utilisation de méthode de recalibrage). Opter pour cette méthode permet d'utiliser la volatilité de l'année précédente et ainsi garder une grande stabilité des taux de RA/PVFCF d'une année à l'autre mais aussi d'accélérer le processus de clôture. En revanche, elle ne prend pas en compte une hausse ou baisse de la volatilité de l'année en cours.

Nous résumons nos conclusions dans le tableau ci-dessous :

| Avantages | Inconvénients |
|---|---|
| Parfaite stabilité du taux de RA/PVFCF Prise en compte des variations de la PVFCF Clôture plus rapide | Non prise en compte de CoV_{ult}^{2021} Risque de sous/surestimation du RA |

3.3.1.3 3^{ème} méthode : moyenne des taux de RA/PVFCF

La dernière méthode que nous allons passer en revue est l'utilisation de la moyenne du taux de RA/PVFCF des deux dernières années. Une fois cette moyenne de taux obtenue, nous multiplions ce ratio par la PVFCF de l'année en cours pour évaluer le montant de RA.

$$RA_{2021}^* = PVFCF_{2021} \times \frac{1}{2} \left(\frac{RA_{2021}}{PVFCF_{2021}} + \frac{RA_{2020}}{PVFCF_{2020}} \right) \quad (3.13)$$

Nous appliquons la méthode :

| Branche | Sinistres | Méthode | Montants de RA | | |
|---------------|-----------|---------|----------------|-----------|-------------------|
| | | | 2020 | 2021 | 2021 méthode 3 |
| Dommages auto | Récurents | Mack | 6 289 722 | 6 536 069 | 6 873 681 |
| | | M&W | 8 740 203 | 9 171 842 | 9 596 330 |
| | | S2 | 7 668 490 | 8 937 393 | 8 864 735 |
| | Larges | Mack | 7 265 778 | 8 781 146 | 8 198 583 |
| | | M&W | 7 681 968 | 9 341 779 | 8 697 026 |
| | | S2 | 3 747 868 | 3 928 531 | 3 928 531 |

FIGURE 3.27 – Montants de RA de la branche dommages auto avec la troisième méthode de recalibrage.

| Branche | Sinistres | Méthode | Taux de RA/PVFCF | | |
|---------------|-----------|---------|------------------|------|-------------------|
| | | | 2020 | 2021 | 2021 méthode 3 |
| Dommages auto | Récurents | Mack | 12% | 11% | 12% |
| | | M&W | 17% | 16% | 16% |
| | | S2 | 15% | 15% | 15% |
| | Larges | Mack | 30% | 34% | 32% |
| | | M&W | 31% | 36% | 34% |
| | | S2 | 15% | 15% | 15% |

FIGURE 3.28 – Taux de RA/PVFCF de la branche dommages auto avec la troisième méthode de recalibrage.

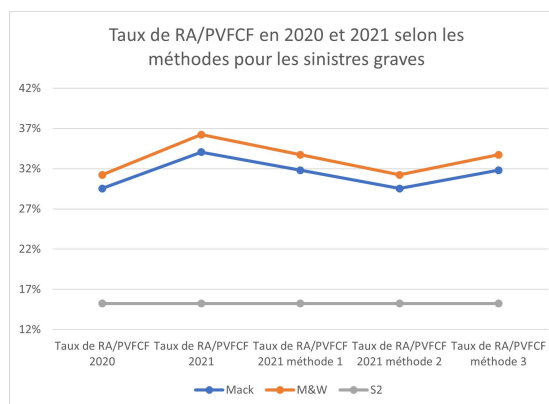
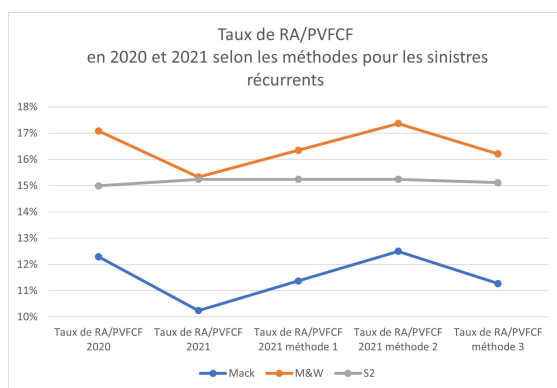
Après une première analyse, nous constatons que le RA_{2021}^* est plus important que le RA_{2021} lorsque la volatilité entre 2020 et 2021 augmente pour les sinistres récurrents et inversement pour les sinistres

graves. Le taux de RA/ PVFCF est compris entre celui de 2020 et 2021. Nous prenons, grâce à cette méthode, en compte les variations des réserves entre 2020 et 2021 ainsi que l'évolution de la volatilité capturée dans le calcul du montant de RA.

Nous résumons nos conclusions dans le tableau ci-dessous :

| Avantages | Inconvénients |
|--|---|
| Bonne stabilité du taux de RA/PVFCF Prise en compte des variations de la PVFCF Prise en compte de la volatilité des 2 années | Usage d'un ratio pour le calcul du RA Risque de sous/surestimation du RA |

Nous résumons l'évolution des taux de RA/PVFCF en fonction des méthodes pour les sinistres récurrents et graves pour la branche dommages auto :



Nous avons représenté dans ce graphique les évolutions du taux de RA/PVFCF 2021 par rapport aux méthodes de recalibrage dans le temps de l'incertitude des réserves pour la branche dommages auto. Nous pouvons également considérer l'évolution du taux de RA/PVFCF entre l'année 2020 et 2021. Nous constatons pour les deux types de sinistres une nette évolution de l'année 2020 à 2021. En effet, nous avons déjà constaté une diminution de la volatilité en 2021 pour les sinistres récurrents et une augmentation de la volatilité pour les sinistres graves cette même année. Notons que nous avons également une hausse des réserves en 2021 tous types de sinistres confondus.

Rappelons que les méthodes de fréquence de recalibrage de la volatilité sont utiles pour la stabilité du taux de RA/PVFCF d'une année à l'autre. La 1^{ère} lisse les volatilités sur deux ans et propose un taux de RA/PVFCF intermédiaire à celui de 2020 et de 2021. La 2^{ème} méthode permet de garder une grande stabilité avec l'année 2020 mais ne prend pas en compte les évolutions de la volatilité de 2021. Enfin, la 3^{ème} méthode capture les évolutions de la volatilités mais est plus sensible à celles des réserves. Elle permet d'obtenir également un taux de RA/PVFCF intermédiaire à celui de 2020 et de 2021. Globalement les méthodes les plus stables sont la 1^{ère} et la 3^{ème}. Si notre objectif est de lisser les évolutions de la volatilité entre les arrêtés des comptes, la méthode appropriée est la 1^{ère}. Tandis que si l'objectif est de lisser l'effet de l'évolution des réserves et de la volatilité sur le RA, il faudra se tourner vers la 3^{ème} méthode. Ces conclusions sont valables également sur la branche RC auto.

3.3.2 Fréquence de recalibrage : 5 ans

La méthode suivante que nous allons expérimenter est toujours une méthode de fréquence de recalibrage de la volatilité mais cette fois sur 5 ans. Nous avons appliqué cette méthode sur les données de la branche dommages auto des années 2020 et 2021 pour plus de comparabilité. Parmi les méthodes présentées dans la section précédente 3.3.1, nous allons tester seulement la 1^{ère} méthode : la moyenne des coefficients de variation. En effet, nous avons pour objectif d'étudier les impacts sur l'ajustement pour risque, de l'utilisation d'une volatilité lissée sur une période plus longue. Nous calculons la moyenne des coefficients de variation des cinq dernières années.

Nous utilisons comme coefficient de variance pour 2021 :

$$\overline{CoV}_{ult}^{2021} = \frac{1}{5} \sum_{i=2017}^{2021} CoV_{ult}^i \quad (3.14)$$

Pour 2020, nous utilisons :

$$\overline{CoV}_{ult}^{2020} = \frac{1}{5} \sum_{i=2016}^{2020} CoV_{ult}^i \quad (3.15)$$

Ensuite, nous calculons les RA_{2021}^* et RA_{2020}^* comme précédemment (voir équation 3.3.1.1) avec les CoV_{ult} correspondant. Nous obtenons les résultats suivants :

| Branche | Sinistres | Méthode | Montants de RA | | | |
|---------------|------------|---------|----------------|-----------|--------------------------|--------------------------|
| | | | 2020 | 2021 | 2020 méthode 5 ans | 2021 méthode 5 ans |
| Dommages auto | Récurrents | Mack | 6 289 722 | 6 054 901 | 6 381 550 | 7 042 240 |
| | | M&W | 8 740 203 | 9 062 698 | 8 214 423 | 9 434 645 |
| | | S2 | 7 668 490 | 9 009 891 | 7 668 490 | 9 009 891 |
| | Larges | Mack | 7 265 778 | 8 781 146 | 9 378 030 | 9 201 407 |
| | | M&W | 7 681 968 | 9 341 779 | 9 988 786 | 9 555 054 |
| | | S2 | 3 747 868 | 3 928 531 | 3 747 868 | 3 928 531 |

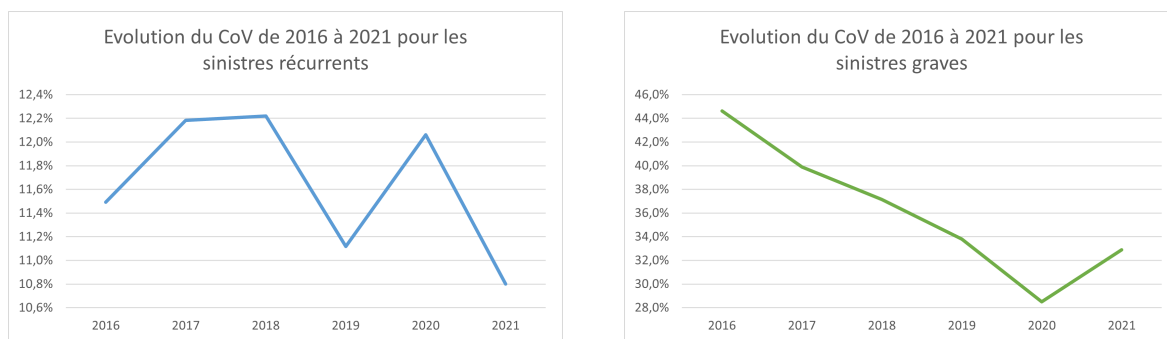
FIGURE 3.29 – Montants de RA de la branche dommages auto avec la méthode de recalibrage sur 5 ans.

| Branche | Sinistres | Méthode | Taux de RA/PVFCF | | | |
|---------------|------------|---------|------------------|------|--------------------------|--------------------------|
| | | | 2020 | 2021 | 2020 méthode 5 ans | 2021 méthode 5 ans |
| Dommages auto | Récurrents | Mack | 12% | 10% | 12% | 12% |
| | | M&W | 17% | 15% | 16% | 16% |
| | | S2 | 15% | 15% | 15% | 15% |
| | Larges | Mack | 30% | 34% | 38% | 36% |
| | | M&W | 31% | 36% | 41% | 37% |
| | | S2 | 15% | 15% | 15% | 15% |

FIGURE 3.30 – Taux de RA/PVFCF de la branche dommages auto avec la méthode de recalibrage sur 5 ans.

