

Mémoire présenté devant
l'Institut des Sciences Financières et Actuarielles
pour l'admission à l'Institut des Actuaire
le

Par : Mathieu LE GOFF

Titre : Impacts méthodologiques de la norme IFRS 17 sur le provisionnement en assurance non-vie

Confidentialité : Non Oui (Durée : 1 an 2 ans)

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

*Membre présent du jury de l'Institut
des Actuaire :*

*Membre présent du Jury du Master
Actuariat de l'ISFA :*

Entreprise :
Nom : Addactis Software
Signature :

Directeur de Mémoire en entreprise :
Nom : M. Mathieu LE GOFF
Signature :

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

Secrétariat :

Bibliothèque :

Signature du responsable entreprise

Signature du candidat

Résumé

Cette thèse vise à décrire les changements induits par la norme IFRS 17 sur le processus de provisionnement en assurance non-vie. La norme IFRS 17 est une norme comptable mondiale dédiée à la comptabilisation des passifs d'assurance. Elle décrit les informations que les compagnies d'assurance devront fournir aux marchés financiers ou aux autorités. Cela signifie un nouveau bilan, un nouveau compte de résultats et de nouvelles réconciliations, plus complexes que ceux exigés par la norme IFRS 4, la norme actuelle. Le bilan intègre notamment :

- Le *Current Estimate* qui est l'estimation la plus probable de tous les flux de trésorerie futurs (entrants et sortants) liés aux passifs ; ce poste est le plus proche du calcul actuel des réserves. A la différence notable que dans la norme IFRS 17, le *Current Estimate* regroupe tous les flux de trésorerie futurs (paiements, primes, charges, coûts d'acquisition, etc.) et prend en compte l'actualisation (nécessité donc d'avoir des flux).
- L'ajustement pour risque qui est une estimation de l'incertitude du *Current Estimate* liée aux risques non financiers. La méthodologie d'estimation de l'ajustement du risque est assez souple, mais les assureurs doivent divulguer le niveau de confiance équivalent (le niveau de Value-at-Risk correspondant). Cela implique d'avoir une estimation de la distribution du *Current Estimate*.
- la marge pour services contractuels qui représente les bénéfices liés aux services futurs. De par sa nature, ce poste va être particulièrement étudié par les analystes financiers.

Ces trois indicateurs doivent être estimés et produits pour différentes mailles et plusieurs natures : pour les flux bruts de réassurance, pour les sinistres déjà survenus et pour les sinistres à venir et enfin pour les flux de cession de réassurance. Et de plus, les assureurs doivent produire ces calculs pour chaque groupe de contrats (polices d'assurance et traités de réassurance). Cette contrainte de granularité n'est pas négligeable. Les groupes de polices de contrats et les groupes de contrats de réassurance doivent contenir des contrats homogènes, souscrits en période annuelle, avec le même statut onéreux. Une fois qu'un groupe de contrats a été créé, sa composition ne peut plus être modifiée. Ceci impliquera in-fine un grand nombre de groupes de contrats pour lesquels il faudra produire les états comptables.

Au-delà de cette question de granularité, les éléments comptables à présenter nécessitent d'adapter les méthodes actuelles de calcul des provisions pour être capable de fournir : l'exhaustivité des flux de trésorerie, les chiffres relatifs aux couvertures passées et restantes, une distribution des flux futurs, l'actualisation et les flux de cessions de réassurance. Ce sont ces nouvelles difficultés et leurs solutions proposées qui sont décrites dans ce mémoire. Les méthodologies développées ici pour IFRS 17 se veulent génériques pour répondre au plus grand nombre (pour la plupart des produits d'assurance non-vie comme pour tout marché) et surtout cohérentes avec les méthodes de provisionnement traditionnelles afin de conserver une harmonie avec les chiffres produits jusqu'alors ainsi qu'avec d'éventuelles clôtures dans d'autres standards (local GAAP par exemple).

Mots-clés : IFRS 17, méthode de provisionnement, calcul des flux futurs, changement de processus, Current Estimate, Ajustement pour risque, Groupes de contrats.

Abstract

This thesis aims to describe the changes induced by IFRS 17 regulation on the reserving methodology in non-life insurance. The IFRS 17 standard is a worldwide accounting standard dedicated to the accounting of insurance liabilities. It describes the disclosures that insurance companies will have to provide to financial markets or authorities. This means a new balance sheet and a new P&L, more complex than the ones required by IFRS 4, the current standard. The balance sheet embeds particularly:

- the current estimate which is the most probable estimation of all future cash flows (incoming and outgoing) related to liabilities; This item is the most closed to the current calculation of reserves. Except that in IFRS 17 standard, the current estimate aggregates all future cash-flows (payments, premiums, expenses, acquisition costs, etc.).
- the risk adjustment which is an estimation of the current estimate uncertainty related to non financial risks. The methodology to estimate the risk adjustment is quite flexible but insurers must disclose the equivalent confidence level (the corresponding value-at-risk level). This implies to have an estimation of the current estimate distribution.
- the contractual service margin which represents the profit related to future services. By its nature, this position will be particularly studied by financial analysts.

These three indicators must be estimated and produced for different meshes and types: for gross reinsurance flows, for claims already incurred and for future claims and finally for reinsurance ceded flows. In addition, insurers must provide these calculations for each group of contracts (insurance policies and reinsurance treaties). This granularity constraint is not negligible. Contract groups and reinsurance groups must contain homogeneous contracts, written in annual periods, with the same onerous status. Once a contract group has been created, its composition can no longer be changed. This will involve in fine a large number of contract groups for which the accounting statements will have to be produced.

Beyond this issue of granularity, the accounting items to be presented require adaptation of the current methods of calculating provisions to be able to provide: the exhaustiveness of cash flows, figures relating to past and remaining hedges, a distribution of future flows, discounting and reinsurance ceded flows

It is these new difficulties and their proposed solutions that are described in this brief. The methodologies developed here for IFRS 17 are intended to be generic to meet the needs of the greatest number of people (for most of P&C insurance products and markets) and, above all, consistent with traditional provisioning methods in order to maintain harmony with the figures produced until now and with any closures in other standards (local GAAP for example)

Keywords : IFRS 17, reserving methodology, future cash flows estimation, Current Estimate, Risk Adjustment, Group of contracts.

Remerciements

Suivre une formation d'actuaire en parallèle d'une activité professionnelle n'aurait pas été possible sans l'indéfectible soutien de mon employeur - addactis- et de mon épouse - Valérie. Je les remercie pour la confiance et le temps qu'ils m'ont permis d'accorder aux études durant ces dernières années.

Je tire mon chapeau à l'équipe R&D d'addactis Software (Kevin, Fabrice, Tidiane), le travail réalisé sur IFRS 17 est colossal, je remercie et félicite tout ses membres de leur investissement et je leur souhaite à chacun de garder la foi pour la dernière ligne droite.

Je remercie aussi Pierre Miehé qui a initié mon inscription à l'ISFA.

Table des matières

Remerciements	5
Table des matières	7
Introduction	9
1 Les concepts actuariels de la norme IFRS 17	11
1.1 Généralités sur les normes IFRS	11
1.2 A propos d'IFRS 17	13
1.3 Les provisions techniques : les différents postes	16
1.4 Les autres modèles de comptabilisation	21
1.5 Les Groupes de contrats	23
2 Impacts méthodologiques pour l'assurance non-vie	25
2.1 Calcul du current estimate	25
2.2 Calcul de l'ajustement pour risque	29
2.3 Granularité des calculs	33
2.4 Consolidation des résultats	36
2.5 Calculs des CF cédés	38
3 Application à une garantie "incendie"	43

3.1	Description des données	43
3.2	Calcul du <i>Current Estimate</i> brut de réassurance	44
3.3	Calcul de l'ajustement pour risque brut de réassurance	49
3.4	Réallocation des résultats bruts aux groupes de contrat	55
Conclusion		61
Bibliographie		62
Annexes		65
A Ecart type d'un traité SL		67

Introduction

L'objectif de ce mémoire est de présenter les impacts méthodologiques de la norme IFRS 17 sur les calculs de provisionnement non-vie. La norme IFRS 17 est une norme comptable visant à produire un reporting financier dédié aux produits d'assurances. Elle vient en remplacement de la norme IFRS 4 et va être adoptée telle quelle ou adaptée par un certain nombre de pays. Ce standard comptable vise à définir les règles de calcul et les indicateurs à produire par les organismes d'assurance pour présenter leurs passifs d'assurance. Ayant pour objectif de représenter les engagements des compagnies, le processus de production des états comptables IFRS 17 se base essentiellement sur l'estimation des flux futurs.

Le cabinet de conseil pour lequel je travaille, addactis software, édite un logiciel de provisionnement non-vie qui est utilisé par plus d'une centaine de compagnies d'assurance dans le monde. Cet outil, addactis[®] IBNRS[®] met à disposition de ses utilisateurs des méthodes de provisionnement standard avec une interface de paramétrage et de restitution de résultats dédiée. La majeure partie des méthodes de provisionnement embarquées sont basées sur des triangles, elles ont vocation à estimer les règlements restant à décaisser.

La norme IFRS 17 est donc un enjeu de taille pour notre progiciel puisque l'estimation des flux futurs représente le coeur de sa couverture fonctionnelle. Un des axes principaux des travaux de R&D du cabinet ces derniers mois a donc été de faire évoluer addactis[®] IBNRS[®], afin que nos clients puissent continuer à l'utiliser dans leur processus de production des comptes.

Les travaux présentés ci-dessous ont donc été réalisés avec deux objectifs principaux (en plus de répondre aux exigences de la norme) :

- les méthodes se doivent d'être génériques. L'outil ayant un large panel d'utilisation dans le monde, il faut proposer des méthodes pouvant être utilisées telles quelles dans le plus grand nombre de cas possibles, que ce soit pour des garanties différentes, pour des compagnies différentes et même pour des marchés (pays) différents.
- les données et résultats pour IFRS 17 doivent s'appuyer au maximum sur les méthodologies de provisionnement usuelles afin de garder une cohérence avec les résultats historiques, les procédures de calcul en place et surtout les potentiels résultats fournis en local GAAP qui ne suivraient pas les normes IFRS. Toute modification de méthodologie nécessite des reconciliations et explications additionnelles souvent délicates, donc autant conserver autant que possible les méthodes existantes pour obtenir des résultats cohérents.

Les indicateurs demandés par cette norme nécessitent d'une part des adaptations des calculs actuariels existants et d'autre part des calculs additionnels. Par ailleurs, la granularité de production des indicateurs est elle aussi différente, ce qui va demander aux organismes d'assurance d'être capables de produire et de stocker des chiffres à une maille bien plus fine qu'actuellement.

Dans la suite de ce mémoire, nous allons présenter les principaux indicateurs et concepts propres

à IFRS 17 qui appellent des calculs actuariels, puis nous allons expliquer en quoi ils nécessitent des adaptations méthodologiques par rapport aux calculs communément effectués, et enfin nous proposerons des méthodologies pour produire ces indicateurs tout en conservant une cohérence avec les résultats actuels. En particulier nous allons nous attarder sur les points suivants :

- Les spécificités du calcul du *Current Estimate*. Cet indicateur représente la valeur actualisée la plus probable de l'ensemble des flux futurs liés aux passifs d'assurance. Les principales difficultés de calcul de cet indicateur sont liées à l'estimation des flux pour la période de couverture future ainsi qu'à l'obtention de flux (cadence d'écoulement) et non pas uniquement d'une provision.
- Les difficultés d'estimation et de manipulation des distributions nécessaires au calcul de l'ajustement pour risque et du niveau de confiance équivalent. Ces deux indicateurs donnent une représentation de l'incertitude autour du *Current Estimate* et le niveau de prudence retenu par l'assureur. Ainsi, le calcul de ces indicateurs nécessite de disposer d'une distribution des flux futurs ce qui en soit peut déjà être un nouvel enjeu pour les assureurs non-vie plutôt habitués à des calculs déterministes. De plus, la nécessité de consolider les résultats de différentes garanties et/ou entités appliquée à des mesures de risques sur des distributions va nécessairement entraîner l'utilisation de structures de dépendance. Ceci ajoute une complexité mathématique supplémentaire, que l'on manipule des distributions simulées ou paramétriques, voire des limitations théoriques.
- La notion de groupe de contrats est un concept propre à la norme IFRS 17 qui va avoir un impact majeur sur la production des états comptables. En effet, c'est la maille de production des provisions techniques requise par la norme. Il s'agit d'un niveau de granularité relativement fin (regroupement de garanties/traités homogènes souscrits sur une période d'un an maximum) que les assureurs vont devoir manipuler et intégrer relativement tôt dans leurs chaînes de calcul. D'une part, la production des provisions techniques requiert une procédure de réallocation des résultats qui n'est pas triviale du fait des contraintes de conception des groupes de contrats. Cette réallocation va nécessiter le calcul de coefficients qui pour être précis devra repartir des données de polices individuelles. Et d'autre part, la production et le suivi des états comptables pour un si grand nombre d'occurrences va être un défi à part entière (pas forcément du ressort des actuaires).
- Enfin, la production des indicateurs relatifs aux flux de cessions de réassurance va demander un travail spécifique afin de :
 - Capter et restituer les flux les plus probables des cessions pour chaque traité (ou a minima pour chaque groupe de traités de réassurance) ;
 - Mesurer l'incertitude des flux de cession, incertitude généralement héritée de celle des flux bruts de réassurance. Dans le cas de traités non proportionnels et d'une distribution paramétrique, cette estimation va requérir des formules théoriques un peu complexes.
 Habituellement, c'est la position nette de réassurance qui est la valeur d'intérêt pour les assureurs, toutefois, dans le cas d'IFRS 17, c'est bien la position cédée qui demande à être travaillée et analysée, qui plus est à une maille assez fine.

Après une description plus détaillée des problématiques posées par les attentes de la norme et des propositions de méthodes pour y répondre, le dernier chapitre de ce mémoire sera dédié à une application de ces méthodes permettant de rendre compte de la réalité de l'exercice.

Chapitre 1

Les concepts actuariels de la norme IFRS 17

1.1 Généralités sur les normes IFRS

1.1.1 Les normes IFRS

Traditionnellement, chaque pays définit ses propres règles de comptabilisation pour les entreprises. De ce fait, il est parfois difficile pour un investisseur de jauger la qualité d'une entreprise étrangère, notamment pour les industries ayant des activités atypiques (comme les assurances dont le cycle est inversé).

Pour palier cette difficulté, une organisation privée rassemblant des comptables issus de plusieurs pays, l'IASB (*International Accounting Standard Board*), a entrepris de définir et promouvoir au niveau mondial des standards de reporting comptable : les normes IFRS (*International Financial Reporting Standards*).

Compte tenu des caractéristiques hétérogènes des différentes industries, l'IASB (tout comme les autorités locales) construit des standards propres aux différents secteurs d'activité. Ainsi, l'activité relative aux produits d'assurance se voit dotée d'une norme dédiée pour rendre au compte au mieux de ces passifs. Cette norme est actuellement la norme IFRS 4 qui sera remplacée, à partir du 1^{er} janvier 2022, par la norme IFRS 17.

L'IASB n'a aucune autorité, ce sont les différentes autorités locales qui choisissent, ou non, d'utiliser les standards IFRS comme norme comptable. Elles peuvent aussi choisir d'adapter les IFRS ou de les appliquer à une partie seulement des entreprises. Ainsi en Europe, seules les sociétés cotées sont tenues de présenter leurs comptes consolidés selon les normes IFRS. Les sociétés non cotées peuvent, au choix, utiliser les normes IFRS ou les normes locales.

1.1.2 IFRS 4

IFRS 4 est la norme comptable pour les produits d'assurance, c'est une norme temporaire (qui est tout de même appliquée depuis 2005), mise en place dans l'attente de la création d'IFRS 17 (appelée initialement IFRS 4 phase 2). A ce titre, les attentes de la norme IFRS 4 sont assez peu nombreuses et relativement simples. Si les actifs sont comptabilisés à leur juste valeur, les passifs sont comptabilisés en norme locale. Cette différence de nature de comptabilisation entraîne généralement un déséquilibre qui est compensé par une comptabilité reflet. En Europe, les assureurs non-vie comptabilisent donc leur passif avec deux principales provisions : Les Provisions pour Sinistres à Payer (PSAP) et les Provisions pour Primes Non Acquises.

Les PSAP correspondent à une provision pour les sinistres survenus dans l'exercice comptable mais non encore réglés, afin de constater la totalité de la charge de l'exercice. L'estimation des PSAP se fait généralement grâce à des méthodes de provisionnement basées sur des triangles.

Les PPNA sont des provisions pour les prestations relatives à des sinistres qui interviendront sur des exercices futurs mais dont les primes ont été émises par avance.

1.1.3 Méthodologie de calcul des PSAP

En assurance dommage, l'estimation des PSAP est généralement réalisée avec des méthodes de provisionnement basées sur des triangles de cadences de règlements ou d'évolution de la charge. L'actuaire construit des triangles en agrégeant les règlements (ou charges estimées) selon deux clés : la période d'origine et la période de développement.

Nous ne détaillerons pas ici les méthodes de construction des triangles ou les méthodes de provisionnement usuelles, le lecteur pourra se reporter à l'abondante littérature traitant du provisionnement en assurance dommage, toutefois voici certaines caractéristiques inhérentes à ces méthodologies qui vont nous intéresser par la suite :

- La segmentation retenue pour la création des triangles, et donc pour les calculs, est propre à chaque assureur. Toutefois elle se doit de respecter certaines règles :
 - Les segments doivent considérer des risques homogènes
 - Les segments doivent contenir un volume de données suffisant
 - Il faut au maximum éviter de créer des segments contenant des risques relatifs à plusieurs catégories ministérielles (agrégat de reporting défini par le code des assurances).
- Ces méthodes permettent de déterminer le montant de provision (différence entre les paiements réalisés à date et les paiements à l'ultime) pour chaque période d'origine. Toutefois on ne peut avoir d'information plus fine. A noter que, pour la construction des triangles, la période d'origine est le plus souvent annuelle, trimestrielle ou mensuelle, l'évènement considéré peut être la date de souscription du contrat, la date d'accident ou encore la date de communication de l'accident à l'assureur. La nature de l'évènement retenue par l'actuaire dépend de la nature de la couverture et donc des caractéristiques des sinistres.
- En considérant un triangle de règlements, en plus de la provision, on pourra observer la cadence des flux de règlements à venir. Ceci est essentiel pour pouvoir actualiser correctement les flux futurs. Ainsi on peut noter PD_i le pourcentage moyen des versements réalisés en

période de développement i par rapport au coût global des sinistres d'une période d'origine. Ce pourcentage est déterminé à partir des coefficients de passage estimés par la méthode de provisionnement. On a alors :

$$PD_i = \frac{\sum_{k=1}^i CF_k}{\sum_{k=1}^n CF_k} \quad (1.1)$$

avec n le nombre de périodes de développement global.

Le calcul des PSAP est généralement le principal enjeu lors la préparation des compte techniques, que ce soit en terme de technicité ou de montant.

1.1.4 Calcul de la PPNA

Le calcul de la PPNA est nettement plus simple. Il s'agit simplement d'identifier la partie des primes déjà collectée mais relative aux périodes de couverture futures. En définissant les notions suivantes :

Primes Emises (PE) : Lors de la souscription ou de son renouvellement du contrat liant l'assureur à l'assuré, les primes sont émises pour l'ensemble de la période de couverture du contrat (généralement un an). La prime émise peut coïncider avec l'encaissement de celle-ci si elle est intégralement payée dès la signature (dans le cas contraire, la partie non réglée constitue une créance de l'assureur sur l'assuré).

Primes Acquises (PA) : Les primes émises sont acquises au fur et à mesure de l'exécution du contrat, le montant de PA correspond à la part de prime acquise à l'assureur à la date de clôture.

Les primes non acquises (PNA) sont simplement la différence entre les primes émises et les primes acquises.

$$PNA = PE - PA \quad (1.2)$$

1.2 A propos d'IFRS 17

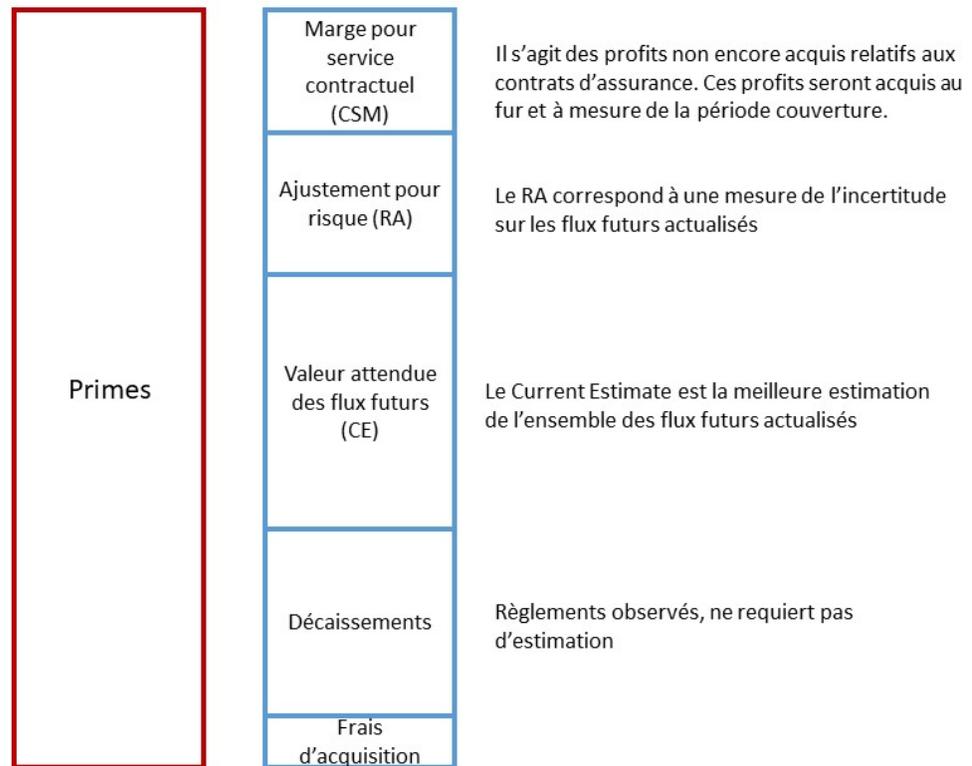
IFRS 17 définit un standard de comptabilisation des passifs d'assurance. Les objectifs de l'IASB, en proposant cette norme, sont de :

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

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

1.2.1 Le modèle BBA

Dans le modèle général (appelé *Building Block Approach, BBA*), les concepts clés attendus par la norme pour la reconnaissance et l'évaluation des passifs d'assurance peuvent être résumés dans le schéma suivant :



Bien qu'étant avant tout une norme comptable, IFRS 17 demande une très forte implication des actuaires pour, notamment, déterminer le montant le plus probable de flux futurs et l'ajustement pour risque (ainsi que le niveau de risque équivalent). En effet, l'estimation des flux futurs requiert généralement l'utilisation de méthodes actuarielles de provisionnement. De même, comme nous allons le voir dans les chapitres suivants, l'utilisation de méthodes statistiques et probabilistes sera encore plus nécessaire pour le calcul de l'ajustement pour risque.

Il est important de garder à l'esprit les indicateurs attendus doivent être produits à la fois bruts de réassurance et pour les cessions de réassurance. S'il est relativement classique pour les organismes

d'assurance de présenter des indicateurs bruts et nets de réassurance, il est assez inhabituel de travailler directement sur les cessions. D'autant que la norme IFRS 17 demande de présenter des résultats détaillés par agrégat de traités et non pas sur la cession globale.

En effet, les provisions techniques doivent être produites par unité de comptabilisation, les groupes de contrats, aussi appelés *Unit of Accounts*, *UoA*. Un groupe de contrats doit regrouper uniquement des contrats :

- souscrits sur une période d'un an maximum ;
- avec des garanties homogènes ;
- ayant le même statut de profitabilité.

Cela permet notamment de fournir une information sur la santé financière de la compagnie en dissociant l'activité par unité de temps, par garantie et en limitant les effets de compensation (mise en évidence des contrats profitables et non profitables).

Ainsi, les assureurs vont devoir fournir des comptes techniques bruts de réassurance, par groupe de polices mais aussi des comptes techniques dédiés aux cessions de réassurance, par groupe de traités de réassurance.

Néanmoins, comme décrit précédemment, en assurance dommage, le calcul des provisions se fait généralement à une maille agrégée, à savoir le triangle, qui, dans la grande majorité des cas, est plus large la maille UoA. Réaliser les estimations au niveau de l'UoA est rarement envisageable, cela romprait la cohérence avec les résultats actuels et on obtiendrait des agrégats non significatifs pour appliquer des méthodes statistiques usuelles. Nous reviendrons sur cette problématique de la maille de calcul et ses implications dans un chapitre dédié mais le lecteur doit considérer que les calculs des provisions décrits ci-après sont réalisés sur des triangles.

1.3 Les provisions techniques : les différents postes

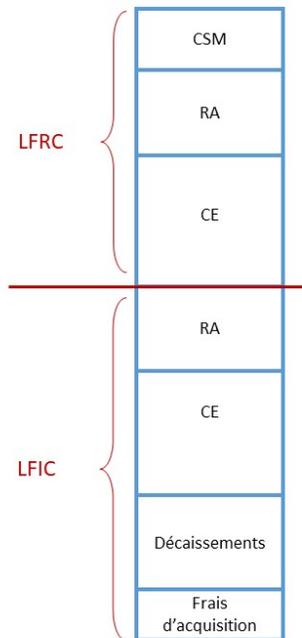
La norme IFRS 17 demandera de fournir deux types d'estimations des provisions techniques :

- une première estimation des provisions techniques à la date d'entrée en vigueur du contrat (soit généralement au début de la période de couverture). Ce premier calcul permet notamment d'initialiser la potentielle CSM des nouveaux contrats de la période, avant toute acquisition des profits ;
- une nouvelle estimation à date de clôture permettant de fournir les indicateurs techniques les plus récents.

L'estimation à date de clôture est celle qui se rapproche le plus de ce qui se fait aujourd'hui.

1.3.1 Subsequent measurement

Dans le modèle général (*Building Block Approach*), à chaque date de clôture, l'organisme d'assurance va produire un compte technique présentant les éléments suivants :



Comme le montre le schéma, les comptes techniques doivent permettre de dissocier :

- les provisions relatives aux événements passés (par exemple les sinistres ayant déjà eu lieu mais n'étant pas encore totalement réglés). Il s'agit de la *LFIC* (*Liability for Incurred Coverage*) ;
- des provisions relatives aux événements à venir (périodes de couverture futures) pour lesquels l'assureur est d'ores et déjà engagé. Il s'agit de la *LFIR* (*Liability for Remaining Coverage*).

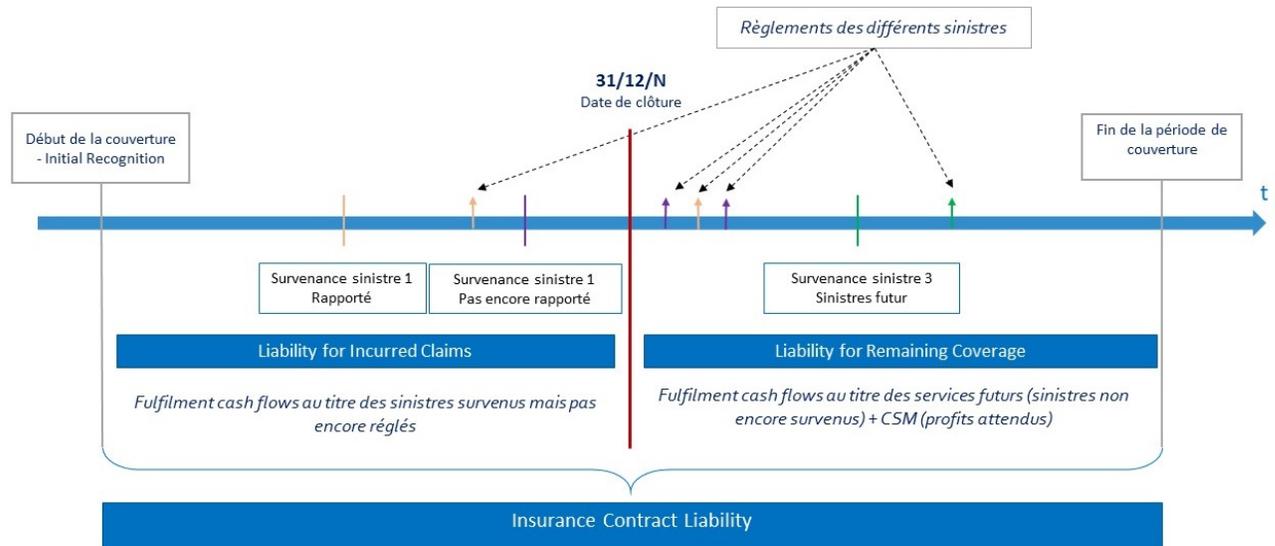
De manière très schématique la LFIC correspond aux PSAP et la LFRC aux PPNA. Toutefois, contrairement aux provisions calculées pour IFRS 4, il faut bien garder à l'esprit que le *Current Estimate* et le *Risk Adjustment* doivent prendre en compte l'ensemble des flux de trésorerie à venir

liés au passif et non pas seulement les flux liés aux règlements.

Quelques points intéressants à noter :

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

Le schéma ci-dessous illustre la distinction entre les flux relevant de la LFIC et ceux relevant de la LFRC.



Il convient aussi de noter que les organismes d'assurance doivent présenter séparément des comptes techniques pour les flux bruts de réassurance ainsi que pour les flux de cessions (flux des primes cédées, des couvertures de réassurance, des commissions, des rétro-cessions, etc.). Un chapitre est dédié à la problématique des méthodologies de calculs pour les cessions.

Bien entendu les postes *Current Estimate*, *Risk Adjustment* et *Contractual Service Margin* doivent être ré-évalués à chaque date de clôture. Il est donc attendu que la compagnie d'assurance produise des états de variation de ces postes afin que l'analyste puisse comprendre comment l'activité évolue et identifier :

- la part des changements simplement liée aux services rendus (écoulement attendu, justesse des estimations) ;
- la part des ajustements liés à l'environnement économique ;
- la part de changements liée à l'incertitude et couverte par l'ajustement pour risque ;
- la potentielle part des modifications non couverte par l'ajustement pour risque car trop importante ;
- etc.

Bien que ce soit une norme comptable, le calcul de ces provisions techniques va fortement solliciter les actuaires.

1.3.2 Initial measurement

Cette première estimation doit être réalisée en considérant la date du premier de ces événements :

- Le début de la période de couverture ;
- La date à laquelle la première prime est due (ou date de paiement si il n'y a pas de date contractuelle) ;
- La date à laquelle le groupe devient onéreux.

A noter cependant une petite incohérence de la norme : il n'est requis d'évaluer la rentabilité d'un groupe de contrats que si les faits ou des circonstances indiquent que ce groupe est onéreux. Mais comment s'assurer qu'un groupe de contrats est onéreux sans évaluer sa rentabilité ?

Lors de cette première évaluation, l'actuaire va devoir estimer deux principaux postes des provisions techniques, à savoir : le *current estimate* (la meilleure estimation des flux futurs) ainsi que l'ajustement pour risque. Comparée avec le montant de primes, la somme de ces deux montants et des frais d'acquisition va déterminer si la compagnie d'assurance peut attendre un profit de ce groupe de contrats.

Dans le cas où un profit est attendu, celui ne sera toutefois pas acquis immédiatement. L'entité va alors initialiser une CSM (correspondant au montant des profits attendus), qui sera acquise dans le compte de résultats au fur et à mesure des services rendus et ajustée au fur et à mesure des flux effectivement constatés. Dans le cas où ce n'est pas un profit mais une perte qui est attendue, la perte doit être immédiatement reconnue en résultat.

Par rapport au *subsequent measurement*, on peut considérer que cela correspond à la même évaluation à la différence que la LFIC est nulle et donc que l'ensemble de la provision est portée par la LFRC. Ainsi on pourra utiliser des méthodologies similaires pour estimer la LFRC et l'*initial measurement*.

1.3.3 La marge pour service contractuelle (CSM)

L'objectif de ce mémoire est de discuter des impacts de la norme IFRS 17 sur les calculs actuariels et notamment son impact sur le provisionnement. Bien que la CSM soit avant tout un objet comptable nous allons prendre quelques lignes pour la présenter puisqu'elle est plus ou moins le résultat du calcul de provision.

La norme requiert que la CSM soit calculée pour chaque groupe de contrats (d'où la nécessité de produire des compte techniques pour chaque groupe de contrats). Elle est donc initialisée lors de l'*initial measurement*, avant tout règlement de prestations, avec la formule suivante :

$$CSM_0 = \max(0, A_0 - CE_0 - RA_0) \quad (1.3)$$

avec :

A_0 : le montant de l'actif en 0 soit les primes récoltées en 0 (donc généralement équivalent aux flux en 0) ;

CE_0 : le *Current Estimate* estimé en 0 ;

RA_0 : l'ajustement pour risque calculé en 0.

On notera donc que la CSM ne peut pas être négative. Elle correspond aux profits attendus, si aucun profit n'est attendu, la perte estimée est immédiatement reconnue en résultat. Dans le cas où la CSM est positive, son montant va être ré-ajusté lors de chaque nouvelle clôture elle sera relâchée au fur et à mesure des services rendus afin de reconnaître les profits correspondants.