Cette méthode permet de lisser une volatilité atypique (à la hausse ou à la baisse). L'utilisation du coefficient de variation permet de capturer l'augmentation des réserves et les évolutions de la volatilité. En termes de montants, les RA avec la volatilité lissée sur 5 ans sont supérieurs à ceux du scénario central. Pour 2020 le taux de RA/PVFCF est légèrement supérieur, donc le lissage est proche de la volatilité réelle de 2020. Tandis que pour 2021, le RA_{2021}^* calculé est de 16% supérieur au RA_{2021} . Cela confirme bien la baisse de la volatilité en 2021. Nous pouvons remarquer que l'écart le plus important entre les deux méthodes est celui calculé avec la méthode de Mack, très sensible aux variations de volatilité.

Nous pouvons afficher les évolutions de la volatilité à travers les années pour la branche dommages auto :

FIGURE 3.31 – Evolution du CoV de 2016 à 2021 pour les sinistres récurrents et graves.

Ainsi, la volatilité les 4 dernières années était plus importante qu'en 2021 pour les sinistres récurrents. Tandis que pour les sinistres graves, la volatilité était décroissante jusqu'en 2020 puis a augmenté en 2021.

Lorsque nous comparons RA_{2021}^* et RA_{2020}^* , nous observons une évolution semblable à celle des réserves pour les méthodes M&W et Solvabilité II. Avec la méthode de Mack, nous pouvons voir une augmentation moins importante par rapport aux autres méthodes. Si nous nous intéressons aux taux de $RA/PVFCF$, ceux calculés avec le recalibrage sont plus importants que ceux sans. Nous observons une meilleure stabilité des taux de $RA/PVFCF$ avec un lissage sur 2 ans car la volatilité moyenne des 5 dernières est plus importante que la volatilité moyenne sur 2 ans comme nous pouvons l'observer sur le graphique 3.31.

En conclusion, pour ce lissage il est nécessaire d'avoir assez d'années d'historique, donc ce n'est pas la solution idéale pour une jeune compagnie d'assurance. Cette méthode permet d'absorber une année atypique et de garder une très bonne stabilité d'une année à l'autre. Elle prend bien en compte les variations de réserves et un peu moins celles de la volatilité. Pour plus de sensibilité par rapport à la volatilité un lissage sur 2 ans est une bonne alternative.

Nous résumons nos conclusions dans le tableau ci-dessous :

| Avantages | Inconvénients |
|--|--|
| Lissage d'une volatilité atypique Bonne stabilité du taux de $RA/PVFCF$ | Montant plus élevé que sans recalibrage Suffisamment d'historique |

3.4 Évènements exceptionnels

Nous allons mettre en place des scénarios exceptionnels et observer leurs impacts sur l'ajustement pour risque des branches dommages auto et RC auto. Pour les trois scénarios, nous allons poser l'hypothèse de portefeuilles équivalents à ceux du scénario central :

1. Année avec une forte sinistralité : nous allons supposer une sinistralité plus importante que dans le scénario central. Pour cela, nous avons choqué la dernière diagonale des triangles de règlements incrémentaux de l'année 2021 de +25%.
2. Année avec une faible sinistralité : nous avons choisi de faire un scénario symétrique au premier. Nous appliquerons un choc de -25% sur la dernière diagonale des triangles de règlements du scénario central.
3. Inflation : Nous appliquerons de l'inflation sur les triangles de règlements du scénario central. Nous précisons comment par la suite.

3.4.1 Scénario 1 : année avec une forte sinistralité

Pour ce scénario, nous déterminons premièrement le pourcentage de dérive à appliquer. Nous souhaitons répliquer un scénario dans lequel l'entité fait face à une année peu vraisemblable. Nous pouvons nous demander si le choc appliqué correspond à une année atypique et s'il est nécessaire d'effectuer des retraitements. Dans cette situation, il est recommandé d'effectuer des retraitements comme l'exclusion de certains coefficients. Ces exclusions permettent de lisser la projection et de supprimer la volatilité que nous ne souhaitons pas avoir dans une estimation moyenne. Après avoir testé plusieurs chocs, nous décidons d'appliquer un choc de +25%, correspondant à une année subissant une hausse de la sinistralité et nécessitant quelques retraitements. De plus, ce n'étaient pas des variations inédites d'après l'historique de l'entité.

Résultats pour la branche dommages auto

Nous considérons le scénario avec un choc à +25% réalisé sur la dernière diagonale décumulée. Nous observons une augmentation des réserves d'environ 24% par rapport au scénario central. Cela peut s'expliquer par la nature de la branche. En effet, la branche dommages auto se liquide assez rapidement : environ 1 à 2 ans. Presque tout est payé la 1^{ère} année.

| Branche | Sinistres | Méthode | Montants de RA | | |
|---------------|-----------|---------|----------------|-----------|--------------------|
| | | | 2020 | 2021 | 2021 Scénario 1 |
| Dommages auto | Récurents | Mack | 6 289 722 | 6 536 069 | 7 099 766 |
| | | M&W | 8 740 203 | 9 171 842 | 10 007 923 |
| | | S2 | 7 668 490 | 8 937 393 | 11 051 888 |
| | Larges | Mack | 7 265 778 | 7 014 409 | 8 702 304 |
| | | M&W | 7 681 968 | 7 462 244 | 9 247 165 |
| | | S2 | 3 747 868 | 3 138 124 | 3 887 592 |

FIGURE 3.32 – Montants de RA de la branche dommages auto pour le scénario 1 : année avec une forte sinistralité.

| Branche | Sinistres | Méthode | Taux de RA/PVFCF | | |
|---------------|-----------|---------|------------------|------|--------------------|
| | | | 2020 | 2021 | 2021 Scénario 1 |
| Dommages auto | Récurents | Mack | 12% | 11% | 10% |
| | | M&W | 17% | 16% | 14% |
| | | S2 | 15% | 15% | 15% |
| | Larges | Mack | 30% | 27% | 34% |
| | | M&W | 31% | 29% | 36% |
| | | S2 | 15% | 12% | 15% |

FIGURE 3.33 – Taux de RA/PVFCF de la branche dommages auto pour le scénario 1 : année avec une forte sinistralité.

Par rapport à 2020, les réserves augmentent de 42% pour le scénario choqué (sinistres récurrents). Il faut considérer dans cette augmentation : la hausse déjà constatée des réserves de 2020 à 2021 et le

choc appliqué au triangle. Nous pouvons considérer que la sinistralité est plus importante que l'année précédente car nous avons plus de règlements sur la dernière diagonale. Pour la méthode de Mack, nous pouvons voir que la volatilité à l'ultime diminue par rapport au scénario central : $CoV_{ult}^{S1} = 9,4\%$ pour les sinistres récurrents. Nous expliquons cela par l'impact plus fort du choc sur les réserves que sur l'écart-type de la distribution des réserves. C'est le montant de RA augmentant le moins par rapport aux autres méthodes, car la volatilité n'a pas été impactée par ce scénario, principalement les réserves. Avec la méthode M&W, nous observons également une légère baisse de la volatilité. L'évolution des réserves est tellement importante qu'elle entraîne une augmentation du montant de RA pour le scénario choqué. Quant à la méthode Solvabilité II, nous pouvons observer une augmentation du montant de RA égale à la hausse des réserves.

Nous constatons que le taux de RA/PVFCF est descendu de 12,3% en 2020 à 9,8% pour le scénario 1 contre 11,1% pour le scénario central. Nous avons explicité dans la section précédente 3.3 des méthodes de fréquence de recalibrage pour stabiliser les taux de RA/PVFCF. Quelle méthode de fréquence de recalibrage de la volatilité pourrions-nous utiliser ?

| Branche | Sinistres | Méthode | Montants de RA | | | |
|---------------|-----------|---------|--------------------|------------|------------|------------|
| | | | 2021 Scénario 1 | Méthode 1 | Méthode 2 | Méthode 3 |
| Dommages auto | Récurents | Mack | 7 099 766 | 8 082 281 | 9 064 797 | 8 008 588 |
| | | M&W | 10 007 923 | 11 302 186 | 12 596 449 | 11 199 781 |
| | | S2 | 11 051 888 | 11 051 888 | 11 051 888 | 10 962 040 |
| | Larges | Mack | 8 702 304 | 8 748 402 | 8 120 432 | 6 921 402 |
| | | M&W | 9 247 165 | 9 274 507 | 8 585 577 | 7 337 637 |
| | | S2 | 3 887 592 | 4 188 719 | 4 188 719 | 3 313 955 |

FIGURE 3.34 – Montants de RA de la branche dommages auto pour le scénario 1 : année avec une forte sinistralité, avec méthodes de fréquence de recalibrage.

| Branche | Sinistres | Méthode | Taux de RA/PVFCF | | | | |
|---------------|-----------|---------|------------------|--------------------|-----------|-----------|-----------|
| | | | 2020 | 2021 Scénario 1 | Méthode 1 | Méthode 2 | Méthode 3 |
| Dommages auto | Récurents | Mack | 12% | 10% | 11% | 12% | 11% |
| | | M&W | 17% | 14% | 16% | 17% | 15% |
| | | S2 | 15% | 15% | 15% | 15% | 15% |
| | Larges | Mack | 30% | 34% | 40% | 37% | 32% |
| | | M&W | 31% | 36% | 43% | 39% | 34% |
| | | S2 | 15% | 15% | 19% | 19% | 15% |

FIGURE 3.35 – Taux de RA/PVFCF de la branche dommages auto pour le scénario 1 : année avec une forte sinistralité, avec méthodes de fréquence de recalibrage.

1. **Méthode de la moyenne des coefficients de variation** : cette méthode fait augmenter le montant de RA et le taux de RA/PVFCF. De plus, par rapport à 2020 nous pouvons observer un écart important pour le scénario choqué en termes de montants de RA et de taux de RA/PVFCF. Elle fait augmenter le $\overline{CoV}_{ult}^{2021}$ car elle prend en compte le CoV_{ult}^{2020} , bien plus élevé que le CoV_{ult}^{2021} du scénario choqué.
2. **Méthode du coefficient de variation 2020** appliquée aux données 2021 choquées : cette méthode est celle faisant le plus augmenter le montant de RA. Elle utilise le CoV_{ult}^{2020} qui est beaucoup plus important que celui de 2021 choqué. Il en est de même pour le taux de RA/PVFCF.
3. **Méthode de la moyenne de taux de RA/PVFCF** : c'est la méthode obtenant le montant de RA le plus bas pour tous les types de sinistres. Il est tout de même supérieur au RA_{2021} choqué pour les sinistres récurrents. Nous obtenons grâce à cette méthode une baisse du montant de RA toutes méthodes confondues pour les sinistres graves. Par contre le taux de RA/PVFCF moyen pour le scénario choqué de 2021 est plus stable par rapport à 2020 qu'avec les autres méthodes.