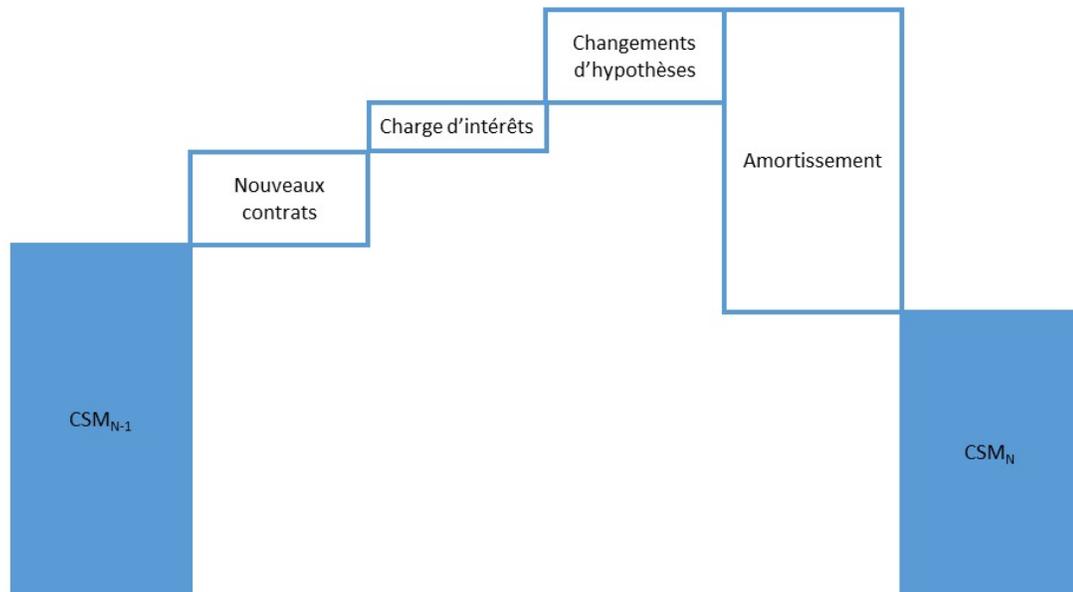
Le rythme de reconnaissance de la CSM (relâchement) est donné par les unités de couverture du groupe de contrats. Cette unité peut être déterminée de différente manière au choix de l'assureur et en fonction de la nature du groupe contrats, elle peut représenter :

- des unités de temps, au prorata de la durée du groupe de contrats ;
- des unités contractuelles, par rapport au nombre de contrats encore en vigueur dans les périodes futures ;
- des unités de services, calculées en fonction des flux de prestations restant dans les périodes futures.

Selon le modèle de comptabilisation retenu, BBA ou VFA (voir ci après le chapitre 1.4.2), les ajustements de CSM seront différents :

- Le modèle BBA prend en compte uniquement les changements d'hypothèses non financières sur le calcul des engagements sur les périodes futures, ainsi que la charge d'intérêt de la CSM (l'impact de la dés-actualisation), en utilisant la courbe de taux utilisée lors de l'*initial measurement* ;
- Le modèle VFA prend en compte les changements d'hypothèse financières uniquement pour les flux relatifs aux engagements des périodes futures, l'impact des variations de la courbe de taux d'actualisation ainsi que la charge d'intérêt de la CSM, en utilisant la courbe de taux à date de clôture.

Voici schématiquement les variations de la CSM :



De plus, il faut bien considérer que :

- de nouveaux contrats peuvent être ajoutés au groupe de contrats uniquement si ces contrats n'ont pas été intégrés dans un autre groupe auparavant, que le groupe à moins d'un an et que le groupe ainsi formé respecte les contraintes attendues ;
- l'impact du changement d'hypothèses non financières sur la CSM peut bien entendu être à la hausse ou à la baisse.

1.4 Les autres modèles de comptabilisation

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

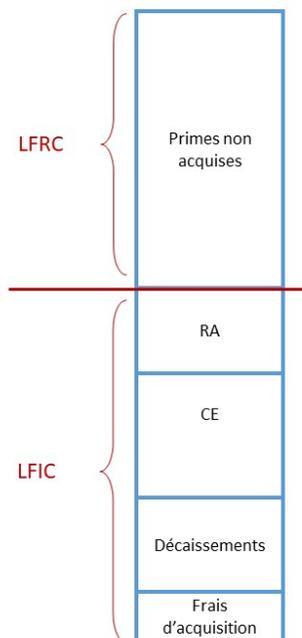
1.4.1 Le modèle PAA

Le modèle *Premium Allocation Approach* est un modèle simplifié dans le sens où les indicateurs de la LFRC sont remplacés par un unique montant rendant compte de l'exposition au risque restante. Ce modèle est donc dédié aux garanties ayant une couverture future limitée. Les assureurs n'ont aucune obligation d'adopter cette approche, néanmoins pour pouvoir l'utiliser, la norme demande à ce que :

- Le groupe de contrats concerné ne contienne que des polices ayant une couverture inférieure ou égale à un an ;
- Le montant de LFRC obtenu soit sensiblement égal à celui auquel on pourrait s'attendre en utilisant le modèle BBA.

Il s'agit donc d'une approche qui sera principalement utilisée pour des contrats non-vie. A noter cependant que pour pouvoir justifier l'utilisation du modèle PAA, il peut être requis de faire une évaluation suivant l'approche BBA afin de démontrer la conformité avec la deuxième contrainte sus-citée.

Dans ce modèle, le montant de provision à comptabiliser pour la LFRC est déterminé comme le montant de primes non acquises moins les primes à recevoir (déduction faite des frais d'acquisition).



Il n'est donc pas nécessaire d'estimer la valeur actuelle des flux futurs, ni l'ajustement pour risque, ce qui simplifie grandement les calculs.

1.4.2 Le modèle VFA

Le modèle Variable Fees Approach est une adaptation du modèle général ayant pour objectif de mieux restituer les spécificités des contrats à participation directe ou indirecte. Cette approach est obligatoire dès lors que le groupe de contrats concerne des contrats à participation directe ou indirecte.

En effet avec ce type de contrats, l'engagement de l'assureur envers l'assuré dépend de la performance des placements ce qui est très mal restitué avec le modèle BBA. Voici un exemple :

Dans le cas d'un contrat avec participation aux bénéfices, un rendement positif des placements entraîne une augmentation du *Current Estimate* (du fait de la participation aux bénéfices). Mécaniquement, cette hausse du *Current Estimate* impacte la CSM à la baisse (la CSM est la différence entre les primes et le *fulfilment cash-flows*). Du fait de l'indépendance entre l'évaluation des flux futurs et les risques financiers, la CSM ne peut absorber ce profit futur. On observe ainsi une diminution de la CSM alors que les rendements sont positifs et que les profits attendus augmentent, ce qui est contradictoire. A noter que pour conserver l'équilibre les profits attendus sont reconnus immédiatement en résultats, ce qui est le contraire de l'effet recherché (reconnaître les profits au fur et à mesure des services rendus). Le modèle VFA permet de prendre en compte la juste valeur des placements dans les évaluations et les changements d'hypothèses sur les frais et la participation afin de mieux restituer l'évolution de la CSM et de la relâcher de manière plus juste. A noter aussi qu'avec ce modèle, les réconciliations de CSM doivent être réalisées avec la courbe des taux à date de clôture (et non pas avec la courbe de taux utilisée pour l'*initial measurement*).

1.4.3 La courbe des taux d'actualisation

Pour les besoins IFRS 17, tous les flux futurs doivent être actualisés pour prendre en compte la valeur temps de l'argent. Pour autant, la norme reste très générale quant à la courbe des taux à retenir pour l'actualisation. Elle donne simplement quelques principes que la courbe choisie par l'actuaire doit respecter, à savoir :

- La courbe des taux doit refléter la valeur temps de l'argent et être cohérente avec les caractéristiques des flux considérés et la liquidité des contrats sous-jacents ;
- La courbe des taux doit être observable sur les marchés financiers pour des actifs ayant des caractéristiques similaires ;
- La courbe des taux doit être indépendante des facteurs qui n'ont pas d'effets sur les contrats.

Deux approches sont proposées pour estimer la courbe des taux d'actualisation : l'approche *top-down* et l'approche *bottom-up* ;

- « top down » : utilisation d'une courbe de taux de rendement d'un portefeuille d'actifs de référence, ajusté pour ne pas tenir compte de tous les éléments qui ne sont pas pertinents pour le contrat. Cette méthode est a priori compliquée à mettre en oeuvre, il faudrait pour cela trouver un portefeuille de référence adapté.
- « bottom up » : utilisation d'une courbe de taux sans risque ajustée d'une prime de liquidité. Cette deuxième méthode se rapproche de celle utilisée sous solvabilité II (utilisation d'une courbe de taux sans risque qui est ensuite ajustée) mais IFRS 17 laisse davantage de liberté dans le choix de la courbe à utiliser. De plus, aucune indication n'est donnée quant au calcul de la prime de liquidité.

1.5 Les Groupes de contrats

La notion de groupe de contrats (*GoC*) est essentielle dans la norme IFRS 17. En effet cela correspond à la maille attendue pour les calculs et pour la publication des comptes. Les organismes d'assurance disposent d'une certaine liberté pour définir leurs groupes d'assurance, néanmoins la constitution d'un groupe doit respecter trois contraintes. Les contrats du groupe doivent :

- avoir été souscrits sur une période d'un an maximum ;
- correspondre à des garanties similaires ;
- avoir le même statut de profitabilité, à savoir :
 - être profitable
 - être onéreux
 - être profitable mais susceptible de devenir onéreux.

Un fois un groupe de contrats constitué, celui-ci ne peut plus être modifié, quelle que soit son évolution. Cette règle devrait faciliter le suivi de l'évolution d'un groupe de contrat mais d'un point de vue calculatoire elle pose quelques questions :

- Une entité qui publie ses comptes chaque trimestre se verra forcée de définir et verrouiller les groupes de contrats du trimestre à la fin de la période pour la valorisation. Ceci va automatiquement entraîner une démultiplication des groupes de contrats.
- Comment les analystes vont-ils pouvoir considérer une telle masse d'information ? Une compagnie non-vie publiant ses comptes trimestriellement, avec une dizaine de produits différents et des paiements s'étirant sur une dizaine d'années va avoir 400 groupes de contrats. Au delà de la difficulté de production des comptes techniques, il est difficilement concevable qu'une information aussi granulaire soit intéressante pour les marchés. L'IASB a d'ailleurs publié un communiqué en décembre 2018 dans lequel elle dit envisager qu'il ne soit pas nécessaire de publier les comptes par groupe de contrats.

Il faut bien prendre en considération le fait que la notion de groupe de contrats est utilisée à la fois pour les provisions techniques brutes de réassurance et pour les provisions techniques des cessions des réassurances.

Indicateurs relatifs aux CF bruts de réassurance :

Les groupes de contrats sont donc des groupes de polices d'assurances homogènes, souscrites sur une période maximum d'un an avec le même statut de profitabilité (profitable, non profitable, ou profitable ayant un risque de passer non profitable).

Indicateurs relatifs aux CF cédés :

Les groupes de contrats sont des groupes de traités de réassurance similaires, ayant une même période de couverture.

Chapitre 2

Impacts méthodologiques pour l'assurance non-vie

Les sections 2.1, 2.2 et 2.3 ci-après détaillent les indicateurs attendus par IFRS 17 ainsi que des méthodologies permettant de les estimer sans trop s'éloigner des méthodes de provisionnement usuelles. Il est important de garder à l'esprit que par soucis de clarté, ces trois sections sont d'abord présentées uniquement dans le contexte des calculs bruts de réassurance. Les problématiques liées à la réassurance en sont totalement absentes, elle seront abordées spécifiquement dans la partie 2.5.

2.1 Calcul du *current estimate*

Cet indicateur représente l'estimation la plus juste de la somme des flux futurs actualisés liés aux contrats d'assurance. En assurance dommage, il s'apparente donc directement aux résultats obtenus avec les méthodes de provisionnement traditionnelles utilisant des triangles. Pour cet indicateur, on peut donc conserver les méthodes de provisionnements utilisées jusqu'alors pour IFRS 4. Il faut toutefois bien prendre en compte les subtilités suivantes :

- Le *current estimate* n'est pas une simple provision, c'est une estimation de l'ensemble des flux futurs. Il doit donc potentiellement agréger plusieurs flux de natures différentes, comme par exemple : les paiements, des primes non émises, des recours, des frais de gestion, etc. En soi, cette agrégation ne pose pas de réelle difficulté mais il faut toutefois être en mesure d'estimer les flux futurs pour l'ensemble des types de flux attendus puis les agréger.

Les flux futurs à prendre en compte sont ceux pour lesquels l'assureur ou l'assuré sont d'ores et déjà engagés, c'est à dire que l'assureur peut contraindre l'assuré à payer une prime ou encore que l'assureur a une obligation vraisemblable de payer des prestations.

La norme considère que les obligations assureur/assuré prennent fin à partir du moment où :

- l'assureur peut réévaluer les risques d'un assuré et modifier sa prime ou réajuster le niveau des garanties pour représenter ces risques
- les conditions suivantes sont vérifiées :
 - l'assureur peut réévaluer les risques au niveau du portefeuille de contrats et modifier les primes ou réévaluer le niveau des garanties pour représenter les risques de ce portefeuille ;

- la tarification avant la date de réévaluation des risques ne prend pas en compte les risques relatifs aux périodes postérieures à cette date.
- Du fait de l'actualisation des flux futurs, il est nécessaire d'estimer de manière raisonnablement fine à quel moment auront lieu les flux futurs. Selon la manière dont la compagnie d'assurance calcule ses provisions sous IFRS 4, cet aspect peut être une formalité ou bien nécessiter des travaux additionnels. Par exemple :
 - Si la provision retenue historiquement était calculée en utilisant un chain-ladder sur un triangle de règlements, alors l'écoulement des flux est directement déduit du calcul précédent. On peut alors procéder à l'actualisation des flux.
 - Si la provision retenue précédemment était calculée en utilisant un chain-ladder sur un triangle de charges, alors nous n'avons aucune information sur la manière dont s'écoule les flux. Pour obtenir une estimation de l'écoulement des flux tout en gardant un montant de provision de même valeur, on peut procéder comme suit :
 1. Appliquer une méthode de provisionnement sur un triangle de règlements
 2. En déduire les PD_i , pourcentage du coût total réglé après chaque période de développement
 3. Utiliser ces coefficients pour étaler la provision calculée initialement sur le triangle de charge.
 4. On peut alors procéder à l'actualisation des flux.

Il est vraisemblable dans la majorité des cas, les compagnies d'assurance vont choisir d'utiliser, pour IFRS 17, des méthodes de calcul héritées des méthodologies utilisées jusqu'alors pour IFRS 4. Cet aspect est explicité dans un paragraphe ci-après, mais c'est un point important qui justifie pourquoi définir les méthodologies IFRS 17 à partir de ce qui était fait pour IFRS 4.

De plus, comme précisé dans le chapitre 1.3.1, IFRS 17 demande de distinguer les provisions relatives aux services déjà rendus (*LFIC*) des provisions liées aux services non rendus (*LFRC*). Cette spécificité de la norme va devoir être gérée différemment en fonction du mode de calcul de la compagnie.

2.1.1 Distinction entre *LFIC* et *LFRC*

Prenons un petit exemple illustratif :

- Considérons une entité réalisant son provisionnement avec un triangle ayant une période d'origine annuelle.
- Soit un contrat souscrit au 1^{er} juillet N et ayant une couverture d'un an.
- Prenons pour hypothèse que ce contrat aura deux sinistres, l'un au 15 septembre N, l'autre au 15 février N+1. Les sinistres seront déclarés le lendemain mais les règlements relatifs à ces sinistres auront lieu les 15 et 30 mars.
- Lors de la clôture du 31 décembre N, les règlements à venir liés au premier sinistre doivent être considérés comme relevant de la *LFIC* et les règlements à venir liés au second sinistre doivent être considéré comme relevant de la *LFRC*.
- Toutefois, dans un triangle par année de souscription, ces flux sont totalement indissociables car dans la même cellule. Il va être nécessaire de distinguer dans le triangle complété, ce qui relève de la *LFIC* et ce qui relève de la *LFRC*.
- Dans un triangle par période d'accident, les flux du second sinistre seraient dans une autre ligne virtuellement située sous le triangle traditionnel.

Cet exemple montre que selon la nature du triangle, le calcul de la LFRC va prendre des aspects différents.

Triangles dont la période d'origine est la période d'accident ou période de reporting

De manière usuelle, l'estimation des flux futurs lors d'une clôture comptable se fait en projetant les informations connues à date pour chaque période d'origine donnée (projection réalisée en utilisant les tendances observées sur les périodes d'origine précédentes : méthodes de provisionnement utilisant des triangles).

Pour ces types de triangle, les données relatives aux périodes de couverture futures (*LFRC*) ne sont pas contenues dans le triangle mais dans des potentielles lignes qui seraient placées sous le triangle. Que ce soit pour l'*initial measurement* ou pour le *subsequent measurement*, la difficulté technique de cette estimation réside dans le fait que l'on ne peut donc pas utiliser les méthodes de provisionnement classiques (qui se basent sur des triangles qui déroulent une valeur initiale). L'actuaire va donc devoir se tourner vers d'autres méthodologies pour estimer la valeur actuelle probable des flux futurs.

Voici une proposition de méthodologie pour estimer le *current estimate*. Il s'agit de se baser sur l'exposition (montant de primes) qui, multiplié par un ratio de sinistres sur primes mesuré sur les données historiques, va produire une estimation globale des paiements à venir. Cette valeur peut alors être répartie dans le temps en utilisant des pourcentages de développements obtenus avec une méthode de provisionnement basée sur un triangle de paiements (comme un Chain-Ladder), chacun de ces montants peut alors être actualisé. Ceci se traduit par la formule suivante :

$$CE = PE \times \frac{S}{P} \times \sum_{i=1}^n \frac{PD_i - PD_{i-1}}{(1+r_i)^i} \quad (2.1)$$

avec :

PE : le montant de primes émises,

$\frac{S}{P}$: le ratio de sinistres sur primes,

PD_i : le pourcentage de la charge totale réglé en période i , estimé avec une méthode de provisionnement.

r : le taux d'intérêts.

Le terme $PE \times \frac{S}{P}$ permet d'estimer la charge de sinistre attendue par rapport à l'exposition et le terme $\sum_{i=1}^n \frac{PD_i - PD_{i-1}}{(1+r_i)^i}$ permet de déterminer le rythme de paiement et donc d'actualiser les flux.

Une autre possibilité est de remplacer dans la formule précédente le montant de $\frac{S}{P}$ issu des données historiques par un ratio de $\frac{S}{P}$ issu des études de tarification. Ceci peut être particulièrement utile en cas de modification des produits.

Triangles dont la période d'origine est la période de souscription

Avec ce type de triangle, il n'est pas possible de distinguer de manière directe les flux relatifs aux sinistres déjà survenus des flux relatifs aux sinistres à venir. Il est donc nécessaire de trouver

des règles de calcul pour identifier la part liée à la *LFIC* et la part liée à la *LFRC*.

Une méthode relativement rapide à mettre en place est de considérer pour chaque période d'origine, le pourcentage de primes non acquises par rapport aux primes émises et d'appliquer ce pourcentage aux flux futurs. Toutefois cette approximation est assez grossière car elle sous-entend qu'aucun versement n'a eu lieu pour les sinistres déjà survenus ce qui est rarement le cas, bien au contraire. Ainsi on peut affiner cette méthode en appliquant aux flux futurs un vecteur de pourcentages $Part_{LFRC}$. Ce vecteur peut alors être estimé par différentes méthodes, en voici quelques exemples :

- Pourcentages déterminés à partir de la différence entre la charge ultime et la charge estimée à date. Si on fait l'hypothèse que les provisions dossier/dossier sont relativement justes, pour chaque période d'origine i , la différence entre la charge ultime et la charge à date de clôture correspond alors à la charge des sinistres non survenus. On peut calculer le pourcentage de cette charge sur la provision totale. On a alors :

$$Part_i^{LFRC} = \frac{charge_i^{ultime} - charge_i^{cloture}}{provision_i} \quad (2.2)$$

- On peut aussi estimer ce pourcentage à partir du coût moyen et du déroulé du nombre de sinistres. Il s'agit de :
 - Compléter un triangle de nombre de sinistres pour obtenir le nombre de sinistres à l'ultime pour chaque période d'origine i (Nb_i^{ultime}) et le nombre de sinistres à date ($Nb_i^{courant}$).
 - Déterminer le coût moyen d'un sinistre à partir du ratio entre la charge ultime obtenue, par exemple, par projection d'un triangle de charge ou d'un triangle de règlements et le nombre de sinistres ultime.

$$Cout_i^{moyen} = \frac{charge_i^{ultime}}{Nb_i^{ultime}} \quad (2.3)$$

- On peut alors estimer la charge relative à la *LFIC* comme étant le produit du nombre de sinistres connus et du coût moyen

$$Charge_i^{LFIC} = Cout_i^{moyen} \times Nb_i^{courant} \quad (2.4)$$

et on déduit

$$Part_i^{LFRC} = \frac{charge_i^{ultime} - charge_i^{LFIC}}{provision_i} \quad (2.5)$$

L'avantage de cette méthode par rapport à la précédente est qu'elle ne préjuge pas de la qualité des provisions dossier/dossier, mais simplement d'une cohérence du coût moyen des sinistres dans le temps.

- Une dernière possibilité est simplement de considérer le pourcentage de primes non acquises et le ratio des sinistres sur prime pour estimer la charge relative à la *LFRC*

$$charge_i^{LFRC} = PNA_i \times \frac{charge_i^{ultime}}{P_i} \quad (2.6)$$

Il faut aussi remarquer que l'on peut aussi utiliser un ratio sinistres sur primes global, mesuré sur l'historique.

Puis de faire le ratio entre cette charge et les provisions pour en déduire le pourcentage recherché.

$$Part_i^{LFRC} = \frac{charge_i^{LFRC}}{provision_i} \quad (2.7)$$

Avec cette méthode on est relativement sûr d'estimer uniquement les flux liés à la *LFRC* et d'ignorer les flux liés aux sinistres déjà survenus mais non rapportés (les tardifs).

2.2 Calcul de l'ajustement pour risque

Comme rappelé dans le chapitre précédent, on distingue deux manières de déterminer l'ajustement pour risque : la méthode directe (par mesure sur une distribution) et la méthode indirecte (*Cost of capital*, pourcentage du *Current Estimate*, etc.).

Dans les deux cas, l'estimation de l'*equivalent confidence level* demandé par la norme IFRS 17 nécessite d'avoir une distribution du *Current Estimate* pour observer la VaR équivalente.

Nous allons donc nous intéresser aux différentes méthodes permettant d'obtenir cette distribution.

Deux types de distribution sont envisageables :

- Les distributions basées sur des simulations. Il s'agit des méthodes calculant un faisceau de projections en utilisant un modèle stochastique pour déterminer différentes trajectoires possibles.
- Les distributions paramétriques. Ces distributions sont basées sur une distribution usuelle (normale, lognormale, etc.) pour laquelle l'actuaire doit déterminer les paramètres afin de représenter au mieux les valeurs potentielles du *Current Estimate* et leur probabilité d'occurrence.

Détermination d'une distribution du *Current Estimate* en stochastique

En assurance dommage, l'utilisation de méthodes stochastiques pour estimer ses provisions est loin d'être une norme. Néanmoins il existe des méthodes de provisionnement stochastiques, telles que le bootstrap ou des méthodes bayésiennes, qui fournissent directement une distribution de la projection des flux futurs. Dans ce contexte la difficulté ajoutée par IFRS 17 surgit si l'on doit considérer l'agrégation de distributions de différentes natures de flux futurs pour construire le *Current Estimate*. En effet, l'agrégation des distributions doit prendre en compte la dépendance (corrélation) entre ces deux types de flux) afin de ne pas sur/sous estimer le risque agrégé.

Par exemple, si pour une garantie donnée, on projette indépendamment un triangle de règlement de sinistres et un triangle de recours avec des méthodes de bootstrap. On obtient donc deux distributions indépendantes mais on peut légitimement penser que le niveau des recours va fortement dépendre des règlements. Il convient donc de ré-ordonner les simulations avant agrégation simulation par simulation pour prendre en compte la corrélation entre ces deux distributions. Les algorithmes de ré-ordonnement des simulations se basent sur des corrélations de rang (correlation de Kendall ou de Spearman). Il est bon de savoir que la littérature nous donne des formules permettant de déterminer le tau de Kendall ou le Rho de Spearman à partir d'une matrice de corrélation gaussienne. Les méthodologies pour traiter des corrélations étant un sujet à part entière, elles ne seront pas développées ici.

En utilisant des méthodes de provisionnement stochastiques, que l'on utilise une méthode directe ou

indirecte, le niveau de risque équivalent peut être déterminé rapidement à partir de la distribution agrégée obtenue.

Dans le cas où une compagnie d'assurance utilisait historiquement une méthode de provisionnement déterministe mais qu'elle souhaiterait mettre en place une méthode de provisionnement stochastique pour le calcul de l'ajustement pour risque, il est tout à fait possible de combiner les deux méthodes pour, à la fois conserver la cohérence avec les résultats précédents et profiter des simulations. Il convient de faire converger la moyenne de la distribution obtenue avec une méthode stochastique vers le résultat de la méthode déterministe. Ceci peut se faire par application d'un coefficient à chacune des simulations (proportional fitting) ou par ajout d'un montant à chacune des simulations (additive fitting).

Détermination d'une distribution du *Current Estimate* en paramétrique

Pour déterminer une distribution paramétrique, il est nécessaire de :

- Choisir la distribution parmi les distributions usuelles. Il faut considérer que cette distribution sera vraisemblablement agrégée par la suite avec d'autres distributions (que ce soit du fait d'une agrégation avec une autre nature de flux ou du fait de la consolidation des segments). Ainsi il est recommandé d'utiliser une distribution ayant des caractéristiques permettant de faire le calcul des paramètres de la distribution agrégée. La distribution normale s'y prête bien mais même pour une distribution lognormale, l'agrégation du moment d'ordre pose des problèmes théoriques.
- Déterminer les paramètres de la distribution retenue, généralement la moyenne et l'écart-type. Si la moyenne est logiquement directement héritée du calcul du *Current Estimate*, déterminer l'écart-type nécessite des indicateurs dédiés. C'est cet aspect que nous allons développer dans la suite de ce paragraphe.

Pour déterminer l'écart-type de la distribution du *Current Estimate*, il nous faut déterminer l'écart-type de chacune des distributions qui la compose et les combiner. On peut remarquer que parmi les différents flux qui composent le *Current Estimate* (règlements, primes, frais, recours), on peut considérer que certains de ces flux ont une incertitude négligeable ou directement déterminée par un autre flux (par exemple, cas des frais mesurés comme un pourcentage des règlements). On peut donc directement ignorer ces flux pour le calcul de l'écart-type. Pour chacun du ou des autres flux, on va estimer l'écart-type des flux futurs puis les agréger en utilisant une structure de dépendance. Dans le cadre de ces travaux, on considère que chacun des flux suit une distribution normale car la combinaison de distributions paramétriques autres que des lois normales est d'une complexité théorique certaine que nous n'aborderons pas ici. Bien entendu, considérer que la distribution du *current estimate* est une loi normale peut-être assez éloigné de la réalité et mener à une sous estimation du risque. En effet, les distributions de sinistralité sont généralement loin d'être symétriques avec une forte propension à s'étaler vers les grandes valeurs, ce qui pour un niveau de risque donné a une forte incidence.

Les outils de provisionnement utilisés traditionnellement en assurance dommage n'offrent pas un panel méthodologique très large pour estimer l'écart-type des flux futurs.

- La méthode Mack permet d'estimer l'écart-type des valeurs ultimes du triangle inférieur complété par Chain-ladder. Ainsi en utilisant un chain-ladder sur règlements et en appliquant la formule de Mack, on obtient l'écart-type des paiements futurs cumulés pour chaque période d'origine ainsi que pour la somme des paiements futurs (qui est différent de la somme des écart-types par période d'origine du fait d'un effet de diversification).
- L'utilisation de méthodes de provisionnement stochastiques, telles que le bootstrap ou des méthodes bayésiennes, permettent d'obtenir une distribution du triangle inférieur complété et donc de mesurer directement l'écart-type au global et pour chaque période d'origine. Toutefois dans ce cas de figure, il serait assez peu logique d'utiliser les paramètres d'une distribution simulée dans une distribution paramétrique (hypothèse sur la forme de la distribution) alors que l'on dispose de la distribution d'origine.

Une fois l'écart-type estimé pour chacun des flux composant le *Current Estimate*, on peut les agréger en utilisant une matrice de corrélation pour obtenir l'écart-type du *Current Estimate*. La formule est la suivante :

$$\sigma_{aggregated}^2 = (\sqrt{\sigma_1^2}, \sqrt{\sigma_2^2}, \dots, \sqrt{\sigma_n^2}) \cdot \rho \cdot (\sqrt{\sigma_1^2}, \sqrt{\sigma_2^2}, \dots, \sqrt{\sigma_n^2})^t \quad (2.8)$$

Avec ρ la matrice de corrélation linéaire entre les différents flux i .

A noter que disposer des écart-types par période d'origine pour chaque flux permet, en appliquant cette même formule pour chacune des périodes d'origine, d'obtenir l'écart-type du *Current Estimate* par période d'origine. Cette information est précieuse car elle pourra servir de clé de ré-allocation pour déterminer l'ajustement pour risque par groupe de contrat. En effet, les groupes de contrat vont se rapporter en général à un nombre restreint de périodes d'origine. Ainsi une première ré-allocation de l'ajustement pour risque au périodes d'origine permettra d'être un peu plus précis.

Que ce soit pour une distribution paramétrique ou une distribution basée sur des simulations, nous avons présenté des méthodes (bootstrap, Mack, etc.) permettant d'estimer la distribution des flux futurs relatifs aux périodes d'origine (méthodes basées sur des triangles). Toutefois, comme pour le calcul du *current estimate*, on va retrouver exactement les mêmes problématiques pour déterminer l'ajustement pour risque relatif à la LFRC :

- Lorsque l'on travaille avec des périodes d'origine déterminées sur la date de souscription, la LFRC et la LFIC sont incluses dans le triangle complété. On peut alors utiliser le même vecteur de pourcentage $Part_{LFRC}$ que celui calculé au paragraphe 2.1.1 pour déterminer, pour chaque période d'origine, l'ajustement pour risque relatif à la LFRC et l'ajustement pour risque relatif à la LFIC.
- Lorsque l'on travaille avec des périodes d'origine déterminées sur la date d'accident, la LFRC n'est pas incluse dans le triangle, il est donc nécessaire d'appliquer des méthodes d'une autre nature pour estimer l'ajustement pour risque relatif à la LFRC.

Estimation de l'ajustement pour risque pour la LFRC avec des périodes d'origine par accident

Dans l'absolu, l'ajustement pour risque peut être un montant déterminé selon n'importe quelle méthodologie. Un pourcentage du *CE*, utilisation d'une méthode de coût du capital, etc. En effet la norme IFRS 17 ne donne aucune contrainte pour estimer le *RA*, néanmoins elle demande de publier ce qu'elle appelle le niveau de confiance équivalent. Il s'agit du niveau de Value-at-Risk qui, appliqué à la distribution des flux futurs, donnera le montant de *RA*.

Comme pour la partie relative à la LFIC, pour obtenir une distribution du *CE* relative à la LFIC, deux familles de méthodologies sont possibles :

- Les méthodologies basées sur des simulations.
 - Voici une proposition de méthode simulée.
 1. Il s'agit de réaliser des tirages aléatoires du ratio de $\frac{S}{P}$ de chaque période d'origine future en calibrant ses tirages sur les ratios observés historiquement.
 2. On peut alors, comme pour le calcul du *current estimate*, utiliser le cadencement des paiements observé sur les périodes passées pour actualiser les flux.
 3. On obtient alors une distribution du *current estimate* sur laquelle on peut aisément déterminer le niveau de confiance équivalent.
 4. Il bien considérer que lorsque l'on simule les S/P de chaque période d'origine, il convient de prendre en compte la dépendance entre les différentes périodes d'origines (aussi bien les périodes passées que les périodes futures). Une telle méthode a d'ailleurs été intégrée dans notre progiciel de provisionnement addactis® IBNRS®.
 - L'avantage de ces méthodes est que l'on obtient un ensemble de trajectoires pour lesquelles on pourra par la suite appliquer, pour chaque trajectoire, les traités de réassurance et ainsi obtenir une distribution des flux cédés sans difficulté majeure.
 - Le désavantage de ces méthodes réside dans le calibrage de l'aléa et le besoin accru en ressources de calcul.
- Les méthodologies basées sur des distributions paramétriques.
 - Il s'agit ici de déterminer une distribution théorique et ses paramètres pour déterminer la distribution du *Current Estimate*. Par exemple, on peut considérer que cette distribution est équivalente à une loi normale ou lognormale dont il convient de déterminer la moyenne et l'écart-type. La moyenne est généralement directement égale au montant de *Current Estimate* et l'écart type doit être estimé par une méthode statistique.
 - L'avantage de ces méthodes est que l'on peut déterminer un niveau de confiance équivalent sans trop de calculs à partir du moment où l'on a à la fois la distribution usuelle et ses paramètres.
 - Les désavantages de ces méthodes résident dans les difficultés mathématiques inhérentes à l'utilisation de la distribution dans la suite des calculs notamment pour déterminer l'ajustement pour risque des flux cédés afférents (surtout en cas de traités non proportionnels) et pour agréger des distributions usuelles. En effet, en dehors de l'agrégation de lois normales, l'agrégation théorique de lois usuelles est très compliquée voire impossible et l'on s'en remet bien souvent à des simplifications parfois assez grossières.