En conclusion, les deux premières méthodes font augmenter le CoV ce qui n'est pas l'objectif de notre démarche ici. La dernière méthode augmente légèrement le montant de RA en valeur pour les sinistres récurrents mais le fait diminuer pour les sinistres graves. Le taux de RA/PVFCF est plus stable par rapport à 2020.

La méthode de moyenne de taux de RA/PVFCF présente l'avantage de prendre en compte le RA et la PVFCF de 2020, moins importants que ceux du scénario de 2021 choqué, dans le cas d'une forte

augmentation de la PVFCF. Elle présente toutefois le désavantage de capter la forte augmentation de la PVFCF dans le montant RA_{2021}^* .

Qu'en est-il de l'année suivante si nous choisissons d'appliquer cette méthode ?

Deux cas sont possibles :

- la PVFCF diminue et retombe à un niveau similaire antérieur à 2021. La méthode captera l'augmentation de la PVFCF de 2021 mais prendra en compte également la PVFCF 2022 et sa baisse potentielle. Le taux de RA/PVFCF restera stable de 2020 à 2022 malgré les variations de la PVFCF.
- la PVFCF diminue mais pas au niveau des réserves de 2020. Avec cette méthode le taux de RA/PVFCF sera plus important que l'année précédente car il prend toujours en compte la PVFCF 2021. Le montant de RA sera plus élevé également. Ces résultats sont obtenus à *CoV* équivalents.

Résultats pour la branche RC auto

Nous observons dans ce scénario pour la branche RC auto une diminution de 2,6% des réserves pour sinistres récurrents par rapport à 2020 et de 13% par rapport au scénario central (2021). Pour les sinistres graves, nous observons une diminution de 7,4% des réserves par rapport à 2020 et de 10,6% par rapport au scénario central (2021). Le choc a un impact moins fort sur les réserves de la branche RC auto que pour les dommages auto car les charges sont moins impactées par le choc que les paiements. En effet, pour obtenir les réserves pour la RC auto nous utilisons les triangles de charges. Les réserves sont obtenues en retirant la diagonale de paiements de l'ultime de charge. Les charges évoluent plus lentement que les paiements suite au choc. Donc les réserves n'évoluent pas autant que le choc appliqué.

La volatilité ne varie presque pas pour tous les types de sinistres (+0,5% pour les sinistres récurrents et -0,2% pour les sinistres graves).

En conséquence, une légère augmentation des taux de RA/PVFCF est observée pour tous les types de sinistres (<3% pour les sinistres récurrents et <0,3% pour les sinistres graves). Malgré l'augmentation de la PVFCF pour les sinistres récurrents, une légère évolution de la volatilité se répercute immédiatement sur le RA. Pour les sinistres graves, le phénomène inverse se produit : une diminution de la volatilité induit une baisse du RA mais moins importante que la diminution de la PVFCF. Cela a pour effet une très légère augmentation du taux de RA/PVFCF.

Nous pouvons appliquer les méthodes de recalibrage à ce scénario. Les observations sont les suivantes :

1. **Méthode de la moyenne des coefficients de variation** : cette méthode garde des montants de RA et taux de RA/PVFCF stables par rapport au scénario central. En effet, le *CoV* varie peu entre 2020 et 2021 et utiliser la moyenne des *CoV* des deux dernières années fait peu évoluer les résultats dans notre scénario pour tous les types de sinistres.
2. **Méthode du coefficient de variation 2020** appliquée aux données 2021 choquées : cette méthode fait peu diminuer le montant de RA pour les sinistres récurrents. L'écart le plus important est au niveau de la méthode M&W. Une grande stabilité au niveau des taux de RA/PVFCF est à remarquer.
3. **Méthode de la moyenne de taux de RA/PVFCF** : nous obtenons des résultats similaires à la 1^{ère} méthode.

Les tableaux des résultats sont en annexe 3.4.3.

3.4.2 Scénario 2 : année avec une faible sinistralité

Nous appliquons le même pourcentage de choc que pour le scénario année avec une forte sinistralité par souci de symétrie et de comparabilité.

Résultats pour la branche dommages auto

| Branche | Sinistres | Méthode | Montants de RA | | |
|---------------|-----------|---------|----------------|-----------|--------------------|
| | | | 2020 | 2021 | 2021 Scénario 2 |
| Dommages auto | Récurents | Mack | 6 289 722 | 6 536 069 | 6 269 429 |
| | | M&W | 8 740 203 | 9 171 842 | 9 159 400 |
| | | S2 | 7 668 490 | 8 937 393 | 6 642 155 |
| | Larges | Mack | 7 265 778 | 7 014 409 | 7 520 227 |
| | | M&W | 7 681 968 | 7 462 244 | 8 049 700 |
| | | S2 | 3 747 868 | 3 138 124 | 3 314 158 |

FIGURE 3.36 – Montants de RA de la branche dommages auto pour le scénario 2 : année avec une faible sinistralité.

| Branche | Sinistres | Méthode | Taux de RA/PVFCF | | |
|---------------|-----------|---------|------------------|------|--------------------|
| | | | 2020 | 2021 | 2021 Scénario 2 |
| Dommages auto | Récurents | Mack | 12% | 11% | 14% |
| | | M&W | 17% | 16% | 21% |
| | | S2 | 15% | 15% | 15% |
| | Larges | Mack | 30% | 27% | 35% |
| | | M&W | 31% | 29% | 37% |
| | | S2 | 15% | 12% | 15% |

FIGURE 3.37 – Taux de RA/PVFCF de la branche dommages auto pour le scénario 2 : année avec une faible sinistralité.

En appliquant un pourcentage de dérive de -25%, nous obtenons une baisse des réserves de 15% après exclusions. La volatilité après le choc a augmenté par rapport à 2020. Le CoV a augmenté car les réserves au dénominateur ont diminué et l'écart-type est resté constant par rapport à 2020. Il en est de même pour les taux de RA/PVFCF. Les taux de RA/PVFCF ont augmenté par rapport à 2020 de 2 à 5%. Les montants de RA en 2021 pour le scénario 2 sont assez similaires à ceux de 2020.

Nous appliquons les différentes méthodes de fréquence de recalibrage de la volatilité pour une meilleure stabilité par rapport à 2020. Nous obtenons des montants de RA inférieurs au montant calculé avec la volatilité de 2021.

| Branche | Sinistres | Méthode | Montants de RA | | | |
|---------------|-----------|---------|--------------------|-----------|-----------|-----------|
| | | | 2021 Scénario 2 | Méthode 1 | Méthode 2 | Méthode 3 |
| Dommages auto | Récurents | Mack | 6 269 429 | 5 858 674 | 5 447 918 | 5 814 384 |
| | | M&W | 9 159 400 | 8 364 916 | 7 570 432 | 8 303 371 |
| | | S2 | 6 642 155 | 6 642 155 | 6 642 155 | 6 588 156 |
| | Larges | Mack | 7 520 227 | 6 972 598 | 6 424 969 | 6 972 598 |
| | | M&W | 8 049 700 | 7 421 348 | 6 792 997 | 8 797 106 |
| | | S2 | 3 314 158 | 3 314 158 | 3 314 158 | 3 928 531 |

FIGURE 3.38 – Montants de RA de la branche dommages auto pour le scénario 2 : année avec une faible sinistralité, avec méthodes de fréquence de recalibrage.

| | | | Taux de RA/PVFCF | | | | |
|---------------|-----------|---------|------------------|--------------------|-----------|-----------|-----------|
| Branche | Sinistres | Méthode | 2020 | 2021 Scénario 2 | Méthode 1 | Méthode 2 | Méthode 3 |
| Dommages auto | Récurents | Mack | 12% | 14% | 13% | 12% | 13% |
| | | M&W | 17% | 21% | 19% | 17% | 19% |
| | | S2 | 15% | 15% | 15% | 15% | 15% |
| | Larges | Mack | 30% | 35% | 32% | 30% | 32% |
| | | M&W | 31% | 37% | 34% | 31% | 34% |
| | | S2 | 15% | 15% | 15% | 15% | 15% |

FIGURE 3.39 – Taux de RA/PVFCF de la branche dommages auto pour le scénario 2 : année avec une faible sinistralité, avec méthodes de fréquence de recalibrage.

1. **Méthode moyenne des CoV sur 2 ans** : bonne stabilité des taux de RA/PVFCF (1-2% d'écart par rapport à 2020). Nous obtenons un CoV inférieur à celui de 2021 choqué donc le montant de RA est moins important.
2. **Méthode du CoV de 2020** : parfaite stabilité des taux de RA/PVFCF. Nous obtenons un CoV inférieur à celui de 2021 choqué donc le montant de RA est encore moins important par rapport à la Méthode 1.
3. **Méthode de la moyenne des taux de RA/PVFCF** : bonne stabilité des taux de RA/PVFCF (1-2% d'écart par rapport à 2020) comme la méthode 1. Pour Mack le montant est inférieur à 2021 mais pour M&W et Solvabilité II ils sont supérieurs (entre 15 et 19%).

Les 1^{ère} et 3^{ème} méthodes permettent de garder une bonne stabilité du RA dans le temps. La 1^{ère} méthode présente l'avantage de lisser les évolutions de la volatilité sur 2 ans. La 3^{ème} méthode présente quant à elle, l'avantage de lisser une évolution des réserves sur 2 ans.

L'effet du choc n'est pas symétrique entre les deux scénarios. En outre, nous observons une baisse du taux de RA/PVFCF faible lors du choc à +25% mais une forte augmentation des taux lors du choc de -25%, toutes méthodes confondues. Nous pouvons expliquer cela par la nature de la distribution.