2.3 Granularité des calculs

Nous avons détaillé les calculs nécessaires pour obtenir le *Current Estimate* et l'ajustement pour risque pour la maille de calcul utilisée traditionnellement par l'assureur pour la projection de ces flux en utilisant des triangles. Généralement cela correspond à une maille produit, néanmoins, IFRS 17 nous impose désormais de produire des résultats à la maille groupe de contrats. Pour rappel, les contrats du groupe doivent :

- avoir été souscrits sur une période d'un an maximum ;
- correspondre à des garanties similaires ;
- avoir le même statut de profitabilité, à savoir :
 - être profitable
 - être onéreux
 - être profitable mais susceptible de devenir onéreux.

Si en assurance vie on peut tout à fait calculer les flux futurs police par police et donc ensuite agréger les résultats des différentes polices d'un groupe de contrat pour obtenir les résultats d'un groupe, cette démarche n'est pas tellement transposable à l'assurance dommage. En effet, compte tenu du caractère aléatoire de la sinistralité et des règlements, inhérents à la nature des garanties en assurance dommage, les méthodes d'estimation des flux futurs demandent de travailler sur des agrégats.

De par sa nature, un agrégat équivalent au groupe de contrat ne permet pas d'assurer une suffisance d'informations dans chaque groupe pour avoir des statistiques représentatives. De plus changer la granularité des calculs ne permettrait pas de conserver la cohérence entre les résultats IFRS 4 / Local GAAP et IFRS 17.

Par conséquent, la meilleure solution est vraisemblablement de conserver la granularité actuelle pour les calculs de projection et d'incertitude, puis de réallouer les résultats à chacun des groupes de contrat. Cette procédure est d'autant plus pertinente que, pour profiter des effets de diversification entre les différents produits, il est de toutes façons nécessaire d'agréger l'ajustement pour risque jusqu'au plus haut niveau en prenant en compte les structures de dépendance, puis de réallouer l'ajustement pour risque consolidé (qui profite des effets de diversification) jusqu'aux groupes de contrats. Ceci implique donc quoi qu'il en soit de mettre en place des méthodes de réallocation.

Pour réaliser la réallocation des résultats de la projection d'un triangle aux groupes de contrats, l'idée est simplement de faire le produit matriciel entre une matrice d'allocation et le triangle complété. La matrice de corrélation se doit de présenter le pourcentage de résultat de chaque période d'origine à allouer à chaque groupe de contrats. La somme d'une colonne doit donc être égale à 100% .

La matrice de réallocation aura donc l'aspect suivant (les valeurs sont tout à fait arbitraires) :

$$A = \begin{matrix} & OP_1 & OP_2 & OP_3 & OP_4 & OP_5 \\ \begin{matrix} GoC_1 \\ GoC_2 \\ GoC_3 \\ GoC_4 \\ GoC_5 \\ GoC_6 \\ GoC_7 \end{matrix} & \begin{pmatrix} 60\% & 30\% & 0 & 0 & 0 \\ 40\% & 50\% & 25\% & 0 & 0 \\ 0 & 20\% & 35\% & 50\% & 0 \\ 0 & 0 & 20\% & 30\% & 25\% \\ 0 & 0 & 20\% & 10\% & 25\% \\ 0 & 0 & 0 & 10\% & 25\% \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 25\% \end{pmatrix} \end{matrix} \quad (2.9)$$

Avec OP_i la période d'origine i et GoC_i le groupe de contrats i .

Pour rappel, la matrice des flux futurs (triangle complété) peut se présenter ainsi :

$$F = \begin{matrix} & CP_1 & CP_2 & CP_3 & CP_4 & CP_5 & CP_6 \\ \begin{matrix} OP_1 \\ OP_2 \\ OP_3 \\ OP_4 \\ OP_5 \end{matrix} & \begin{pmatrix} 1000 & 500 & & & & \\ 2000 & 1000 & 500 & & & \\ 3000 & 2000 & 1000 & 500 & & \\ 4000 & 3000 & 2000 & 1000 & 500 & \\ 5000 & 4000 & 3000 & 2000 & 1000 & 500 \end{pmatrix} \end{matrix} \quad (2.10)$$

avec CP_i la période calendaire i du flux.

Ainsi la multiplication de F par A va directement nous donner les flux futurs par groupe de contrats, dans notre exemple, on obtiendra :

$$A \times F = \begin{matrix} & CP_1 & CP_2 & CP_3 & CP_4 & CP_5 & CP_6 \\ \begin{matrix} GoC_1 \\ GoC_2 \\ GoC_3 \\ GoC_4 \\ GoC_5 \\ GoC_6 \\ GoC_7 \end{matrix} & \begin{pmatrix} 1200 & 600 & 150 & 0 & 0 & 0 \\ 2150 & 1200 & 500 & 125 & 0 & 0 \\ 2650 & 1800 & 1050 & 475 & 150 & 0 \\ 3850 & 2900 & 1950 & 1100 & 500 & 125 \\ 2250 & 1700 & 1150 & 700 & 300 & 125 \\ 1650 & 1300 & 950 & 600 & 300 & 125 \\ 1250 & 1000 & 750 & 500 & 250 & 125 \end{pmatrix} \end{matrix} \quad (2.11)$$

La question qui subsiste reste de savoir comment produire la matrice d'allocation. Sachant qu'une période d'origine peut être relative à plusieurs groupes de contrats et qu'un groupe de contrat peut avoir des règlements dans plusieurs périodes d'origines, quelles sont les informations disponibles permettant de déterminer la matrice d'allocation.

Voici plusieurs propositions de méthodes pour estimer cette matrice d'allocation :

- **A partir de la charge des sinistres individuels.** En partant des données de sinistres individuels, on peut, en parallèle de la création des triangles, agréger le montant de provision dossier/dossier des sinistres par groupe de contrats et par période d'origine. On obtient alors un tableau à double entrée avec la charge relative au couple $GoC \times$ origine period. En normalisant ces montants pour chaque période d'origine on obtient les pourcentages attendus. Cette méthode a l'avantage d'être particulièrement précise pour toutes les périodes d'origines passées mais elle ne donne aucune information sur les périodes d'origines futures et nécessite de manipuler les données de sinistres individuelles.
- **A partir des polices individuelles et de l'exposition.** En partant des données de polices individuelles et sur la même mécanique que l'agrégation des données de sinistre pour la création des triangles, on peut agréger les montants de primes acquises par période d'origine et par groupe de contrat. Ceci nous donnera une information très précise sur l'exposition des groupes de contrat par période d'origine. Il suffit alors de normaliser les montants de chaque période d'origine pour obtenir les pourcentages attendus. Cette méthode permet une estimation des plus précises de la distribution des flux à venir, notamment sur les périodes d'origine pour lesquelles on ne dispose que de peu d'informations (période en cours, périodes futures) mais elle nécessite de manipuler les données de police individuelles.
- **Utiliser une cadence d'acquisition des primes.** Si on ne dispose pas des données individuelles (ou du recoupement police/sinistres) alors on peut estimer l'exposition de manière un peu moins fine en utilisant une cadence d'acquisition des primes par période d'origine et le montant de primes total de chacun des groupes des contrats. Il convient d'étaler la prime globale de chaque groupe de contrat à partir de sa date de prise d'effet (*inception date*) et en utilisant la cadence d'acquisition. On obtient alors une exposition par groupe de contrats et par période d'origine que l'on peut transformer en matrice d'allocation par une normalisation sur chacune des périodes d'origine. Voici un exemple :

$$\begin{array}{c} \text{primes} \\ \begin{matrix} GoC_1 \\ GoC_2 \\ GoC_3 \\ GoC_4 \\ GoC_5 \\ GoC_6 \\ GoC_7 \end{matrix} \end{array} \begin{pmatrix} 1000 \\ 5000 \\ 3000 \\ 10000 \\ 2000 \\ 3000 \\ 6000 \end{pmatrix} \cdot \begin{array}{c} OP_1 \quad OP_2 \quad OP_3 \quad OP_4 \quad OP_5 \\ \begin{pmatrix} 60\% & 30\% & 10\% & 0 & 0 \\ 60\% & 30\% & 10\% & 0 & 0 \\ 0 & 60\% & 30\% & 10\% & 0 \\ 0 & 60\% & 30\% & 10\% & 0 \\ 0 & 0 & 60\% & 30\% & 10\% \\ 0 & 0 & 60\% & 30\% & 10\% \\ 0 & 0 & 60\% & 30\% & 10\% \end{pmatrix} \end{array} = \begin{array}{c} OP_1 \quad OP_2 \quad OP_3 \quad OP_4 \quad OP_5 \\ \begin{pmatrix} 600 & 300 & 100 & 0 & 0 \\ 3000 & 1500 & 500 & 0 & 0 \\ 0 & 1800 & 900 & 300 & 0 \\ 0 & 6000 & 3000 & 1000 & 0 \\ 0 & 0 & 1200 & 600 & 200 \\ 0 & 0 & 1800 & 900 & 300 \\ 0 & 0 & 3600 & 1800 & 600 \end{pmatrix} \end{array} \quad (2.12)$$

On en déduit la matrice de réallocation suivante après normalisation :

$$\begin{array}{c} OP_1 \quad OP_2 \quad OP_3 \quad OP_4 \quad OP_5 \\ \begin{matrix} GoC_1 \\ GoC_2 \\ GoC_3 \\ GoC_4 \\ GoC_5 \\ GoC_6 \\ GoC_7 \end{matrix} \end{array} \begin{pmatrix} 17\% & 3\% & 1\% & 0\% & 0\% \\ 83\% & 16\% & 5\% & 0\% & 0\% \\ 0\% & 19\% & 8\% & 7\% & 0\% \\ 0\% & 63\% & 27\% & 22\% & 0\% \\ 0\% & 0\% & 11\% & 13\% & 18\% \\ 0\% & 0\% & 16\% & 20\% & 27\% \\ 0\% & 0\% & 32\% & 39\% & 55\% \end{pmatrix} \quad (2.13)$$

Bien que moins précise et difficilement applicable dans le cas de groupes formés de manière hétérogène, cette méthode permet d'obtenir une matrice d'allocation sans manipuler les données d'origine.

A noter que, plus encore que la matrice d'allocation, l'objectif est d'avoir un vecteur de réallocation pour chaque période d'origine. Ainsi on peut créer une matrice de réallocation comme combinaison des vecteurs issus des méthodes décrites ci-dessus. On peut alors dans l'idéal utiliser les vecteurs issus de la charge sinistre individuelle pour les périodes passées et les vecteurs issus de l'exposition pour les périodes à venir. Nécessité de ré-allouer les résultats par groupes de contrats, donc de trouver des clés de ré-allocation pertinentes selon les indicateurs.

2.4 Consolidation des résultats

La consolidation des résultats de différents segments est un sujet non négligeable dans le processus de production des indicateurs IFRS 17. En effet, pour un niveau de consolidation donné, si le *current estimate* ne présente pas d'enjeux particulier, l'ajustement pour risque va concentrer des effets plus intéressants.

Consolidation des Current Estimate

Etant une moyenne (voire un objet purement déterministe), le *current estimate* de la somme est parfaitement équivalent à la somme des *current estimate* des différents segments. On peut donc additionner sans aucune contrainte le *current estimate* de différents groupes de contrats ou de plusieurs segments pour obtenir le montant de *current estimate* consolidé.

Ajustement pour risque à un niveau consolidé

Les différents segments consolidés ne sont généralement pas totalement dépendants. Dit autrement, ce n'est pas parce qu'un segment à une sinistralité plus forte que prévue que les autres segments vont aussi avoir une sinistralité plus importante ou, tout de moins, vraisemblablement pas dans la même mesure. Mathématiquement, ceci se traduit par le fait que les segments ne sont pas 100% corrélés, et donc que l'ajustement pour risque de la somme des segments est vraisemblablement inférieur à la somme des ajustements pour risque des segments. C'est un effet de diversification qui permet donc de minimiser l'ajustement pour risque.

Afin de rendre compte de cet effet et de conserver une cohérence entre les résultats des groupes de contrats, des segments et des niveaux consolidés supérieurs, il est donc nécessaire de :

- Calculer l'ajustement pour risque jusqu'au niveau de consolidation le plus élevé en prenant en compte les dépendances (corrélations) entre les noeuds consolidés ;
- Ré-allouer cet ajustement pour risque niveau après niveau jusqu'aux groupes de contrats.

De fait, on ne dispose d'aucune théorie mathématique pour agréger directement les ajustements pour risque déterminés au sous-niveaux en prenant en compte les structures de dépendances.

De plus, ceci ne permettrait pas d'obtenir le niveau de risque équivalent. Ainsi, pour calculer l'ajustement pour risque d'un niveau consolidé, il convient de disposer de la distribution du *current estimate* consolidé, distribution qui est obtenue par agrégation des distributions des sous-niveaux tout en tenant compte des corrélations. Selon le type de distributions manipulées, l'agrégation peut être faite de différentes manières :

- Dans le cas d'une distribution basée sur des simulations, il n'est pas question de modifier les valeurs obtenues précédemment, on va simplement réordonner les simulations obtenues dans les sous-niveaux de manière à respecter au mieux la corrélation attendue. Il convient alors d'agréger les résultats simulation par simulation pour obtenir alors la distribution consolidée.

Dans cette optique, nous avons implémenté un algorithme de ré-ordonnement des simulations qui fonctionnent ainsi :

- L'algorithme prend en entrée une matrice de corrélation de rang (correlation de Kendall ou de Spearman) de dimension n (n étant le nombre de niveaux à agréger) et x le nombre de simulations.
- Il détermine la matrice de corrélation linéaire gaussienne. La littérature nous donne des formules permettant de déterminer le tau de Kendall ou le Rho de Spearman à partir d'une matrice de corrélation gaussienne et vice-versa.
- Pour chacune des simulations, il réalise des tirages aléatoires de n variables aléatoires suivant des lois uniformes et corrélées selon la matrice de corrélation gaussienne déterminée précédemment. On obtient alors n vecteurs de x simulations, les vecteurs étant corrélés entre eux.
- Il attribue, à chaque simulation, son classement au sein du vecteur (le classement est déterminée par tri des valeurs).
- Ceci nous donne alors les permutations à réaliser sur les simulations des flux futurs.

Encore une fois, l'un des avantages des méthodes simulées est qu'il n'est pas nécessaire de se soucier des distributions sous-jacentes pour agréger les distributions. Elles sont un peu plus gourmandes en nombre d'opérations mais posent moins de soucis théoriques.

- Dans le cas de distributions paramétriques, on va déterminer les paramètres de la distribution agrégée en utilisant les formules suivantes pour la moyenne :

$$\mu_{conso} = \sum_i \mu_i \quad (2.14)$$

Et pour l'écart-type :

$$\sigma_{conso}^2 = (\sqrt{\sigma_1^2}, \sqrt{\sigma_2^2}, \dots, \sqrt{\sigma_n^2}) \cdot \rho \cdot (\sqrt{\sigma_1^2}, \sqrt{\sigma_2^2}, \dots, \sqrt{\sigma_n^2})^t \quad (2.15)$$

avec ρ la matrice de corrélation entre les sous-niveaux i .

Toutefois ceci n'a de sens mathématique que si l'on considère que les distributions suivent des lois normales, en dehors de ce cas on ne sait pas agréger les distributions sans simulations.

Une fois que l'on a obtenu la distribution consolidée on peut aisément mesurer l'ajustement pour risque et/ou le niveau de risque équivalent de la même manière que décrit précédemment. Cet ajustement pour risque consolidé peut alors être ré-alloué aux sous-niveaux jusqu'aux groupes de contrats en utilisant une méthode proportionnelle ou une autre méthode. La clé de ré-allocation utilisée peut être, au choix pour chaque sous-niveau : l'ajustement pour risque, l'écart-type, le *Current Estimate*, etc.

2.5 Calculs des CF cédés

Comme abordé précédemment, IFRS 17 requiert de produire des comptes techniques basés sur les flux futurs bruts de réassurance mais aussi de présenter les mêmes indicateurs dédiés aux flux futurs liés aux cessions de réassurance. Jusqu'alors nous avons détaillé les concepts et les méthodologies en considérant uniquement les indicateurs bruts de réassurance et donc en ignorant totalement la problématique des cessions de réassurance. Cette section a pour but de reprendre ces concepts en détaillant la manière de les appréhender pour les cessions de réassurance.