Nous pouvons comparer les densités obtenues pour les scénarios 1 et 2 pour les sinistres récurrents :

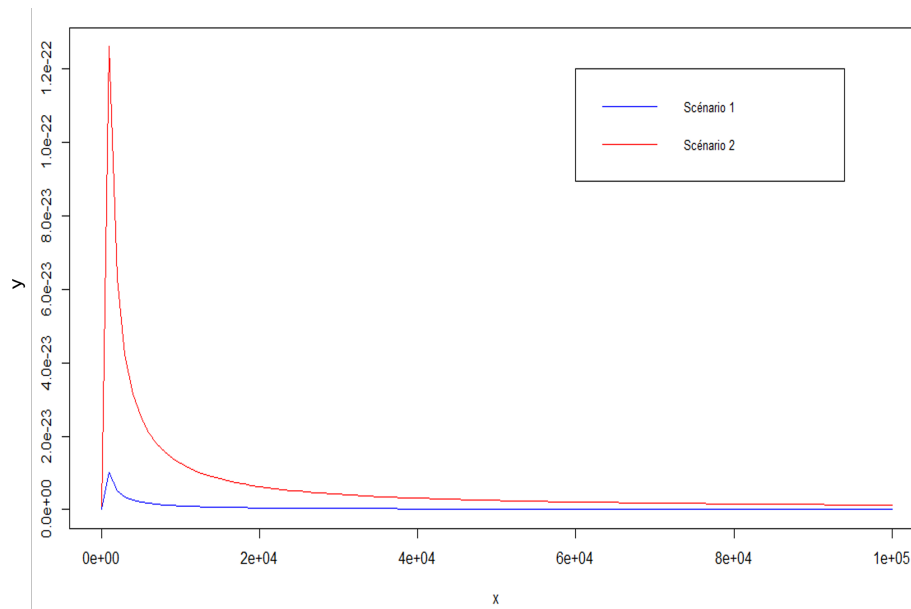


FIGURE 3.40 – Densités de probabilité des distributions des réserves 2021 pour le scénario année avec une forte sinistralité (Scénario 1) et année avec une faible sinistralité (Scénario 2).

Nous pouvons voir que les densités ont des ordres de grandeur différents et que la queue de distribution de la densité du scénario 2 est au dessus de celle du scénario 1. Pour le scénario 1, les réserves s'élèvent à 72M€ après un choc de +25% sur la dernière diagonale du triangle des paiements incrémentaux. Lors du scénario 2 les réserves s'établissent à 43M€ suite à un choc de -25% sur le même triangle que dans le scénario précédent. Prenons par exemple les résultats obtenus par la méthode de Mack pour les deux scénarios. Pour les sinistres récurrents, l'écart-type est resté constant pour les deux scénarios. Pourtant, le taux de RA/PVFCF se situe autour 9,8% pour le scénario 1 alors que pour le scénario 2 il est à 14,5% quand celui du scénario central est à 10,2%. En effet, grâce aux propriétés de la loi log-normale lorsque la moyenne des réserves du scénario 1 est supérieure à celle du scénario 2 mais que l'écart-type reste constant, la probabilité d'avoir des valeurs extrêmes est plus petite dans le scénario 1 que dans le scénario 2. Ainsi, le taux de RA/PVFCF sera plus important pour le scénario 2 car la queue de distribution de ses réserves contiendra plus de valeurs extrêmes, capturées par le niveau de quantile du RA.

Résultats pour la branche RC auto

Suite à l'application du choc de -25%, nous observons une diminution de 21,9% des réserves par rapport à 2020 (-9,4% par rapport à 2021 scénario central) pour les sinistres récurrents. Pour les sinistres graves nous observons une diminution de 17,8% des réserves par rapport à 2020 (-1,8% par rapport à 2021 scénario central). L'impact du choc de -25% est peu visible au niveau des réserves.

Le CoV varie légèrement pour les sinistres récurrents (surtout avec la méthode de M&W). Le CoV des sinistres graves ne varie presque pas. Les tableaux des résultats sont en annexe 3.4.3.

Nous constatons une diminution du RA en montants par rapport au scénario central pour les sinistres récurrents mais une hausse en taux de RA/PVFCF surtout avec la méthode de M&W.

Nous pouvons comparer les CoV_{ult} entre la méthode de Mack et celle de M&W. En effet, nous constatons avec la méthode M&W une volatilité presque 3 fois supérieure à celle obtenue avec la méthode de Mack. La méthode M&W paraît être la méthode réagissant le plus au choc appliqué sur la dernière diagonale. Elle va estimer la différence entre deux estimations successives de la charge à la date $t=0$ et à la date $t=1$, où $t=0$ est l'année du choc et $t=1$ une année avec un retour à la normale théoriquement. En raison des informations dont dispose la méthode M&W, c'est-à-dire l'historique du triangle avec l'année choquée, elle va prévoir l'évolution de la diagonale suivante en fonction de cet historique.

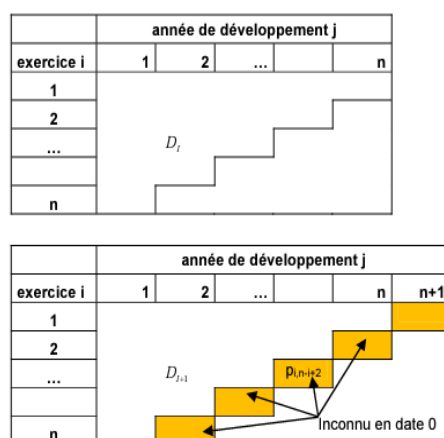


FIGURE 3.41 – Historique du triangle avec la méthode de Merz & Wüthrich.

Pour confirmer cela, nous nous référons au mémoire [3] de E. Busson évoqué plus haut dans cette étude 2.3.1, où l'erreur quadratique obtenue d'après les méthodes de Mack et Merz et Wüthrich étaient comparées. De cela nous pouvons déduire que l'erreur de prédiction du CDR observable tenait compte seulement de l'erreur de processus et d'estimation de la dernière diagonale (celle choquée dans les deux premiers scénarios) puis seulement de l'erreur d'estimation des diagonales suivantes.

De plus, nous appliquons la racine de la durée à cette volatilité à un an pour l'obtenir à l'ultime. Sachant que pour la RC corporelle la durée est de 8,5 ans, l'impact est assez fort sur le RA par rapport à d'autres méthodes à l'ultime (Mack). Sur des segments volatils comme la RC, l'utilisation de la racine de la durée n'est plus adaptée.

L'impact des chocs appliqués pour cette branche n'est pas très important. Pour la RC auto le volume de réserves est plus important que pour la branche dommages auto et avec une liquidation des sinistres plus lente. Un choc plus important aurait vraisemblablement généré des variations en termes de PVFCF et de volatilité plus marquées.

3.4.3 Scénario 3 : Inflation

Nous allons présenter le dernier scénario, reproduisant une hausse de l'inflation pour la branche dommages auto. L'inflation est un sujet d'actualité. En effet, des facteurs externes comme la guerre en

Ukraine ou l'augmentation des prix de l'énergie peuvent agir sur l'inflation et entraîner des conséquences économiques et sociales. Nous avons pu également constater une hausse des taux directeurs de la BCE (Banque Centrale Européenne) pour pallier la hausse de l'inflation.

Contexte

Dernièrement, les assureurs ont annoncé être "confrontés à une hausse des coûts plus importante que l'indice des prix à la consommation" [2]. D'après la définition de l'Insee, l'indice des prix à la consommation (IPC) est "l'instrument de mesure de l'inflation". En effet, il va "estimer entre deux périodes données, la variation moyenne des prix des produits consommés par les ménages" [10]. Ainsi, les assureurs font face à de la surinflation. Pour définir correctement la surinflation, nous devons d'abord présenter plusieurs notions :

1. **L'inflation des sinistres** est la différence des coûts attendus des sinistres d'un portefeuille stable d'une période à l'autre. Elle comprend les changements liés à la fréquence et la sévérité des sinistres. De plus, elle inclut les changements de réglementation et légaux vis-à-vis des sinistres.
2. **L'inflation économique** fait référence à une augmentation moyenne des prix des biens et services.
3. **L'inflation sociale** est une évolution des coûts des sinistres supérieure à l'inflation économique. Elle résulte d'une augmentation des litiges, de décisions juridiques plus favorables aux victimes d'accidents et d'indemnités plus élevées accordées par les jurys.

En anglais *Excess Inflation*, la surinflation, est la différence entre l'inflation économique et l'inflation des sinistres. Cela signifie que les règlements des sinistres sont plus élevés que l'inflation économique. Cela comprend l'augmentation des coûts associés aux risques émergents (liés aux nouveaux matériaux, médicaments et technologies) mais aussi aux changements dans l'environnement juridique et les attitudes sociales (l'inflation sociale est aussi comprise dans la surinflation). Les assureurs sont donc confrontés actuellement à de la surinflation.

Les assureurs ont pu constater une "inflation du coût des réparations très importante, notamment dans l'automobile" toujours d'après l'article de l'AFP [2]. Le portefeuille à l'étude comprend une branche dommages automobile, il apparaît donc nécessaire d'expérimenter un scénario comprenant de la surinflation dans nos triangles pour observer l'impact sur le RA. Nous pourrions également tester les méthodes de recalibrage de la volatilité dans le temps et observer leur impact sur le RA.

Présentation des travaux

Pour la mise en place ce scénario, il est nécessaire :

- De savoir quelles sont les propriétés de la branche par rapport à l'inflation ;
- De déterminer quelle approche nous allons adopter pour projeter l'inflation dans les triangles ;
- D'établir comment nous évaluons la surinflation.

La branche sur laquelle nous basons nos calculs est une branche courte. Il est nécessaire de s'interroger sur la présence de surinflation passée dans les données. A cette fin, nous devons observer le triangle pour voir si nous identifions de la surinflation et échanger avec les gestionnaires de sinistres pour obtenir leurs observations sur leurs dossiers à date.

L'entité n'observe pas à date (2021) de surinflation sur les diagonales passées. Nous nous baserons sur ses estimations et ne développerons pas davantage car ce n'est pas le sujet de notre étude.

En revanche, elle prévoit de la surinflation les quatre prochaines années. Ainsi, nous devons rajouter de la surinflation de 2022 à 2025 et obtenir les réserves pour 2021. Pour ce faire, nous pouvons rajouter de la surinflation sur les diagonales décumulées du triangle de paiements pour les types de sinistres suivants : récurrents et graves. Nous n'avons pas assez de données pour la 2^{ème} strate des sinistres graves pour projeter de la surinflation. Cependant, les gestionnaires de sinistres observent de très près la 2^{ème} strate des sinistres graves. Ils sont revus tous les ans. Les gestionnaires de sinistres incluent ainsi de la surinflation dans les provisions d/d.

Le lecteur pourra se référer aux nombreux autres travaux sur la projection de la surinflation dans les triangles. Nous utiliserons une méthode de projection de la surinflation à partir d'un indice.

Nous allons baser notre méthode sur un indice : ICPH (indice des prix à la consommation harmonisé). Il est utilisé pour comparer les différents membres de l'Union européenne. Toujours d'après l'Insee, "la

principale différence entre l'IPCH et l'IPC porte sur les dépenses de santé : l'IPCH suit des prix nets des remboursements de la sécurité sociale tandis que l'IPC suit des prix bruts" [11].