2.5.1 Current Estimate des flux de cessions

Du point de vue d'une compagnie d'assurance (ou de réassurance) l'information la plus importante lorsque l'on considère la réassurance est la position nette de réassurance. En effet, c'est l'information qui correspond aux flux et risques qui restent à la charge de la compagnie. Ainsi, traditionnellement, lorsque la compagnie estime l'impact de la réassurance, elle se concentre sur la position nette après application de l'ensemble de ses traités. Les cessions sont généralement considérées au global comme la différence entre le brut et le net de réassurance.

Cependant, IFRS 17 requiert de communiquer les indicateurs techniques des cessions de réassurance et impose les mêmes contraintes de granularité, à savoir de produire ces indicateurs par groupes de contrats. Ceci implique que l'on ne peut considérer uniquement la position nette finale (après application de l'ensemble des traités), il faut, lors des calculs, conserver les cessions relatives à chaque traité (ou à minima pour chaque groupe de contrats de réassurance).

Pour estimer les flux de cession à venir, il convient à première vue de simplement appliquer les différents traités aux flux bruts de réassurance calculés précédemment. Toutefois, à la réflexion, ce calcul va s'avérer un peu plus subtil que l'on pourrait le penser à première vue.

Nécessité d'avoir des flux

Comme pour les flux bruts, la norme IFRS 17 demande de travailler sur les flux de cession et non pas simplement sur la cession à l'ultime. Il va donc être nécessaire d'estimer les flux cédés pour chaque période future et donc d'appliquer les traités de réassurance pour chaque période de développement en prenant en compte les flux cumulés à date.

Granularité des flux bruts

Comme discuté précédemment, la projection des flux futurs bruts de réassurance est généralement faite en utilisant des triangles. Les triangles sont des agrégats qui, au choix de l'utilisateur, vont présenter une information par date de souscription, date d'accident, ou date de reporting.

Les difficultés d'application des traités de réassurance liées aux triangles sont de deux ordres :

- Le fait que les données brutes de réassurance soient agrégées. On ne peut alors pas appliquer de traités individuels ou de traités facultatifs. Ceci implique que appliquer des traités individuels à des sinistres larges sans faire d'approximation proportionnelle, il vaut mieux projeter ces sinistres de manière individuelle que dans des triangles dédiés. Quitte à considérer des triangles ou pseudo triangles pour déterminer des hypothèses de projection et à les appliquer à chacun des sinistres.
- L'identification des flux futurs couverts par un traité donné. En effet, la maille de la donnée brute de réassurance peut être incohérente avec la maille d'application du traité. Par exemple, prenons le cas de polices d'assurance annuelle pouvant être souscrites en cours d'année, d'une projection des règlements avec un triangle par année de souscription et d'un traité s'appliquant sur les accidents de l'année N . Alors ce traité va s'appliquer :
 - Aux sinistres ayant une date de début de contrat au cours de l'année $N-1$ et ayant donc une exposition sur l'année N pendant laquelle un sinistre, au moins, a eu lieu. Ces sinistres sont dans la ligne correspondant à l'année de souscription $N-1$.
 - Aux sinistres ayant une date de début de contrat au cours de l'année N et ayant eu un sinistre au cours de l'année N . Ces sinistres sont dans la ligne correspondant à l'année de souscription N .

Cependant, il est relativement évident que :

- les sinistres agrégés dans la ligne correspondant à l'année de souscription $N-1$ ne sont pas tous couverts par ce traité de réassurance. En effet, parmi les sinistres des polices souscrites en $N-1$, certains sont intervenus en $N-1$.
- les sinistres agrégés dans la ligne correspondant à l'année de souscription N ne sont pas tous couverts par ce traité de réassurance. En effet, parmi les sinistres des polices souscrites en N , certains vont intervenir en $N+1$.

Ainsi pour chaque période de souscription N , l'actuaire devra déterminer la proportion de sinistres ayant lieu sur chacune des périodes $N, N+1, N+2, \dots$. On peut tout à fait transposer cet exemple à un triangle par date d'accident et des traités couvrant les polices en fonction de leur date de souscription.

Pour conclure, lorsque la périodicité de construction des triangles et les périodes d'application des traités sont incohérentes, afin de pouvoir appliquer les traités de réassurance aux flux futurs, l'utilisateur devra déterminer des clés d'allocation des flux d'une période donnée aux périodes de couvertures. Ces coefficients sont généralement simplement déterminés proportionnellement à la période d'exposition. Ceci permettant d'avoir une correspondance entre période de souscription et période d'accident. De plus, l'application des traités de réassurance devra se faire sur les règlements de chaque période de développement afin de déterminer au mieux les flux de cession.

Par ailleurs, en cas d'application de traités non proportionnels la complexité est d'autant plus forte que l'espérance du flux cédé n'est pas égal à la cession obtenue simplement par application du traité au flux moyen brut.

Prenons l'exemple d'un traité *Stop Loss* couvrant les pertes lorsque le ratio S/P est entre d

et l . Considérons que le ratio $\frac{S}{P}$ correspondant au flux brut moyen est inférieur à d . Alors, si l'on applique le traité au flux brut moyen (soit le *Current Estimate*), on obtient une cession nulle. Pour autant l'espérance des flux cédés n'est vraisemblablement pas nulle dès lors que $\mathbb{P}(\frac{S}{P} > d) > 0$ (dans le cas contraire, le traité n'est pas du tout intéressant pour la cédante).

Ainsi, dans le cas de traités non proportionnels, on est obligé de considérer l'écart-type du *Current Estimate* pour pouvoir déterminer précisément l'espérance des cessions. Dans l'exemple précédent, on obtient* :

$$\mathbb{E}(Z) = \sigma \cdot \varphi\left(\frac{d - \mu}{\sigma}\right) - (d - \mu) \left[1 - \phi\left(\frac{(d - \mu)}{\sigma}\right)\right] - \quad (2.16)$$

avec : φ la fonction de densité ;

ϕ la fonction de distribution de la loi normale ;

μ la moyenne de la distribution du ratio *fracSP* ;

σ l'écart-type de la distribution du ratio *fracSP* ;

d le montant de ratio *fracSP* à partir duquel le traité s'active ;

Dans le cas d'un traité Quota-Share, l'espérance des cessions est naturellement déterminée par application du taux de cession aux flux concernés.

2.5.2 Calcul de l'ajustement pour risque pour les cessions

La compagnie d'assurance va aussi être amenée à déterminer l'ajustement pour risque des flux de réassurance. On peut imaginer de déterminer l'ajustement pour risque d'un groupe de contrat de traités en se basant directement sur l'ajustement pour risque des flux brut de réassurance. Par exemple, en utilisant le ratio $\frac{CE_{gross}}{CE_{ceded}}$ du groupe de contrats de traités. Toutefois c'est une méthode un peu trop simpliste dès que l'on considère des traités non proportionnels. Par exemple, dans le cas de traité stop-loss, les cessions vont intervenir sur une partie bien définie de la distribution et la distribution des cessions va du coup avoir une forme bien différente. Nous allons ci-après décrire une méthode qui semble plus adéquat.

Comme pour les flux bruts, l'idée générale est de déterminer une distribution du *current estimate* des flux cédés afin de mesurer l'ajustement pour risque et/ou le niveau de risque équivalent. Dans le cas des flux de cession l'incertitude n'est pas portée par les traités mais héritée des flux bruts de réassurance. On va donc s'appuyer sur la distribution du *current estimate* brut de réassurance déterminée précédemment pour obtenir la distribution des flux cédés.

Distribution basée sur des simulations

Dans le cas où la distribution du *current estimate* brut de réassurance a été obtenue avec des simulations, il suffit d'appliquer les différents traités à chacune des simulations en respectant les mêmes règles et contraintes que lors du calcul du *current estimate* des cessions de réassurance. C'est une démarche qui nécessite un assez grand nombre d'opérations mais rien d'insurmontable compte tenu des machines à disposition actuellement. Il convient ensuite, pour chaque simulation,

*. M. Denuit & Al., Modern Actuarial Risk Theory [3.10 Stop-loss insurance and approximations]

d'agréger les cessions des traités d'un même groupe. On obtient alors une distribution des flux cédés du groupe de traités, sans approximations supplémentaires (autres que celles faites pour les projections brutes de réassurance) qui plus est parfaitement cohérente avec les données brutes. On peut alors, si nécessaire, déterminer un ajustement pour risque pour un groupe de traités de réassurance.

Dans le cas où l'on considère des traités de réassurance couvrant simultanément plusieurs triangles, on va appliquer la même méthodologie en considérant les flux bruts de réassurance agrégés (ou nets des traités appliqués précédemment). Voir le chapitre 2.4 pour les méthodologies d'agrégation des flux bruts (ou nets des traités appliqués précédemment).

En agrégeant, simulation par simulation, les cessions pour l'ensemble des traités et l'ensemble des triangles consolidés, on obtient une distribution de l'ensemble des flux cédés permettant de mesurer l'ajustement pour risque et le niveau de confiance équivalent au niveau consolidé pour profiter ainsi d'éventuels effets de diversification. On peut alors réallouer proportionnellement (ou selon une autre méthode de ré-allocation) cet ajustement pour risque à chacun des groupes de traités en utilisant comme clé l'ajustement pour risque calculé pour chacun des groupes avant consolidation.

Distribution paramétrique

Dans le cas où la distribution du *current estimate* brut de réassurance a été obtenue avec une loi paramétrique, l'écart-type des cessions doit être déterminé à partir de l'écart-type de la distribution brute à laquelle est appliqué le traité. La formule à appliquer va alors dépendre du type de traité et des clauses potentielles. Voici quelques exemples de formules :

- Pour un traité Quota-Share, l'écart-type des cessions est directement déduit de l'écart-type de la distribution brute par application du pourcentage de cession.

$$\sigma_{ceded} = \sigma_{gross} \cdot r_{QS} \quad (2.17)$$

- Pour un traité Stop-Loss, l'écart-type des cessions peut être déduit de la distribution brute par application de la formule suivante :

$$(Sd(Z))^2 = Var(Z) \quad (2.18)$$

Avec :

$$\begin{aligned} Var(Z) = & \sigma^2(d - \mu)f_{\mu,\sigma}(d) + \left(\sigma^2 + (\mu - d)^2\right) \left(1 - \phi\left(\frac{d - \mu}{\sigma}\right)\right) \\ & + 2\sigma(\mu - d)\varphi\left(\frac{d - \mu}{\sigma}\right) - \sigma \cdot \varphi\left(\frac{d - \mu}{\sigma}\right) - (d - \mu) \left[1 - \phi\left(\frac{d - \mu}{\sigma}\right)\right] \end{aligned} \quad (2.19)$$

avec :

φ la fonction de densité ;

ϕ la fonction de distribution de la loi normale ;

μ la moyenne de la distribution du ratio *fracSP* ;

σ l'écart-type de la distribution du ratio *fracSP* ;

d le montant de ratio *fracSP* à partir duquel le traité s'active ;

La démonstration de cette formule est présentée en annexe.

Chapitre 3

Application à une garantie ”incendie”

3.1 Description des données

Les données utilisées pour cette application numérique sont des données réelles anonymisées. Il s’agit des données relatives à un incendie pour des bâtiments. Nous disposons des données individuelles de paiements et de charge sur un historique de 18 ans. L’anonymisation des chiffres a été réalisée par application d’un coefficient d’échelle et d’un bruit blanc gaussien. Pour cet exemple nous avons considéré que les provisions étaient historiquement calculées par un chain-ladder sur la charge, avec des triangles construits sur la base de la date d’accident. On a donc une provision IFRS 4 pour sinistres à payer donnée par la formule suivante :

$$PSAP^{IFRS4} = \sum_i \left(Charge_i^{ultime} - Reglements_i \right) \quad (3.1)$$

avec i allant de la première à la dernière période d’origine.

On en déduit les pourcentages de règlements par période suivants :

Période	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
% Dev	61,74%	32,92%	3,77%	1,76%	-0,18%	0,04%	0,01%	-0,04%	-0,01%	0,00%	-0,01%	0,00%
% Cum.	61,74%	94,66%	98,42%	100,18%	100,00%	100,04%	100,06%	100,02%	100,01%	100,01%	100,00%	100,00%

On remarque que l'inclusion des recours dans les paiements crée des coefficients de passage inférieurs à 1. Dans l'absolu, ces coefficients ont un impact relativement faible sur les valeurs finales. Néanmoins, comme nous allons le voir, lors de l'étalement de la provision ceux-ci vont avoir des effets décuplés par la normalisation.

En appliquant ces cadences de règlements à la provision, on obtient alors les flux suivants :

Période	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	Total
2006	-11	0	0	0	0	0							-11
2007	-94	-8	0	0	0	0	0						-102
2008	-223	-117	-9	0	0	0	0	0					-350
2009	82	-240	-126	-10	0	0	0	0	0				-294
2010	-232	68	-198	-104	-8	0	0	0	0	0			-474
2011	-1 056	-290	85	-247	-130	-10	0	0	0	0	0		-1 648
2012	479	-1 180	-324	94	-276	-145	-12	0	0	0	0	0	-1 363
2013	1 178	409	-1 006	-276	81	-235	-124	-10	0	0	0	0	17
2014	-4 110	985	342	-841	-231	67	-197	-103	-8	0	0	0	-4 096
2015	38 624	-3 951	947	328	-808	-222	65	-189	-99	-8	0	0	34 687
2016	109 072	50 862	-5 202	1 247	432	-1 065	-292	85	-249	-131	-10	0	154 749
2017	1 107 639	126 687	59 076	-6 042	1 449	502	-1 237	-339	99	-289	-152	-12	1 287 380
Total	1 251 347	173 226	53 585	-5 851	508	-1 107	-1 796	-556	-258	-428	-162	-12	1 468 495

On remarque cependant des valeurs très surprenantes pour la période d'origine 2012 : la provision était de -1 363 et on a notamment des flux de -95 915 et 81 882.

En voici l'explication : pour l'étalement de cette période d'origine, on doit considérer les pourcentages de développement allant de la période 4 à 11. Ces pourcentages sont normalisés afin de bien étaler toute la provision. Toutefois du fait des valeurs négatives, on obtient des pourcentages totalement atypiques qui ne sont pas tellement représentatifs de la réalité.

Période	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
% Dev	0,04%	0,01%	-0,04%	-0,01%	0,00%	-0,01%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
% Normalisé	7039%	2441%	-6009%	-1648%	481%	-1406%	-738%	-59%	0%	0%

Ce comportement n'a rien de souhaitable, il vient déformer les flux estimés et peut avoir un petit impact sur le résultat final. En effet, hors actualisation, la somme des périodes se compense pour retrouver la provision d'origine, mais avec l'effet de l'actualisation l'impact va être non nul. C'est une limite de la méthode utilisée, pour éviter ce désagrément il faudrait projeter séparément les paiements des recours ou retravailler les facteurs de développements de chain-ladder pour les lisser.

Les flux relatifs aux frais peuvent se déduire directement du résultat précédent puisqu'ils correspondent simplement à 16% des règlements :

Période	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	Total
2006	-2	0	0	0	0	0							-2
2007	-15	-1	0	0	0	0	0						-16
2008	-36	-19	-2	0	0	0	0	0					-56
2009	13	-39	-20	-2	0	0	0	0	0				-47
2010	-37	11	-32	-17	-1	0	0	0	0	0			-76
2011	-170	-47	14	-39	-21	-2	0	0	0	0	0		-264
2012	77	-190	-52	15	-44	-23	-2	0	0	0	0	0	-218
2013	189	66	-161	-44	13	-37	-19	-2	0	0	0	0	5
2014	-660	158	55	-134	-37	11	-30	-16	-1	0	0	0	-654
2015	6 202	-635	152	52	-128	-35	10	-29	-15	-1	0	0	5 573
2016	17 514	8 179	-835	199	68	-167	-45	13	-37	-19	-2	0	24 869
2017	177 859	20 372	9 477	-964	229	79	-191	-52	15	-43	-22	-2	206 757
Total	200 935	27 855	8 596	-934	80	-174	-278	-85	-39	-63	-24	-2	235 869

Les flux futurs cumulés (règlements et frais) sont donc les suivants :

Période	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	Total
2006	-13	0	0	0	0	0							-13
2007	-109	-9	0	0	0	0	0						-118
2008	-259	-136	-11	0	0	0	0	0					-406
2009	95	-278	-146	-12	0	0	0	0	0				-341
2010	-269	79	-230	-121	-10	0	0	0	0	0			-550
2011	-1 225	-336	98	-287	-151	-12	0	0	0	0	0		-1 912
2012	556	-1 369	-375	110	-320	-168	-13	0	0	0	0	0	-1 581
2013	1 367	474	-1 167	-320	93	-273	-143	-11	0	0	0	0	19
2014	-4 768	1 143	396	-976	-268	78	-228	-120	-10	0	0	0	-4 752
2015	44 804	-4 583	1 099	381	-938	-257	75	-220	-115	-9	0	0	40 237
2016	126 523	59 000	-6 035	1 447	502	-1 235	-339	99	-289	-152	-12	0	179 509
2017	1 284 861	146 957	68 528	-7 009	1 680	583	-1 434	-393	115	-336	-176	-14	1 493 361
Total	1 451 563	200 942	62 158	-6 787	589	-1 285	-2 083	-645	-299	-497	-188	-14	1 703 454

Il nous reste maintenant à actualiser ces flux.