Nous pouvons observer son évolution grâce au graphique suivant :

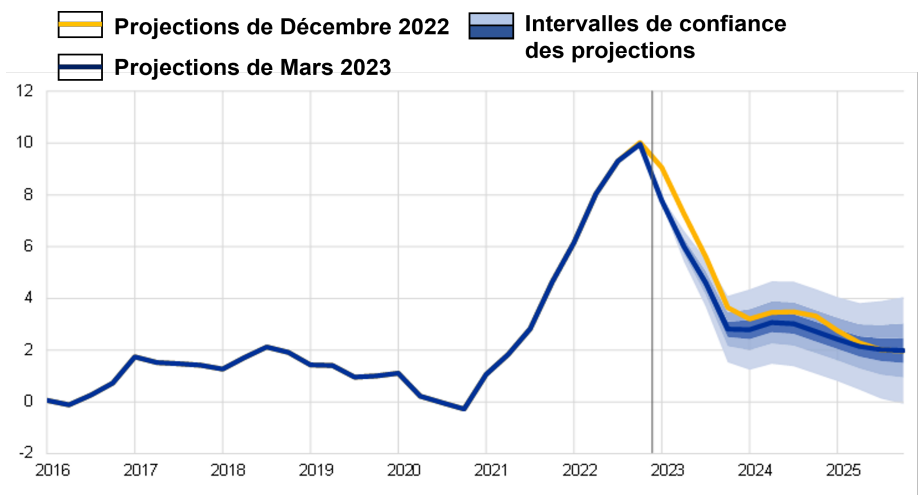


FIGURE 3.42 – Évolution décumulée de l'indice ICPH.

Il faut noter que la ligne verticale indique le début de l'horizon de projection actuel. Les intervalles de confiance indiqués autour des projections centrales sont fondés sur les erreurs de projection passées, après correction des valeurs aberrantes. L'inflation globale devrait diminuer sensiblement au cours de l'année 2023 tout en restant à des niveaux élevés.

Ainsi, nous récupérons les indices trimestriels des 20 dernières années sur le site de la BCE. L'idéal serait de se baser sur les indices des 32 années d'historique du triangle, mais l'indice ne remonte que jusqu'à 1999. Ensuite, nous calculons le taux annuel moyen d'inflation par an puis sur la période. Nous avons à présent notre taux annuel moyen de l'inflation historique. Nous rappelons que la surinflation est l'excès d'inflation à provisionner par rapport à l'inflation déjà intégrée dans les réserves. Pour obtenir seulement la surinflation, nous devons soustraire aux projections de la BCE pour les années 2022 à 2025, le taux annuel moyen d'inflation historique. Nous appliquons enfin le taux de surinflation sur les diagonales correspondantes puis obtenons les réserves incluant la surinflation. Le taux de surinflation par année obtenu est :

| Année | Taux |
|-------|------|
| 2022 | 6,4% |
| 2023 | 3,4% |
| 2024 | 1,0% |
| 2025 | 0,2% |

Résultats pour la branche dommages auto

| Branche | Sinistres | Méthode | Montants de RA | | |
|---------------|------------|---------|----------------|-----------|--------------------|
| | | | 2020 | 2021 | 2021 Scénario 3 |
| Dommages auto | Récurrents | Mack | 6 289 722 | 6 536 069 | 6 548 887 |
| | | M&W | 8 740 203 | 9 171 842 | 9 114 384 |
| | | S2 | 7 668 490 | 8 937 393 | 9 460 525 |
| | Larges | Mack | 7 265 778 | 7 014 409 | 6 935 413 |
| | | M&W | 7 681 968 | 7 462 244 | 6 901 908 |
| | | S2 | 3 747 868 | 3 138 124 | 4 021 252 |

FIGURE 3.43 – Montants de RA de la branche dommages auto pour le scénario 3 : inflation.

| Branche | Sinistres | Méthode | Taux de RA/PVFCF | | |
|---------------|-----------|---------|------------------|------|--------------------|
| | | | 2020 | 2021 | 2021 Scénario 3 |
| Dommages auto | Récurents | Mack | 12% | 11% | 10% |
| | | M&W | 17% | 16% | 15% |
| | | S2 | 15% | 15% | 15% |
| | Larges | Mack | 30% | 27% | 26% |
| | | M&W | 31% | 29% | 26% |
| | | S2 | 15% | 12% | 15% |

FIGURE 3.44 – Taux de RA/PVFCF de la branche dommages auto pour le scénario 3 : inflation.

Nous avons inclus dans nos projections de 2022 à 2025 de la surinflation comme expliqué précédemment. Ainsi, nous allons observer l'impact de la surinflation dans notre provisionnement et nous allons observer quel est l'impact sur le RA. Dans ce scénario pour les sinistres récurrents nous pouvons observer une hausse des réserves en 2021 de 22,3% tandis que pour les sinistres graves seulement 7,3%. Notons que sans la prise en compte de la surinflation dans les projections, nous constatons une hausse des réserves de 16,5% et 5% respectivement pour les sinistres récurrents et graves. Donc la projection de la surinflation a fait augmenter les réserves de 5,8% pour les sinistres récurrents et de 2,4% pour les sinistres graves.

En termes de volatilité, nous observons une légère baisse pour les sinistres récurrents (<1%) et une baisse plus importante pour les sinistres graves (5-8%) par rapport à 2021 central. Ainsi, l'ajout de la surinflation a peu d'impact sur la volatilité pour les sinistres récurrents mais beaucoup plus pour les sinistres graves. Par rapport à 2020, la tendance baissière de 2021 s'accroît encore plus dans ce scénario et nous avons un écart encore plus important concernant la volatilité de 2020.

Les montants de RA obtenus par la méthode de Mack et Solvabilité II sont supérieurs à ceux de 2021 sans choc pour les sinistres récurrents. Tandis que, pour les sinistres graves le RA_{2021}^* a diminué avec les méthodes de Mack et M&W.

Nous appliquons les différentes méthodes de fréquence de recalibrage de la volatilité pour une meilleure stabilité par rapport à 2020.

| Branche | Sinistres | Méthode | Montants de RA | | | |
|---------------|-----------|---------|--------------------|-----------|------------|-----------|
| | | | 2021 Scénario 3 | Méthode 1 | Méthode 2 | Méthode 3 |
| Dommages auto | Récurents | Mack | 6 548 887 | 7 154 221 | 7 759 555 | 7 120 707 |
| | | M&W | 9 114 384 | 9 948 534 | 10 782 684 | 9 901 963 |
| | | S2 | 9 460 525 | 9 460 525 | 9 460 525 | 9 419 664 |
| | Larges | Mack | 6 935 413 | 7 365 593 | 7 795 772 | 7 365 593 |
| | | M&W | 6 901 908 | 7 572 115 | 8 242 321 | 7 572 115 |
| | | S2 | 4 021 252 | 4 021 252 | 4 021 252 | 4 021 252 |

FIGURE 3.45 – Montants de RA de la branche dommages auto pour le scénario 3 : inflation, avec méthodes de fréquence de recalibrage.

| Branche | Sinistres | Méthode | Taux de RA/PVFCF | | | | |
|---------------|-----------|---------|------------------|--------------------|-----------|-----------|-----------|
| | | | 2020 | 2021 Scénario 3 | Méthode 1 | Méthode 2 | Méthode 3 |
| Dommages auto | Récurents | Mack | 12% | 10% | 11% | 12% | 11% |
| | | M&W | 17% | 15% | 16% | 17% | 16% |
| | | S2 | 15% | 15% | 15% | 15% | 15% |
| | Larges | Mack | 30% | 26% | 28% | 30% | 28% |
| | | M&W | 31% | 26% | 29% | 31% | 29% |
| | | S2 | 15% | 15% | 15% | 15% | 15% |

FIGURE 3.46 – Taux de RA/PVFCF de la branche dommages auto pour le scénario 3 : inflation, avec méthodes de fréquence de recalibrage.

Nous obtenons des montants de RA supérieurs aux montants calculés avec le CoV de 2021 sans choc.

1. **Méthode moyenne des CoV sur 2 ans** : nous obtenons une bonne stabilité des taux de RA/PVFCF (1-2% d'écart par rapport à 2020). Les montants calculés sont plus importants (+1M€) que le scénario choqué car en 2020 le CoV était plus élevé. Donc utiliser une moyenne

des CoV fait augmenter le montant de RA du scénario inflation. Il faut aussi considérer qu'avec cette méthode nous hériterons du CoV_{2021} pour l'année 2022, c'est un effet à retardement.

2. **Méthode du CoV de 2020** : nous gardons une parfaite stabilité des taux de RA/PVFCF. Le CoV utilisé est celui de 2020, et étant plus important que celui de 2021 choqué, il entraîne une large augmentation des montants de RA toutes méthodes confondues.
3. **Méthode de la moyenne des taux de RA/PVFCF** : nous obtenons également une bonne stabilité des taux de RA/PVFCF (1-2% d'écart par rapport à 2020) comme pour la méthode 1. Pour les méthodes de recalibrage de la volatilité, le RA_{2021}^* est supérieur à celui de 2021 choqué. La méthode prend en compte l'évolution de la volatilité dans le scénario mais aussi de ses réserves. Ainsi, en faisant la moyenne des taux de RA/PVFCF de 2020 et 2021 choquée, nous obtenons sensiblement les mêmes taux de RA/PVFCF que 2020. Nous avons ainsi une bonne stabilité du RA dans le temps.

Nous pouvons conclure que dans ce scénario, la 3^{ème} méthode présente l'avantage de garder une meilleure stabilité du taux de RA/PVFCF avec l'année 2020 tout comme la 1^{ère} méthode. Nous avons des taux de RA/PVFCF similaires pour la 1^{ère} et 3^{ème} méthode mais les montants de RA sont supérieurs pour la 1^{ère} méthode. Nous pouvons opter pour l'utilisation de la 3^{ème} méthode car elle est également plus durable dans le temps. En effet, la surinflation est appliquée de 2022 à 2025. La 3^{ème} méthode a l'avantage de garder une stabilité des taux de RA/PVFCF dans une situation où les réserves vont continuer d'augmenter mais la volatilité va rester stable. Elle est préférable à la 1^{ère} méthode car elle lisse plus les évolutions des réserves que celles de la volatilité.

Résultats pour la branche RC auto

Nous avons procédé de la même façon pour la branche RC auto. Suite à l'application de la surinflation sur les diagonales de 2022 à 2025, les réserves des sinistres récurrents ont diminué de 8% par rapport à 2020. L'évolution intéressante est par rapport au scénario central, c'est-à-dire que ces mêmes réserves ont augmenté de 6,7% après choc. Pour les sinistres graves, la diminution des réserves est de 16% par rapport à 2020 mais de seulement 0,2% par rapport au scénario central (2021). Comme précédemment, la branche RC auto se liquidant différemment, plus lentement que la branche dommages auto, est impactée autrement. En outre, l'impact des chocs n'est pas immédiat et sera visible sur plusieurs années.