Pour cet exemple, j'ai choisi de simplement retenir la courbe de taux de décembre 2017 fournie par l'EIOPA pour actualiser les flux ainsi obtenus. Il s'agit de la courbe qui sera vraisemblablement retenue par la plupart des assureurs européens afin de mutualiser les travaux. En effet, elle est construite avec une approche bottom-up (comme demandé par IFRS 17) et devrait donc répondre aux critères attendus.

Le tableau ci-dessous présente les résultats obtenus :

Current Estimate	Flux actualisés												
1 710 053	1 456 781	201 951	62 321	-6 768	583	-1 259	-2 016	-616	-281	-459	-171	-13	0

On peut remarquer que du fait des taux négatifs, le *Current Estimate* obtenu est légèrement supérieur aux flux non actualisés.

3.2.2 Couverture future

Dans le cas de la garantie considérée, une méthode PAA serait tout à fait applicable. La période de couverture d'un contrat est d'un an et le portefeuille est généralement rentable pour chaque période de couverture. Ainsi, nous pourrions nous simplifier la tâche en considérant que l'ensemble de la *LFRC* est estimé directement à partir du montant de primes non acquises. Cependant, pour illustrer notre exemple nous allons retenir le modèle général.

Ayant un triangle par année d'accident, celui-ci ne contient aucune information sur les sinistres à venir. Nous allons donc nous baser sur le montant de primes non acquises et un ratio de $\frac{S}{P}$ moyen pour estimer les pertes futures.

Voici les ratio de $\frac{S}{P}$ observés et le ratio que nous allons considérer :

Période	Charge ultime	Exposition	S/P
2000	3 586 911	3 889 714	92,2%
2001	2 596 570	2 741 466	94,7%
2002	2 532 700	2 602 410	97,3%
2003	2 727 911	2 819 567	96,7%
2004	2 757 151	2 983 296	92,4%
2005	2 215 757	2 326 761	95,2%
2006	2 999 086	3 127 478	95,9%
2007	2 147 337	2 292 677	93,7%
2008	2 576 478	2 741 267	94,0%
2009	2 885 227	3 019 503	95,6%
2010	2 212 285	2 403 823	92,0%
2011	2 872 928	3 060 943	93,9%
2012	3 367 550	3 397 053	99,1%
2013	2 915 087	3 222 572	90,5%
2014	2 264 060	2 493 127	90,8%
2015	2 181 941	2 346 250	93,0%
2016	3 088 261	3 363 666	91,8%
2017	3 939 864	4 246 837	92,8%
Total	49 867 104	53 078 411	93,9%

Le montant de primes non acquises pour 2018 s'élève à 2 335 760€, donc le montant de pertes attendu pour 2018 sur lesquelles l'assureur est déjà engagé est de

$$2335760 \times 93,9\% = 2194444 \quad (3.2)$$

En utilisant le même pourcentage de développement que précédemment et la même courbe de taux, on obtient les flux suivants pour les règlements et pour la période d'accident 2018 :

Période	Flux	Flux actualisés
2018	1 354 740	1 359 607
2019	722 466	726 092
2020	82 633	82 851
2021	38 533	38 427
2022	-3 941	-3 900
2023	945	925
2024	328	317
2025	-807	-770
2026	-221	-208
2027	65	60
2028	-189	-171
2029	-99	-88
2030	-8	-7
Total	2 194 444	2 203 135

Soit en prenant en compte en plus les 16% de frais un *Current Estimate* pour la LFRC est 2 203 135€ :

Période	Flux	Flux actualisés
2018	1 571 498	1 577 145
2019	838 061	842 267
2020	95 854	96 107
2021	44 698	44 575
2022	-4 572	-4 524
2023	1 096	1 073
2024	380	368
2025	-936	-893
2026	-257	-241
2027	75	69
2028	-219	-198
2029	-115	-102
2030	-9	-8
2031	0	0
2032	0	0
2033	0	0
2034	0	0
2035	0	0
Total	2 545 555	2 555 637

3.2.3 Ensemble des flux futurs actualisés

Le tableau ci-dessous présente donc l'ensemble des flux actualisés (LFIC et LFRC) par période d'accident. Cette table sera notamment utilisée pour la réallocation des flux, et donc du *Current Estimate* à chacun des groupes de contrats.

Période	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	Total
2000													0
2001	0												0
2002	0	0											0
2003	0	0	0										0
2004	0	0	0	0									0
2005	0	0	0	0	0								0
2006	-13	0	0	0	0	0							-13
2007	-110	-9	0	0	0	0	0						-118
2008	-260	-137	-11	0	0	0	0	0					-407
2009	95	-280	-146	-12	0	0	0	0	0				-342
2010	-270	79	-230	-120	-10	0	0	0	0	0			-551
2011	-1 229	-338	98	-286	-149	-12	0	0	0	0	0		-1 915
2012	558	-1 376	-376	109	-317	-165	-13	0	0	0	0	0	-1 580
2013	1 371	476	-1 170	-319	92	-267	-139	-11	0	0	0	0	34
2014	-4 785	1 149	397	-973	-265	77	-221	-114	-9	0	0	0	-4 745
2015	44 965	-4 606	1 101	380	-928	-252	73	-209	-108	-9	0	0	40 407
2016	126 978	59 296	-6 051	1 443	496	-1 210	-328	94	-272	-140	-11	0	180 297
2017	1 289 477	147 695	68 709	-6 990	1 663	571	-1 388	-376	108	-310	-160	-13	1 498 987
2018	1 577 145	842 267	96 107	44 575	-4 524	1 073	368	-893	-241	69	-198	-102	2 555 637
Total	3 033 923	1 044 217	158 430	37 807	-3 941	-185	-1 648	-1 509	-522	-389	-369	-115	4 265 690

3.3 Calcul de l'ajustement pour risque brut de réassurance

3.3.1 Écart-type de la LFIC

Pour rester au plus proche de la méthode de calcul des provisions IFRS 4 (chain-ladder sur charge), le plus direct est d'utiliser une approche paramétrique pour déterminer l'ajustement pour risque et le niveau de confiance équivalent.

L'autre possibilité consisterait à utiliser une approche stochastique, notamment pour éviter certains désagréments du paramétrique (en particulier du fait de l'hypothèse de normalité et lors de l'application de la réassurance non proportionnelle). Pour obtenir une distribution des flux futurs, on pourrait par exemple utiliser un bootstrap sur charge et le faire converger vers le chain-ladder sur charge au moyen d'un ajustement proportionnel ou additif. Les frais seraient directement déduits de ce calcul par application du taux de frais.

Pour notre calcul paramétrique, nous allons considérer que la distribution des règlements futurs suit une distribution Gaussienne. D'une part cette hypothèse est relativement cohérente avec les observations (les résidus sont distribués de manière bien symétrique), et d'autre part cela permettra de manipuler la distribution avec des mathématiques simples.

Une fois cette hypothèse établie, il nous faut déterminer l'écart-type de notre distribution (la moyenne étant donnée par le *Current estimate*. Compte tenu des travaux réalisés jusqu'alors, nous pouvons utiliser l'écart-type donné par la méthode de Mack appliquée au chain-ladder sur charge ou au chain-ladder sur règlements. En théorie, les chain-ladder sur charges et sur règlements devraient converger vers les mêmes valeurs ultimes. De même, les écart types obtenus par la méthode de Mack devraient aussi aboutir à des résultats similaires entre l'application aux charges et aux règlements. Dans le cas présent, on observe des écarts et l'on va retenir les résultats de l'écart-type du chain-ladder sur charge puisque cette méthode est la base principale de notre calcul de *Current Estimate*.

On obtient donc les résultats suivants :

Période d'origine	Ecart-type règlements
2000	0
2001	0
2002	0
2003	0
2004	0
2005	0
2006	31
2007	192
2008	440
2009	1 059
2010	4 296
2011	5 385
2012	11 343
2013	31 847
2014	49 397
2015	62 007
2016	121 677
2017	213 697
Total	271 741

Il convient de rester critique à l'égard de ces résultats, en effet l'incertitude donnée par la méthode de Mack conduit, pour certaines périodes, à des chiffres peu cohérents au regard de la provision. Par exemple pour la période d'origine 2013, on obtient un écart-type de plus de 30 000€ alors que la provision est de 17€. Ces chiffres surprenants sont une fois de plus liés aux incréments négatifs qui entraînent des compensations en moyenne sur des flux qui, au regard de la provision, sont conséquents. Ceci met en évidence l'importance du travail d'analyse et de paramétrage du chain-ladder d'origine.

Par ailleurs, on remarque immédiatement que l'écart-type total n'est pas égal à la somme des écart-types des périodes d'origine, ceci est le résultat d'une relative indépendance entre les différentes périodes d'origines. Si elles avaient été parfaitement corrélées, on aurait eu l'égalité. Pour rappel, ces valeurs sont le résultat de l'application de la méthode de Mack à chaque période

et au total, méthode qui ne préjuge pas de la structure de dépendance entre les différentes périodes d'origines. Cependant ces résultats nous permettent alors de mesurer la corrélation entre les différentes périodes d'origine.

Il ne faut pas omettre l'incertitude liée aux frais. Dans notre cas, les frais étant directement proportionnels aux règlements, l'incertitude des frais est aussi directement proportionnelle à celle des règlements.

Du fait :

- De la corrélation évidente et totale entre les règlements et les frais ;
- De l'hypothèse de normalité de la distribution dont la distribution des frais hérite aussi ;

On en déduit que l'écart-type du *Current Estimate* est simplement la somme des écart-types des règlements et des frais. Ceci n'aurait pas été le cas si les distributions agrégées n'avaient été totalement corrélées.

Période d'origine	Ecart-Type règlements	Ecart-Type frais	Ecart-Type Total	Ecart-Type actualisé
2000	0	0	0	0
2001	0	0	0	0
2002	0	0	0	0
2003	0	0	0	0
2004	0	0	0	0
2005	0	0	0	0
2006	31	5	36	36
2007	192	31	223	224
2008	440	70	511	513
2009	1 059	169	1 228	1 233
2010	4 296	687	4 983	4 990
2011	5 385	862	6 247	6 258
2012	11 343	1 815	13 157	13 149
2013	31 847	5 095	36 942	65 188
2014	49 397	7 904	57 301	57 217
2015	62 007	9 921	71 928	72 232
2016	121 677	19 468	141 145	141 764
2017	213 697	34 192	247 889	248 823
Total	271 741	43 479	315 220	316 441

L'écart-type actualisé est obtenu après application de la même courbe des taux que précédemment. En raison des taux négatifs sur les premières périodes et du fait que l'incertitude est principalement portée par les premières périodes de développement, on obtient un écart-type actualisé plus important que l'écart-type non actualisé !

A partir de ces résultats, on peut facilement obtenir l'ajustement pour risque pour toute mesure de risque ainsi que le niveau de risque équivalent. A titre d'exemple, voici les résultats que l'on obtient pour un ajustement pour risque déterminé à partir d'une Tail-VaR à 65% :

Type de mesure de risque	Tail Value-At-Risk
Parametre	0,65%
Current Estimate	1 710 053
Ajustement pour risque	334 884
% RA	20%
Niveau de confiance Eq.	85,5%
Fulfillment Cash Flows	2 044 938

3.3.2 Ecart-type de la LFRC

Pour déterminer l'écart-type des flux liés à la couverture future nous allons reprendre l'incertitude déterminée par la méthode de Mack sur la dernière période et l'appliquer à la couverture future au prorata des provisions. En effet, en l'absence de toute donnée sur les périodes futures, le plus évident est de transposer l'incertitude déterminée sur les périodes passées aux périodes futures au prorata des flux attendus. On a ainsi :

$$\sigma_{2018} = \sigma_{2017} * \frac{Prov_{2018}}{Prov_{2017}} \quad (3.3)$$

Soit les valeurs suivantes :

Période d'origine	Ecart-Type règlements	Ecart-Type frais	Ecart-Type Total	Ecart-Type actualisé
2018	314 081	50 253	364 334	365 746

3.3.3 Ajustement pour risque

Il convient alors de considérer l'écart-type total, $LFIC$ plus $LFRC$, afin de mesurer l'ajustement pour risque. Il faut prendre en compte la corrélation entre $LFIC$ et $LFRC$. Pour ce faire, on va commencer par analyser la corrélation linéaire entre les périodes d'origines passées. Voici la matrice que l'on obtient après application de la méthode de Mack :

	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
2009	1,00	0,07	0,04	0,03	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00
2010	0,07	1,00	0,03	0,03	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00
2011	0,04	0,03	1,00	0,07	0,03	0,00	0,00	0,00	0,00
2012	0,03	0,03	0,07	1,00	0,04	0,01	0,00	0,00	0,00
2013	0,01	0,01	0,03	0,04	1,00	0,01	0,01	0,00	0,00
2014	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	1,00	0,04	0,02	0,01
2015	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,04	1,00	0,02	0,01
2016	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,02	0,02	1,00	0,03
2017	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,03	1,00

En observant les résultats de Mack, on remarque que la corrélation observée entre les périodes d'origines et passées est quasi nulle, on va considérer dans notre cas que la corrélation $LFIC/LFRC$ est nulle.

On a donc un écart-type total donné par la formule :

$$\sigma_{total} = \sqrt{\sigma_{LFIC}^2 + \sigma_{LFRC}^2} \quad (3.4)$$

Soit pour résumer :

Période d'origine	Ecart-Type règlements	Ecart-Type frais	Ecart-Type Total	Ecart-Type actualisé
2000	0	0	0	0
2001	0	0	0	0
2002	0	0	0	0
2003	0	0	0	0
2004	0	0	0	0
2005	0	0	0	0
2006	31	5	36	36
2007	192	31	223	224
2008	440	70	511	513
2009	1 059	169	1 228	1 233
2010	4 296	687	4 983	4 990
2011	5 385	862	6 247	6 258
2012	11 343	1 815	13 157	13 149
2013	31 847	5 095	36 942	65 188
2014	49 397	7 904	57 301	57 217
2015	62 007	9 921	71 928	72 232
2016	121 677	19 468	141 145	141 764
2017	213 697	34 192	247 889	248 823
2018	314 081	50 253	364 334	365 746
Total LFRC	314 081	50 253	364 334	365 746
Total LFIC	271 741	43 479	315 220	316 441
Total	415 320	66 451	481 771	483 637

Ces résultats nous permettent comme précédemment de déterminer l'ajustement pour risque à partir d'une Tail-Value-at-Risk à 65

Tail Value-At-Risk 65%			
Risk measure	Tail Value-At-Risk (2)	Past coverage	Remaining coverage
AV. PV of future CF	4 265 690	1 710 053	2 555 637
Risk adjustment	511 852	334 884	387 095
Risk adjustment (%)	12,0%	19,7%	15,1%
Eq. Confidence Level	85,5%	85,5%	85,5%
Fulfillment Cash Flows	4 777 542	2 044 938	2 555 637

Pour la production des chiffres par groupes de contrats il est nécessaire d'effectuer une réallocation de l'ajustement pour risque. On va tout d'abord effectuer la réallocation de l'ajustement pour risque total (avec effet de diversification) vers les périodes d'origine en passant par les niveaux Total LFIC et Total LFRC. Pour chaque niveau de répartition, on peut choisir différentes méthodes de réallocation et différentes clés, par exemple une répartition proportionnelle à l'écart-type, ou bien une méthode d'Euler, etc.