Les tableaux des résultats sont en annexe 3.4.3.

Au niveau du RA, nous constatons, pour les sinistres récurrents, une augmentation de taux de RA/PVFCF surtout pour les méthodes à 1 an. En effet, les volatilités sont quasi-identiques au scénario central. Pour les sinistres graves, les taux de RA/PVFCF sont très similaires entre le scénario central et le scénario choqué.

1. **Méthode moyenne des CoV sur 2 ans** : nous obtenons une bonne stabilité des taux de RA/PVFCF par rapport à 2020. Les montants calculés sont inférieurs à ceux obtenus pour le scénario choqué pour les sinistres récurrents. Tandis que pour les sinistres graves les résultats n'évoluent pas dans le même sens, en fonction de la méthode. Le taux de RA/PVFCF obtenu avec la méthode de Mack augmente légèrement mais avec celle de M&W il diminue tout autant.
2. **Méthode du CoV de 2020** : nous gardons une parfaite stabilité des taux de RA/PVFCF. Les CoV entre 2020 et le scénario inflation sont très similaires.
3. **Méthode de la moyenne des taux de RA/PVFCF** : nous obtenons également une bonne stabilité des taux de RA/PVFCF comme pour la méthode 1. La méthode permet ainsi de faire diminuer les taux de RA/PVFCF pour les sinistres récurrents.

Analyse de sensibilité de la surinflation

Nous avons traité dans la précédente sous-section le scénario de hausse de l'inflation. Il serait intéressant d'effectuer une analyse de sensibilité de la surinflation sur notre portefeuille car c'est un scénario observé actuellement sur le marché et les estimations faites restent incertaines. Nous allons mettre en place deux scénarios supplémentaires en fonction du scénario central de surinflation. Nous comparerons ainsi :

1. Scénario central de surinflation ;
2. Scénario central de surinflation $+x\%$;
3. Scénario central de surinflation $-x\%$.

Ce taux $x\%$ est déterminé en fonction des projections de la BCE de 2022 à 2025. En effet, la BCE projette le taux d'inflation moyen pour chaque année ainsi que les intervalles de confiance correspondants. Le taux x fixé à 1,5% correspond à l'incertitude autour des projections de taux d'inflation calculés par la BCE.

Nous obtenons les taux suivants de surinflation en fonction des scénarios :

| Année | Central | Min | Max |
|-------|---------|-------|------|
| 2022 | 6,4% | 4,9% | 7,9% |
| 2023 | 3,4% | 1,9% | 4,9% |
| 2024 | 1,0% | -0,5% | 2,5% |
| 2025 | 0,2% | -1,3% | 1,7% |

TABLE 3.11 – Taux de surinflation de 2022 à 2025 pour chaque scénario

Nous appliquons ensuite ces taux aux diagonales correspondantes et nous obtenons les PVFCF et RA en fonction des branches et des types de sinistres. Nous présentons les résultats relatifs au RA obtenus avec la méthode de Mack seulement. Pour les dommages auto :

| Scénario | Sinistres | PVFCF | RA | CoV | Taux de RA/PVFCF |
|------------------|------------|------------|-----------|-------|------------------|
| Central | Récurrents | 62 078 222 | 6 548 887 | 10,2% | 10,5% |
| | Graves | 26 386 713 | 6 935 413 | 25,4% | 26,3% |
| Surinflation min | Récurrents | 61 241 743 | 6 546 047 | 10,3% | 10,7% |
| | Graves | 26 150 229 | 6 946 468 | 25,6% | 26,6% |
| Surinflation max | Récurrents | 62 914 701 | 6 551 717 | 10,0% | 10,4% |
| | Graves | 26 623 197 | 6 924 835 | 25,1% | 26,0% |

FIGURE 3.47 – Résultats de l'analyse de sensibilité de la surinflation pour les dommages auto

Pour la RC auto :

| Scénario | Sinistres | PVFCF | RA | CoV | Taux de RA/PVFCF |
|------------------|------------|-------------|-------------|-------|------------------|
| Central | Récurrents | 75 922 354 | 9 457 427 | 12,0% | 12,5% |
| | Graves | 767 168 840 | 106 868 152 | 13,4% | 13,9% |
| Surinflation min | Récurrents | 75 187 965 | 9 480 629 | 12,2% | 12,6% |
| | Graves | 764 030 312 | 106 760 883 | 13,5% | 14,0% |
| Surinflation max | Récurrents | 76 656 744 | 9 434 994 | 11,9% | 12,3% |
| | Graves | 769 601 878 | 106 599 107 | 13,4% | 13,9% |

FIGURE 3.48 – Résultats de l'analyse de sensibilité de la surinflation pour la RC auto

Nous constatons que nous avons pour les deux branches de faibles évolutions en termes de PVFCF et ainsi de RA mais également de CoV . Nous retrouvons les résultats ci-dessous :

| | Evolution PVFCF | | Evolution RA | |
|------------------|-----------------|--------|--------------|--------|
| | Récurrents | Graves | Récurrents | Graves |
| Surinflation min | -1,35% | -0,90% | -0,04% | 0,16% |
| Surinflation max | 1,35% | 0,90% | 0,04% | -0,15% |

FIGURE 3.49 – Evolutions des PVFCF et RA par rapport au scénario central pour les dommages auto

| | Evolution PVFCF | | Evolution RA | |
|------------------|-----------------|--------|--------------|--------|
| | Récurrents | Graves | Récurrents | Graves |
| Surinflation min | -0,97% | -0,41% | 0,25% | -0,10% |
| Surinflation max | 0,97% | 0,32% | -0,24% | -0,25% |

FIGURE 3.50 – Evolutions des PVFCF et RA par rapport au scénario central pour la RC auto

En effet, nous constatons pour les deux branches et pour le scénario de surinflation minimale une très légère diminution de la PVFCF et quasiment aucun impact au niveau du RA. Malgré l'ajout de différents taux de surinflation sur les diagonales de 2022 à 2025, à noter que nous avons pour ces deux branches un historique très profond (32 années), l'impact de la surinflation est absorbé par l'effet volume très important de la PVFCF.

Pour analyser l'impact des différents taux de surinflation au niveau de l'entité, nous pouvons examiner les variations de ratio combiné pour chaque scénario par rapport au scénario central.

| Scénario | Dommages auto | RC auto |
|------------------|---------------|---------|
| Surinflation min | -0,4% | -3% |
| Surinflation max | +0,4% | +2,5% |

TABLE 3.12 – Evolution du ratio combiné pour chaque branche

Nous observons un impact minimal en termes de profitabilité pour ces branches car les variations de ratio combiné, par rapport au scénario central de surinflation, ne sont pas assez importantes.

Différences de résultats entre les branches dommages auto et RC auto

Nous avons testé les 3 différents scénarios sur nos deux branches. Nous recensons les dissemblances suivantes :

- Nous n'observons pas d'effet asymétrique marqué entre le scénario 1 et 2 pour la branche RC auto au niveau du RA ;
- L'impact au niveau des réserves de la RC auto n'est pas aussi élevé que pour la branche dommages auto (presque 25%) ;
- La duration est beaucoup plus élevée pour la branche RC auto et cela a une influence notable sur les résultats obtenus grâce aux méthodes de calcul de l'incertitude des réserves à 1 an ;
- Nous observons très peu d'évolution au niveau de la volatilité suite aux chocs pour la RC auto. Les mêmes chocs ont été appliqués pour les deux branches dans un souci de comparabilité. Il semble néanmoins que les chocs n'aient pas un impact significatif au niveau des résultats de la RC auto.

Le dernier chapitre était le coeur de notre étude. Il comprenait en effet la présentation de notre scénario central et les calculs sous-jacents menant à l'obtention d'un ajustement pour risque. Nous avons pu émettre quelques hypothèses quant aux points forts des méthodes de calcul de l'incertitude des réserves. Le quantile équivalent a été obtenu grâce à une méthodologie que nous avons explicitée et il a pu traduire la tolérance de l'entité sur laquelle nous basons notre étude. Tous les paramètres nécessaires à la formalisation d'un calcul de RA peuvent être obtenues de plusieurs façons comme nous

l'avons démontré. Il est important de souligner qu'une entité doit connaître son profil de risque et ainsi développer une méthodologie fiable et en accord avec ce profil.

Dans ce chapitre, nous avons également testé plusieurs scénarios et méthodes de fréquence de recalibrage de la volatilité. Les objectifs étaient d'identifier l'impact sur l'ajustement pour risque de certains chocs et analyser comment se comportent ces différentes méthodes en fonction du contexte et laquelle est la plus adaptée. Il en résulte qu'un des moteurs principaux de l'augmentation du RA est son volume de réserves. Nous avons appliqué différents chocs, à la hausse comme à la baisse et nous avons pu observer une évolution du RA similaire à celle de l'évolution des réserves dans la plupart des cas. Nous notons également que les variations de la volatilité d'une année à l'autre peuvent avoir un impact important. Il est ainsi utile de pouvoir lisser la volatilité sur 2 à 5 ans car prendre plusieurs années d'historique permet de diminuer les effets d'une année atypique. La méthode de la moyenne des taux de RA/PVFCF sur 2 ans est une solution pour garder une stabilité d'une année à l'autre en cas d'évolutions des réserves et/ou de la volatilité. Nous avons testé un scénario inflation qui contrairement aux chocs étudiés avant, est un phénomène observé plusieurs années. En cas d'application d'une méthode de recalibrage de la volatilité dans le temps, il faut choisir une méthode cohérente et stable dans le temps. La 3^{ème} méthode présente les avantages de considérer les évolutions des réserves mais aussi de lisser la volatilité sur 2 ans.

Conclusion

Il est crucial pour une entité, sous IFRS17, de publier un ajustement pour risques non financiers relatif aux sinistres survenus (partie LIC) et un niveau de quantile traduisant sa tolérance au risque. Ces deux éléments sont essentiels pour la communication financière d'une entité et doivent être soigneusement calculés. Le niveau de quantile traduit à un niveau global, l'appétence au risque d'une entité. Il existe plusieurs manières de procéder car la norme n'a pas prescrit de méthode à utiliser, c'est à l'appréciation de l'entité.

Nous avons voulu présenter les différentes façons de calculer et quantifier la variation de l'ajustement pour risque. Pour cela dans le premier chapitre 1, la norme IFRS17 a été présentée ainsi que son application en assurance non-vie. Nous avons également introduit l'un des premiers leviers de détermination de la variabilité : la méthode de calcul de l'ajustement pour risque. L'entité peut se diriger vers plusieurs méthodes comme celle du quantile ou celle du Coût du Capital. Chacune a ses avantages et ses inconvénients, mais c'est à l'entité de choisir la méthode la plus appropriée. Elle doit considérer le temps consacré à sa mise en place, s'il existe des dispositifs sur lesquels elle peut capitaliser ou encore les coûts engendrés. Grâce aux données sur lesquelles nous basons notre étude, nous avons appliqué la méthode quantile, pouvant se faire grâce à différentes mesures de risque : VaR , $TVaR$... Elles peuvent être choisies en fonction du type de segment. La VaR a été sélectionnée comme mesure de risque adaptée pour le calcul du RA sur les segments étudiés.

Dans le deuxième chapitre 2, des méthodes déterministes de provisionnement ont été introduites ainsi que des méthodes de détermination du risque de provisionnement à l'ultime, comme la norme l'exige, mais également à un an. En effet, il est possible de calculer l'incertitude des réserves à horizon un an pour un triangle avec une faible fréquence de sinistres. Cette volatilité sera ensuite projetée à l'ultime grâce à la duration de la branche.

Dans le troisième chapitre 3, nous présentons nos travaux, effectués sur des données réelles (pour un portefeuille automobile). Avant de pouvoir calculer le RA par branche, il faut obtenir un montant de réserves, déterminer leur distribution puis choisir le niveau de quantile. Nous avons ainsi construit un scénario central pour observer l'impact des méthodes de calcul de l'incertitude des réserves sur le RA.

L'objectif de ce mémoire était de montrer que la variabilité du RA réside dans ses paramètres. Le choix de la méthode de calcul de l'incertitude des réserves doit se faire en fonction des besoins de l'entité. Ainsi, si l'entité préfère un coefficient de variation sensible aux évolutions de la volatilité des réserves, la méthode de Mack pourrait être une bonne approche. Le modèle de Merz et Wüthrich est utile dans le calcul de l'incertitude des provisions sur des segments avec un historique peu profond, car il capte la volatilité à un an. La volatilité Solvabilité II peut servir d'approximation dans le cas où une entité n'a pas les données nécessaires pour faire un calcul complet.

Pour mettre en lumière l'impact des choix relatifs à la loi de distribution des réserves et de la fréquence de recalibrage de la volatilité, nous avons mis en place trois scénarios à savoir : année avec une forte sinistralité, année avec une faible sinistralité et surinflation. Pour chaque scénario nous obtenons le montant de réserves et le RA associé.

Pour les deux premiers scénarios, nous avons appliqué des chocs symétriques. Pourtant les RA n'évoluent pas forcément dans le même sens que les réserves pour la branche dommages auto. En effet, la distribution des réserves suit une loi log-normale. Cette loi a la propriété d'avoir une queue de dis-

tribution épaisse. Dans le scénario année avec une forte sinistralité, nous avons constaté une hausse des réserves et ainsi une baisse du taux de RA/PVFCF. Tandis que pour le scénario année avec une faible sinistralité, nous avons observé une baisse de la sinistralité, provoquant une baisse des réserves et une augmentation du taux de RA/PVFCF par rapport au scénario central. Le choix de la loi de la distribution des réserves est également un facteur de variabilité du RA.

Dans le contexte actuel, il était intéressant de répliquer un scénario de surinflation et d'observer l'impact sur le RA. Nous avons appliqué de la surinflation dans le triangle pour les 4 prochaines années. Les réserves ont augmenté pour les deux branches mais pas de manière significative. Les CoV évoluent peu pour ce scénario. En effet, à cause de la profondeur d'historique des triangles (32 années), choquer les diagonales de 2022 à 2025 a peu d'impact à cause de l'effet volume.

Nous avons ainsi testé pour chaque scénario et pour chaque branche, des méthodes de recalibrage dans le temps de la volatilité : utilisation du CoV_{2020} , moyenne des CoV_{2020} et CoV_{2021} et moyenne des taux de RA/PVFCF pour les années 2020 et 2021. L'objectif était de voir comment cela affectait l'ajustement pour risque en fonction des différents scénarios. Nous avons expérimenté l'usage de la moyenne des coefficients de variation sur 2 ans puis sur 5 ans. Cette méthode est adaptée dans le contexte d'une évolution significative de la volatilité. En effet, elle permet de lisser la volatilité dans le temps. Nous avons également testé l'usage du coefficient de variation de l'année $N-1$ pour le calcul du RA de l'année N . Il en résulte que la méthode présente l'inconvénient de ne pas prendre en compte toute l'information disponible, comme le recommande la norme mais permet d'accélérer le processus à la clôture. Nous observons que la méthode de la moyenne des taux de RA/PVFCF présente l'avantage d'être durable dans le temps. En effet, pour les deux premiers scénarios, le choc est ponctuel. Par conséquent, il est intéressant d'utiliser une méthode permettant de considérer les évolutions des réserves mais aussi de lisser la volatilité sur 2 ans. Ainsi, cette méthode permet de garder une bonne stabilité du taux de RA/PVFCF d'une année calendaire à l'autre. Elle présente ces mêmes avantages pour un phénomène sur plusieurs années comme la surinflation.

Ces scénarios appliqués à la branche RC auto ont permis de mettre en exergue l'impact de la duration sur le RA, en fonction de la méthode utilisée. Nous avons également pu relever que lors de l'application d'un choc sur la dernière diagonale, la méthode Merz et Wüthrich accordera beaucoup de poids aux informations apportées par cette dernière diagonale. En outre, elle pourrait surestimer l'incertitude des réserves par rapport à une méthode à l'ultime comme celle de Mack prenant en compte toutes les informations disponibles sans pondération. Donc pour une branche avec une duration importante il est déconseillé d'utiliser la méthode de Merz et Wüthrich.

Nous nous sommes concentrés sur le risque de réserves et ainsi le RA LIC. Nous n'avons pas développé les leviers de variabilité du RA pour d'autres risques comme le risque de primes. Pour une prise de décision au niveau d'une entité, il est important d'avoir une vision complète intégrant également une analyse du RA LRC. Nous avons mentionné dans la sous-section du choix de niveau de quantile 3.2.5, que le choix du niveau de quantile influence aussi l'établissement d'une composante de perte. En effet, si le ratio combiné IFRS17 est supérieur à 1 et ainsi que le groupe de contrats est jugé onéreux, il est nécessaire de créer une composante de perte qui diminuera directement le résultat de l'entité. Le ratio combiné IFRS17 prend en compte le RA LRC au numérateur. En outre, si le niveau de quantile augmente, le RA LRC aussi et il est possible que des groupes de contrats, ayant un ratio combiné inférieur à 1 an avant la hausse du niveau de quantile, deviennent onéreux après cette hausse.

Il serait intéressant dans de prochains travaux de compléter ceux déjà initiés sur les autres parties du compte de résultats afin d'analyser l'impact global des scénarios choqués au sein de l'entité et prendre une décision sur le choix du calcul du RA à retenir dans un contexte global.

La méthode d'allocation de la diversification peut être un levier de pilotage du RA. Cette approche permet de déterminer le RA à l'échelle de l'entité puis le réalloue par ligne d'activité. La norme IFRS17 n'impose pas de corrélation entre ligne d'activité à appliquer. Il est intéressant pour une entité de développer sa propre matrice de corrélation. Lorsque le coefficient de corrélation n'est pas appliqué aux montants de RA des branches agrégées, le quantile équivalent est bien plus élevé et donc représente une tolérance au risque plus basse. Ainsi, l'application de la diversification fait diminuer le RA.

Le développement d'une matrice de corrélation entre groupes de contrats IFRS17 ou lignes d'activité, pourrait faire l'objet de travaux complémentaires. Cependant, l'entité doit s'assurer que la corrélation

soit toujours valable à un certain niveau de confiance, établi par rapport à l'exposition au risque. Il est également possible de "décomposer la distribution de probabilité conjointe des risques non financiers de l'entité en distributions de probabilités marginales [...] grâce à une copule quantifiant les corrélations entre risques" d'après l'Institut canadien des actuaires [1].

La réallocation des bénéfices de diversification peut aussi être un sujet à considérer. Il est important que la méthode d'allocation soit cohérente et stable dans le temps. Par ailleurs, des travaux traitant de méthodes d'allocation du capital sous Solvabilité II [4] pourraient s'appliquer dans le cadre de l'ajustement pour risque.

Annexes

Les résultats pour le scénario 1 pour la branche RC auto sont les suivants :

| Branche | Sinistres | Méthode | Montants de RA | | |
|---------|-----------|---------|----------------|-------------|--------------------|
| | | | 2020 | 2021 | 2021 Scénario 1 |
| RC auto | Récurents | Mack | 10 218 267 | 9 547 558 | 11 058 203 |
| | | M&W | 30 022 575 | 28 647 089 | 32 895 630 |
| | | S2 | 23 870 168 | 21 408 796 | 24 196 857 |
| | Larges | Mack | 131 036 818 | 111 900 586 | 123 161 403 |
| | | M&W | 210 998 937 | 181 586 989 | 205 622 069 |
| | | S2 | 263 813 409 | 229 836 119 | 254 215 135 |

FIGURE 3.51 – Montants de RA de la branche RC auto pour le scénario 1 : année avec une forte sinistralité.

| Branche | Sinistres | Méthode | Taux de RA/PVFCF | | |
|---------|-----------|---------|------------------|-------|--------------------|
| | | | 2020 | 2021 | 2021 Scénario 1 |
| RC auto | Récurents | Mack | 12,1% | 12,6% | 12,9% |
| | | M&W | 35,4% | 37,7% | 38,3% |
| | | S2 | 28,2% | 28,2% | 28,2% |
| | Larges | Mack | 14,0% | 13,7% | 13,7% |
| | | M&W | 22,5% | 22,3% | 22,8% |
| | | S2 | 28,2% | 28,2% | 28,2% |

FIGURE 3.52 – Taux de RA/PVFCF de la branche RC auto pour le scénario 1 : année avec une forte sinistralité.

| Branche | Sinistres | Méthode | Montants de RA | | | |
|---------|-----------|---------|--------------------|-------------|-------------|-------------|
| | | | 2021 Scénario 1 | Méthode 1 | Méthode 2 | Méthode 3 |
| RC auto | Récurents | Mack | 11 058 203 | 10 708 159 | 10 358 115 | 10 708 159 |
| | | M&W | 32 895 630 | 31 664 548 | 30 433 466 | 31 664 548 |
| | | S2 | 24 196 857 | 24 196 857 | 24 196 857 | 24 196 857 |
| | Larges | Mack | 123 161 403 | 124 715 367 | 126 269 330 | 124 715 367 |
| | | M&W | 205 622 069 | 204 472 136 | 203 322 202 | 204 472 136 |
| | | S2 | 254 215 135 | 254 215 135 | 254 215 135 | 254 215 135 |

FIGURE 3.53 – Montants de RA de la branche RC auto pour le scénario 1 : année avec une forte sinistralité, avec méthodes de fréquence de recalibrage.

| Branche | Sinistres | Méthode | Taux de RA/PVFCF | | | | |
|---------|-----------|---------|------------------|--------------------|-----------|-----------|-----------|
| | | | 2020 | 2021 Scénario 1 | Méthode 1 | Méthode 2 | Méthode 3 |
| RC auto | Récurents | Mack | 12,1% | 12,9% | 12,5% | 12,1% | 12,5% |
| | | M&W | 35,4% | 38,3% | 36,9% | 35,4% | 36,9% |
| | | S2 | 28,2% | 28,2% | 28,2% | 28,2% | 28,2% |
| | Larges | Mack | 14,0% | 13,7% | 13,8% | 14,0% | 13,8% |
| | | M&W | 22,5% | 22,8% | 22,7% | 22,5% | 22,7% |
| | | S2 | 28,2% | 28,2% | 28,2% | 28,2% | 28,2% |

FIGURE 3.54 – Taux de RA/PVFCF de la branche RC auto pour le scénario 1 : année avec une forte sinistralité, avec méthodes de fréquence de recalibrage.