Pour notre exemple nous allons effectuer une réallocation proportionnelle à l'écart-type des sous niveaux. Voici les résultats obtenus :

Période	Current Estimate	RA avant agregation	Standard deviation	% réalloué	RA diversifié	Fulfillment Cash Flows	% Risk Adjustment
2000	0	0	0	0,0%	0	0	0,0%
2001	0	0	0	0,0%	0	0	0,0%
2002	0	0	0	0,0%	0	0	0,0%
2003	0	0	0	0,0%	0	0	0,0%
2004	0	0	0	0,0%	0	0	0,0%
2005	0	0	0	0,0%	0	0	0,0%
2006	-13	38	36	0,0%	14	1	-110,9%
2007	-118	237	224	0,0%	87	-32	-73,4%
2008	-407	543	513	0,1%	199	-208	-48,8%
2009	-342	1 305	1 233	0,2%	479	137	-140,0%
2010	-551	5 281	4 990	0,8%	1 937	1 386	-351,5%
2011	-1 915	6 622	6 258	1,0%	2 429	514	-126,8%
2012	-1 580	13 915	13 149	2,1%	5 104	3 524	-323,1%
2013	34	68 987	65 188	10,7%	25 304	25 339	73743,7%
2014	-4 745	60 552	57 217	9,4%	22 210	17 465	-468,1%
2015	40 407	76 442	72 232	11,8%	28 039	68 446	69,4%
2016	180 297	150 027	141 764	23,2%	55 029	235 326	30,5%
2017	1 498 987	263 325	248 823	40,7%	96 587	1 595 573	6,4%
<i>Passé</i>	1 710 053	334 884	316 441	46,4%	237 418	1 947 472	13,9%
2018	2 555 637	387 095	365 777	100,0%	274 434	2 830 071	10,7%
<i>Futur</i>	2 555 637	387 095	365 777	53,6%	274 434	2 830 071	10,7%
Total	4 265 690	511 852	483 663	100,0%	511 852	4 777 542	12,0%

3.4 Réallocation des résultats bruts aux groupes de contrat

La prochaine étape de notre calcul est la réallocation des résultats précédents aux groupes de contrat. Tout d'abord il nous faut donc considérer comment constituer nos groupes de contrats. Dans cet exemple, par soucis de simplicité et afin d'avoir des données présentables aisément nous allons considérer un groupe de contrat par année de souscription. Ainsi, du fait d'une couverture des contrats d'un an et d'une souscription pouvant intervenir entre le 1^{er} janvier et le 31 décembre de l'année N alors les accidents du groupe de contrat peuvent intervenir entre le 1^{er} janvier et le 31 décembre de l'année N+1.

Disposant des données individuelles de paiements et charge, nous pouvons construire les deux matrices de réallocation décrites au chapitre 2.3. La première étape consiste à agréger les règlements/charges selon les clés "Groupe de contrat" et "Période d'accident". On obtient les tableaux suivants (montants en k€) :

Matrice de réallocation selon la charge à date																		
GoC	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
1999	32%	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2000	68%	33%	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2001	0	67%	47%	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2002	0	0	53%	55%	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2003	0	0	0	45%	41%	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2004	0	0	0	0	59%	59%	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2005	0	0	0	0	0	41%	43%	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2006	0	0	0	0	0	0	57%	40	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2007	0	0	0	0	0	0	0	60	35%	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2008	0	0	0	0	0	0	0	0	65%	55%	0	0	0	0	0	0	0	0
2009	0	0	0	0	0	0	0	0	0	45%	47%	0	0	0	0	0	0	0
2010	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	53%	32%	0	0	0	0	0	0
2011	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	68%	51%	0	0	0	0	0
2012	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	49%	58%	0	0	0	0
2013	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	42%	46%	0	0	0
2014	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	54%	62%	0	0
2015	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	38%	43%	0
2016	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	57%	47%
2017	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	53%

On remarque que les coefficients que l'on obtient pour les années d'accidents avant 2012 sont quasiment identiques, ceci est tout à fait naturel puisque pour ces années la charge et les paiements ont convergé puisque les sinistres sont quasiment tous clos.

Cependant pour les périodes d'accident plus récentes, on constate une divergence qui s'accroît logiquement pour les années les plus récentes du fait d'une divergence entre les paiements et la charge (avec notamment des paiements plus avancés sur les groupes antérieurs ce qui déséquilibre les ratios). On préférera donc la matrice de réallocation issue des données de charge qui semble plus représentative des flux à venir. Pour aller plus loin, on peut même construire une matrice équivalente à partir des provisions individuelles (*cases estimates*).

Matrice de réallocation selon les cases estimates à date																		
GoC	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
1999	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2000	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2001	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2002	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2003	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2004	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2005	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2006	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2007	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2008	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2009	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2010	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2011	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	100	100	0	0	0	0	0
2012	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2013	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	100	19%	0	0	0
2014	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	81%	91%	0	0
2015	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	9%	12%	0
2016	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	88%	19%
2017	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	81%

Cependant ces différentes matrices ne nous apportent aucune information sur la réallocation des périodes futures, ici 2018. Dans notre cas précis, ce n'est pas un problème car, de par la construction de nos groupes de contrats et de par la nature des contrats, les accidents relatifs aux périodes futures ne peuvent être liés qu'au dernier groupe de contrat, celui ayant des souscriptions en 2017. Dans un cas de figure un peu plus compliqué (plusieurs groupes de contrats par période de souscription et/ou des contrats ayant des couvertures plus longues que la période d'accident) nous aurions dû considérer l'exposition de chacun des groupes ainsi que le rythme d'acquisition des primes pour déterminer des coefficients de réallocation sur les périodes d'accident futures.

Voici donc la matrice de réallocation finale :

Matrice de réallocation retenue																			
GoC	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
1999	32%	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2000	68%	33%	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2001	0	67%	47%	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2002	0	0	53%	55%	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2003	0	0	0	45%	41%	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2004	0	0	0	0	59%	59%	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2005	0	0	0	0	0	41%	43%	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2006	0	0	0	0	0	0	57%	40%	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2007	0	0	0	0	0	0	0	60%	35%	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2008	0	0	0	0	0	0	0	0	65%	55%	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2009	0	0	0	0	0	0	0	0	0	45%	47%	0	0	0	0	0	0	0	0
2010	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	53%	32%	0	0	0	0	0	0	0
2011	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	68%	51%	0	0	0	0	0	0
2012	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	49%	58%	0	0	0	0	0
2013	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	42%	46%	0	0	0	0
2014	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	54%	62%	0	0	0
2015	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	38%	43%	0	0
2016	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	57%	47%	0
2017	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	53%	100

La multiplication matricielle de la matrice de réallocation et de la matrice des flux futurs actualisés (cf. chapitre 3.2.3) nous permet d'obtenir les flux futurs actualisés par groupe de contrats :

GoC	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	Total
1999	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2000	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2001	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2002	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2003	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2004	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2005	-5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-5
2006	-52	-4	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-55
2007	-156	-53	-4	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-213
2008	-116	-243	-88	-6	0	0	0	0	0	0	0	0	-454
2009	-83	-88	-173	-61	-4	0	0	0	0	0	0	0	-410
2010	-535	-65	-92	-155	-52	-4	0	0	0	0	0	0	-904
2011	-552	-937	-126	-139	-264	-93	-7	0	0	0	0	0	-2 118
2012	1 063	-394	-858	-131	-101	-234	-86	-6	0	0	0	0	-748
2013	-1 618	729	-312	-582	-83	-78	-160	-57	-4	0	0	0	-2 165
2014	25 070	-2 212	892	-292	-714	-114	-75	-191	-71	-5	0	0	22 288
2015	71 932	23 735	-2 179	767	-144	-617	-113	-40	-159	-64	-5	0	93 115
2016	684 761	103 932	29 184	-2 498	1 073	-418	-846	-125	-103	-227	-82	-6	814 644
2017	2 254 215	919 817	132 185	40 905	-3 651	1 373	-361	-1 090	-184	-94	-282	-109	3 342 716
Total	3 033 923	1 044 217	158 430	37 807	-3 941	-185	-1 648	-1 509	-522	-389	-369	-115	4 265 690

On peut ensuite faire la multiplication matricielle de cette même matrice de réallocation par le vecteur d'ajustement pour risque après diversification pour chaque année d'accident présenté au chapitre 3.3.3 pour obtenir l'ajustement pour risque et donc le *fulfillment cash flows* par groupe de contrats :

GoC	Current Estimate	% réallocation	RA diversifié	Fulfillment Cash Flows
1999	0	0%	0	0
2000	0	0%	0	0
2001	0	0%	0	0
2002	0	0%	0	0
2003	0	0%	0	0
2004	0	0%	0	0
2005	-5	0%	6	1
2006	-55	0%	43	-12
2007	-213	0%	121	-92
2008	-454	0%	394	-60
2009	-410	0%	1 117	707
2010	-904	0%	1 807	904
2011	-2 118	1%	4 278	2 161
2012	-748	3%	17 088	16 340
2013	-2 165	4%	20 899	18 735
2014	22 288	6%	29 255	51 543
2015	93 115	7%	34 465	127 580
2016	814 644	15%	77 228	891 872
2017	3 342 716	64%	325 149	3 667 864

Conclusion

Bien que la norme IFRS 17 soit avant tout un standard comptable, il est évident que les actuaires vont être fortement affectés par la mise en place des nouvelles procédures de calculs des chiffres demandés. Les indicateurs supplémentaires sont nombreux (LFRC, RA, groupes de contrats, cessions) et les calculs nécessaires à la production de ces valeurs vont parfois pouvoir s'appuyer sur les méthodes utilisées jusqu'alors par les compagnies mais vont aussi souvent demander la mise en oeuvre de nouveaux processus de calculs dédiés. Nous avons proposé ici quelques méthodes permettant de produire les résultats attendus tout en s'appuyant autant que possible sur les techniques traditionnelles de provisionnement et tout en respectant au mieux les principes et contraintes de la norme. Mais il va de soi qu'il existe encore de nombreuses autres approches à explorer. Compte tenu de l'ampleur des travaux attendus, travaux qui dépassent amplement ceux requis précédemment par IFRS 4, et de la latitude offerte par la norme, il va être essentiel pour les compagnies d'assurance de bien poser les bases des méthodologies de calcul qu'elles vont retenir pour leurs clôtures. Il existe un vaste champs de méthodes et de paramétrages possibles, il conviendra à chacun de choisir les plus adaptés à leurs activités, leurs données disponibles et leur méthodes traditionnelles.

Les défis qui vont se présenter aux actuaires vont être de deux natures principales :

- La mise en place de nouvelles méthodologies de calcul afin notamment de répondre au défi que représente l'ajustement pour risque et la nécessité de produire et manipuler des distributions. Ceci va notamment demander d'estimer plus de paramètres et hypothèses et donc de réaliser plus d'analyses de données que ce soit pour :
 - utiliser des distributions stochastiques (quel modèle utiliser ? (Bootstrap de Mack ? Bootstrap suivant une loi de Poisson sur-dispersée ? etc.) ;
 - estimer des distributions paramétriques (Quelle distribution ? Quelle paramètres ?)
 - ou encore évaluer les indicateurs relatifs à la LFRC.
- Le traitement de données additionnelles ; principalement liées à la granularité des calculs pour créer les matrices de ré-allocation et alimenter les hypothèses propres aux groupes de contrats (courbes de taux, unités de couverture, etc.) mais aussi restituer et stocker les résultats par groupe de contrats afin notamment de pouvoir réaliser les réconciliations attendues.

Les travaux réalisés et présentés ici mettent en évidence le défi mathématique majeur apporté par la norme IFRS 17, à savoir l'ajustement pour risque. C'est cet indicateur qui implique le plus de contraintes techniques dans : l'estimation d'une distribution, le choix d'un niveau de risque, la manipulation des distributions lors de l'agrégation et l'application de la réassurance. C'est donc principalement pour le calcul de cet indicateur que les actuaires vont être le plus sollicités en terme de choix méthodologique, de traitements mathématiques, etc. Selon les méthodes choisies, les difficultés théoriques et pratiques sont nombreuses (corrélations, agrégations de distribution, volumétrie des calculs, etc), il y a, à ce sujet, beaucoup de travaux à mener.

Bibliographie

A. Boreman, J. Grant, [2018], "IFRS 17 Model Choice"

P. England, [2018], "IFRS 17 Technical challenge"

International Accounting Standards Board, [2017] "IFRS 17 Insurance Contracts"

International Accounting Standards Board, [2017] "IFRS 17 Illustrative examples"

International Accounting Standards Board, [2017] "IFRS 17 Effective analysis"

J. Kernéis, [2018] "IFRS 17 : Enjeux et application en assurance emprunteur"

J. Lemaire, [2014], "Impacts du provisionnement en norme actuelle et en norme Solvabilité II"

T. Mack, [1993], "Measuring the variability of Chain-Ladder reserve estimates"

P. Therond, [2017], "IFRS 17 - Grands principes et enjeux opérationnels"

Annexes

Annexe A

Ecart type d'un traité SL

Nous considérons $X \rightsquigarrow N(\mu; \sigma)$, X étant un ration $\frac{S}{P}$ théorique dans le cas d'un traité stop loss.

Soit d , un seuil prédéfini nommé déductible (seuil de $\frac{S}{P}$ à partir duquel le traité s'active). Nous nous intéressons à l'écart-type théorique de la variable $Z = (X - d)_+$.

Notations :

φ , la fonction de masse d'une loi gaussienne centrée et réduite ;

ϕ , la fonction de probabilité cumulative d'une loi gaussienne centrée et réduite.

Pour rappel, on a :

$$\mathbb{E}(Z) = \sigma \cdot \varphi\left(\frac{d - \mu}{\sigma}\right) - (d - \mu) \left[1 - \phi\left(\frac{d - \mu}{\sigma}\right)\right] \quad (\text{A.1})$$

Afin de déterminer l'écart-type, nous calculons la variance de la variable d'intéressement au travers de la relation : $Var(Z) = \mathbb{E}(Z^2) - (\mathbb{E}(Z))^2$

Calculons tout d'abord la quantité $\mathbb{E}(Z^2)$

Posons $Z = \sigma Y + \mu$, Y suivant une loi gaussienne centrée et réduite.

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(Z^2) &= \mathbb{E}((X - d)^2 \mathbf{1}_{X > d}) = \mathbb{E}\left((\sigma Y + \mu - d) * \mathbf{1}_{Y > \frac{d - \mu}{\sigma}}\right) \\ \mathbb{E}(Z^2) &= \mathbb{E}\left(\sigma^2 Y^2 \mathbf{1}_{Y > \frac{d - \mu}{\sigma}}\right) + (\mu - d)^2 \cdot \mathbb{E}\left(\mathbf{1}_{Y > \frac{d - \mu}{\sigma}}\right) + 2\sigma(\mu - d) \cdot \mathbb{E}\left(Y \mathbf{1}_{Y > \frac{d - \mu}{\sigma}}\right) \end{aligned} \quad (\text{A.2})$$

Nous avons,

$$\begin{aligned} \mathbb{E}\left(\mathbf{1}_{Y > \frac{d - \mu}{\sigma}}\right) &= 1 - \phi\left(\frac{d - \mu}{\sigma}\right) \\ \text{Et} & \\ \mathbb{E}\left(Y \mathbf{1}_{Y > \frac{d - \mu}{\sigma}}\right) &= \varphi\left(\frac{d - \mu}{\sigma}\right) \end{aligned} \quad (\text{A.3})$$

Posons d'abord :

$$\begin{aligned}\Gamma &= \mathbb{E} \left(Y^2 \mathbf{1}_{Y > \frac{d-\mu}{\sigma}} \right) \\ \Gamma &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{\frac{d-\mu}{\sigma}}^{\infty} y^2 e^{-\frac{y^2}{2}} dy\end{aligned}\tag{A.4}$$

Par suite d'une intégration par parties,

$$\begin{aligned}\Gamma &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \left[-y \exp -\frac{y^2}{2} \right]_{\frac{d-\mu}{\sigma}}^{\infty} - \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{\frac{d-\mu}{\sigma}}^{\infty} -e^{-\frac{y^2}{2}} dy \\ \Gamma &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \frac{d-\mu}{\sigma} e^{-\frac{\left(\frac{d-\mu}{\sigma}\right)^2}{2}} - \left(1 - \phi \left(\frac{d-\mu}{\sigma} \right) \right)\end{aligned}\tag{A.5}$$

En réintégrant Γ dans $\mathbb{E}(Z^2)$, il en ressort que

$$\mathbb{E}(Z^2) = \frac{\sigma}{\sqrt{2\pi}} (d-\mu) e^{-\frac{\left(\frac{d-\mu}{\sigma}\right)^2}{2}} + \sigma^2 \left(1 - \phi \left(\frac{d-\mu}{\sigma} \right) \right) + (\mu-d)^2 \left(1 - \phi \left(\frac{d-\mu}{\sigma} \right) \right) + 2\sigma(\mu-d) \varphi \left(\frac{d-\mu}{\sigma} \right)\tag{A.6}$$

D'où :

$$\begin{aligned}Var(Z) &= \sigma^2 (d-\mu) f_{\mu,\sigma}(d) + \left(\sigma^2 + (\mu-d)^2 \right) \left(1 - \phi \left(\frac{d-\mu}{\sigma} \right) \right) \\ &+ 2\sigma(\mu-d) \varphi \left(\frac{d-\mu}{\sigma} \right) - \sigma \cdot \varphi \left(\frac{d-\mu}{\sigma} \right) - (d-\mu) \left[1 - \phi \left(\frac{d-\mu}{\sigma} \right) \right]\end{aligned}\tag{A.7}$$

Et bien sur on obtient alors l'écart-type par la relation qui le lie à la variance :

$$Sd(Z) = \sqrt{Var(Z)}\tag{A.8}$$