Les résultats pour le scénario 2 pour la branche RC auto sont les suivants :

| Branche | Sinistres | Méthode | Montants de RA | | |
|---------|-----------|---------|----------------|-------------|--------------------|
| | | | 2020 | 2021 | 2021 Scénario 2 |
| RC auto | Récurents | Mack | 10 218 267 | 9 547 558 | 8 909 958 |
| | | M&W | 30 022 575 | 28 647 089 | 26 716 740 |
| | | S2 | 23 870 168 | 21 408 796 | 19 390 706 |
| | Larges | Mack | 131 036 818 | 111 900 586 | 114 028 497 |
| | | M&W | 210 998 937 | 181 586 989 | 181 042 685 |
| | | S2 | 263 813 409 | 229 836 119 | 229 625 793 |

FIGURE 3.55 – Montants de RA de la branche RC auto pour le scénario 2 : année avec une faible sinistralité.

| Branche | Sinistres | Méthode | Taux de RA/PVFCF | | |
|---------|-----------|---------|------------------|-------|--------------------|
| | | | 2020 | 2021 | 2021 Scénario 2 |
| RC auto | Récurents | Mack | 12,1% | 12,6% | 12,9% |
| | | M&W | 35,4% | 37,7% | 38,8% |
| | | S2 | 28,2% | 28,2% | 28,2% |
| | Larges | Mack | 14,0% | 13,7% | 14,0% |
| | | M&W | 22,5% | 22,3% | 22,2% |
| | | S2 | 28,2% | 28,2% | 28,2% |

FIGURE 3.56 – Taux de RA/PVFCF de la branche RC auto pour le scénario 2 : année avec une faible sinistralité.

| Branche | Sinistres | Méthode | Montants de RA | | | |
|---------|-----------|---------|--------------------|-------------|-------------|-------------|
| | | | 2021 Scénario 2 | Méthode 1 | Méthode 2 | Méthode 3 |
| RC auto | Récurents | Mack | 8 909 958 | 8 605 335 | 8 300 713 | 8 605 335 |
| | | M&W | 26 716 740 | 25 552 648 | 24 388 556 | 25 552 648 |
| | | S2 | 19 390 706 | 19 390 706 | 19 390 706 | 19 390 706 |
| | Larges | Mack | 114 028 497 | 112 089 288 | 112 102 676 | 114 042 118 |
| | | M&W | 181 042 685 | 179 226 617 | 180 510 681 | 182 516 143 |
| | | S2 | 229 625 793 | 225 693 736 | 225 693 736 | 229 836 119 |

FIGURE 3.57 – Montants de RA de la branche RC auto pour le scénario 2 : année avec une faible sinistralité, avec méthodes de fréquence de recalibrage.

| Branche | Sinistres | Méthode | Taux de RA/PVFCF | | | | |
|---------|-----------|---------|------------------|--------------------|-----------|-----------|-----------|
| | | | 2020 | 2021 Scénario 2 | Méthode 1 | Méthode 2 | Méthode 3 |
| RC auto | Récurents | Mack | 12,1% | 12,9% | 12,5% | 12,1% | 12,5% |
| | | M&W | 35,4% | 38,8% | 37,1% | 35,4% | 37,1% |
| | | S2 | 28,2% | 28,2% | 28,2% | 28,2% | 28,2% |
| | Larges | Mack | 14,0% | 14,0% | 13,8% | 13,8% | 14,0% |
| | | M&W | 22,5% | 22,2% | 22,0% | 22,2% | 22,4% |
| | | S2 | 28,2% | 28,2% | 27,7% | 27,7% | 28,2% |

FIGURE 3.58 – Taux de RA/PVFCF de la branche RC auto pour le scénario 2 : année avec une faible sinistralité, avec méthodes de fréquence de recalibrage.

Les résultats pour le scénario 3 pour la branche RC auto sont les suivants :

| Branche | Sinistres | Méthode | Montants de RA | | |
|---------|-----------|---------|----------------|-------------|--------------------|
| | | | 2020 | 2021 | 2021 Scénario 3 |
| RC auto | Récurents | Mack | 10 218 267 | 9 547 558 | 10 096 361 |
| | | M&W | 30 022 575 | 28 647 089 | 31 025 764 |
| | | S2 | 23 870 168 | 21 408 796 | 22 839 014 |
| | Larges | Mack | 131 036 818 | 111 900 586 | 114 088 055 |
| | | M&W | 210 998 937 | 181 586 989 | 185 246 009 |
| | | S2 | 263 813 409 | 229 836 119 | 230 780 253 |

FIGURE 3.59 – Montants de RA de la branche RC auto pour le scénario 3 : inflation.

| Branche | Sinistres | Méthode | Taux de RA/PVFCF | | |
|---------|-----------|---------|------------------|-------|--------------------|
| | | | 2020 | 2021 | 2021 Scénario 3 |
| RC auto | Récurents | Mack | 12,1% | 12,6% | 12,5% |
| | | M&W | 35,4% | 37,7% | 38,3% |
| | | S2 | 28,2% | 28,2% | 28,2% |
| | Larges | Mack | 14,0% | 13,7% | 13,9% |
| | | M&W | 22,5% | 22,3% | 22,6% |
| | | S2 | 28,2% | 28,2% | 28,2% |

FIGURE 3.60 – Taux de RA/PVFCF de la branche RC auto pour le scénario 3 : inflation.

| Branche | Sinistres | Méthode | Montants de RA | | | |
|---------|-----------|---------|--------------------|-------------|-------------|-------------|
| | | | 2021 Scénario 3 | Méthode 1 | Méthode 2 | Méthode 3 |
| RC auto | Récurents | Mack | 10 096 361 | 9 936 607 | 9 776 854 | 9 936 607 |
| | | M&W | 31 025 764 | 29 875 705 | 28 725 647 | 29 875 705 |
| | | S2 | 22 839 014 | 22 839 014 | 22 839 014 | 22 839 014 |
| | Larges | Mack | 114 088 055 | 114 358 609 | 114 629 162 | 114 358 609 |
| | | M&W | 185 246 009 | 184 912 453 | 184 578 897 | 184 912 453 |
| | | S2 | 230 780 253 | 230 780 253 | 230 780 253 | 230 780 253 |

FIGURE 3.61 – Montants de RA de la branche RC auto pour le scénario 3 : inflation, avec méthodes de fréquence de recalibrage.

| Branche | Sinistres | Méthode | Taux de RA/PVFCF | | | | |
|---------|-----------|---------|------------------|--------------------|-----------|-----------|-----------|
| | | | 2020 | 2021 Scénario 3 | Méthode 1 | Méthode 2 | Méthode 3 |
| RC auto | Récurents | Mack | 12,1% | 12,5% | 12,3% | 12,1% | 12,3% |
| | | M&W | 35,4% | 38,3% | 36,9% | 35,4% | 36,9% |
| | | S2 | 28,2% | 28,2% | 28,2% | 28,2% | 28,2% |
| | Larges | Mack | 14,0% | 13,9% | 14,0% | 14,0% | 14,0% |
| | | M&W | 22,5% | 22,6% | 22,6% | 22,5% | 22,6% |
| | | S2 | 28,2% | 28,2% | 28,2% | 28,2% | 28,2% |

FIGURE 3.62 – Taux de RA/PVFCF de la branche RC auto pour le scénario 3 : inflation, avec méthodes de fréquence de recalibrage.

Bibliographie

- [1] Institut canadien des ACTUAIRES. “IFRS17 : ajustement du risque non financier pour des contrats d’assurance de personnes”. In : (2023).
- [2] L. F. A. AFP. “Les prix des assurances augmenteront « autour de l’inflation » en 2024, selon un patron du secteur.” In : (2023).
- [3] E. BUSSON. “Evaluation du risque de provisionnement à 1 an : Adaptation de la méthode de Merz & Wutrich à des cas non standards”. In : (2012).
- [4] S. DECUPÈRE. “Agrégation des risques et allocation de capital sous Solvabilité II”. In : (2011).
- [5] B. EFRON. “Bootstrap Methods: Another Look at the Jackknife.” In : (1979).
- [6] Cabinet de conseil ERNST & YOUNG. “Market updates on the impact of IFRS 17 and IFRS 9”. In : (2023).
- [7] G. E. P. Box G. M. LJUNG. “On a Measure of a Lack of Fit in Time Series Models”. In : (1978).
- [8] IASB. “IFRS17 Contrats d’assurance”. In : (2017).
- [9] INSEE. “Définition - Coefficient de variation”. In : (2016).
- [10] INSEE. “Définition - Prix à la consommation (Indice des)”. In : (2023).
- [11] INSEE. “En août 2023, les prix à la consommation augmentent de 4,8 % sur un an - Informations rapides”. In : (2023).
- [12] Cabinet de conseil KPMG. “Documents de formation interne”. In : (2017).
- [13] T. LALLEMENT. “Le risque de modèle”. In : (2014).
- [14] M.V Wüthrich M. MERZ. “One-Year and Full Reserve Risk for the Bayesian Additive Loss Reserving Method”. In : (2009).
- [15] N. Lysenko M. V.WÜTHRICH M. Merz. “Uncertainty of the Claim Development Result in the Chain Ladder Method”. In : (2008).
- [16] T. MACK. “Distribution-free calculation of the standard error of chain ladder reserve estimates”. In : (1993).
- [17] Jérémy POUGEON. “Ajustement pour risque sous IFRS17 : impacts des méthodes de calculs sur un portefeuille non-vie”. In : (2019).
- [18] “RÈGLEMENT (UE) 2021/2036 DE LA COMMISSION”. In : *Journal officiel de l’Union européenne* (2021).
- [19] Groupe de TRAVAIL SUR LE PROVISIONNEMENT DES SINISTRES NON-VIE DE L’INSTITUT DES ACTUAIRES. “Guide de provisionnement des sinistres en assurance non-vie”. In : (2023).