

**Mémoire présenté le : 09 mai 2023**  
**pour l'obtention du Diplôme Universitaire d'actuariat de l'ISFA**  
**et l'admission à l'Institut des Actuares**

Par : GINOVART Axel

Titre : Paramétrage de différentes hypothèses actuarielles  
sur un portefeuille emprunteur dans le cadre de la norme IFRS17

Confidentialité :  NON  (Durée :  1 an  2 ans)

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

*Membres présents du jury de Signature  
l'Institut des Actulaires*

.....  
.....  
.....

*Membres présents du jury de  
l'ISFA*

.....  
.....  
.....

*Entreprise :*

*Nom : SwissLife*

*Signature :* 

*Directeur de mémoire en entreprise*

*:*

*Nom :*

*BEN ABDELHAMID Ines*

*Signature :* 

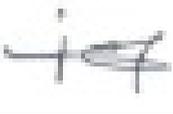
*Invité :*

*Nom :*

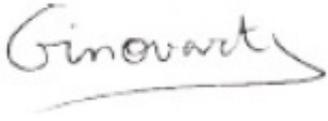
*Signature :*

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

*Signature du responsable entreprise*



*Signature du candidat*



---

# Table des Matières

<b>1</b>	<b>Remerciements</b>	<b>1</b>
<b>2</b>	<b>Résumé</b>	<b>2</b>
<b>3</b>	<b>Abstract</b>	<b>3</b>
<b>4</b>	<b>Définitions</b>	<b>4</b>
<b>5</b>	<b>Introduction</b>	<b>5</b>
<b>6</b>	<b>Mise en contexte</b>	<b>7</b>
6.1	L'assurance emprunteur . . . . .	7
6.1.1	Généralités . . . . .	7
6.1.2	La législation des produits emprunteurs . . . . .	8
6.2	La norme IFRS17 . . . . .	9
6.2.1	Contexte . . . . .	9
6.2.2	Objectifs . . . . .	10
6.2.3	Portée d'IFRS17 . . . . .	10
6.2.4	Regroupement des contrats . . . . .	10
6.2.5	Frontière des contrats . . . . .	11
6.2.6	Méthodologies . . . . .	12
6.2.7	La comptabilisation initiale d'un groupe de contrats . . . . .	13
6.2.8	Comptabilisations suivantes d'un groupe de contrats . . . . .	18
6.2.9	Compte de résultat et bilan . . . . .	23
6.2.10	Transition . . . . .	28
6.3	Le modèle de projection emprunteur IFRS17 de SwissLife . . . . .	30
6.3.1	Projection des primes . . . . .	31
6.3.2	Projection des cash-flows out . . . . .	37
6.3.3	Projections pour les contrats de réassurance . . . . .	38
6.3.4	Détermination des courbes de taux . . . . .	39
6.4	Présentation de plusieurs produits SwissLife . . . . .	41
<b>7</b>	<b>Hypothèses des modèles</b>	<b>42</b>
7.1	Paramétrage d'hypothèses non financières constantes . . . . .	42
7.1.1	Calcul des Loss Ratios . . . . .	42
7.1.2	Calcul des taux de rachat . . . . .	48

---

7.1.3	Runs avec les hypothèses constantes . . . . .	49
7.2	Méthode des hypothèses non financières évolutives . . . . .	50
7.2.1	Critique de la première méthode . . . . .	50
7.2.2	Introduction à la méthode évolutive . . . . .	52
7.2.3	Méthode de calcul des taux de rachat . . . . .	52
7.2.4	Méthode de calcul des Loss Ratio . . . . .	53
<b>8</b>	<b>Impact sur le compte de résultat</b>	<b>57</b>
8.1	Jeu d'hypothèses actuarielles constantes . . . . .	57
8.1.1	Le bilan . . . . .	57
8.1.2	Le compte de résultat . . . . .	58
8.1.3	L'évolution du BEL LRC . . . . .	62
8.1.4	L'évolution de la CSM . . . . .	64
8.1.5	L'évolution du BEL LIC . . . . .	66
8.2	Jeu d'hypothèses actuarielles évolutives . . . . .	69
8.2.1	Le bilan . . . . .	71
8.2.2	Le compte de résultat . . . . .	71
8.2.3	L'évolution du BEL LRC . . . . .	74
8.2.4	L'évolution de la CSM . . . . .	78
8.2.5	L'évolution du BEL LIC . . . . .	78
8.3	Méthode basée sur les statistiques . . . . .	79
8.3.1	Modèle statistique pour le taux de rachat: la loi de Bernoulli . . . . .	79
8.3.2	Modèle statistique pour les Loss Ratio: le modèle collectif . . . . .	81
8.3.3	Résultats de la méthode statistique . . . . .	83
<b>9</b>	<b>Sensibilités</b>	<b>88</b>
9.1	Système d'automatisation . . . . .	88
9.2	Sensibilités des Loss Ratio . . . . .	89
9.3	Sensibilités des taux de rachat . . . . .	93
<b>10</b>	<b>Conclusion</b>	<b>95</b>
<b>A</b>	<b>Annexe</b>	<b>1</b>
A.1	Étude du compte de résultat de la méthode sous hypothèses constantes . . . . .	1
A.2	Données sur la fonction de répartition de la loi normale . . . . .	2
A.3	Tableaux sur les variations des BEL et CSM dans différents scénarios . . . . .	3

---



---

# 1 Remerciements

En premier lieu, je tiens à remercier l'équipe SwissLife pour m'avoir accueilli, accompagné et soutenu tout au long de la rédaction de ce mémoire. Je les remercie également pour tout le travail qu'ils ont fourni en amont, et qui m'a servi de base solide pour chiffrer ce mémoire. En second lieu, je tiens à remercier ma famille et mes amis, pour leur soutien non seulement tout au long du mémoire, mais aussi tout au long de mes études. Sans vous, mon mémoire n'aurait pas vu le jour.

Je remercie spécialement ma tutrice Ines BEN ABDELHAMID pour ses enseignements, pour sa patience et pour sa confiance tout au long de l'année. Merci encore pour le temps qu'elle a su prendre pour suivre mes travaux et me conseiller dans la rédaction de mon mémoire. Ses réponses à mes questions ainsi que ses indications m'ont permis d'améliorer mon mémoire tant sur le fond que sur la forme, et de me débloquer dans certaines situations difficiles.

Je remercie également mon manager Antoine CREMILLIAC pour ses explications qui m'ont permis d'approfondir ma compréhension du sujet, et pour ses précieux conseils, tant sur la profession en elle-même que sur la vie en entreprise. Grâce à son recul sur le sujet, les doutes que j'ai eus au cours de l'année ont été clarifiés.

Merci à Anas MOUMEN, qui m'a fait gagner beaucoup de temps avec d'excellents conseils.

Un grand merci également aux équipes inventaire et modélisation, avec qui j'ai travaillé, et qui m'ont beaucoup aidé sur de nombreux sujets.

Merci à Aurélien COULOUMY, mon tuteur de l'ISFA, qui m'a aidé à mettre en forme ce mémoire.

Merci à tous pour tous ces bons moments passés.

Merci à mes amis et à ma famille, qui ont pris le temps de relire mon mémoire.

Merci enfin à toute l'équipe de l'ISFA, pour tout ce qui m'a été enseigné pendant ces trois ans.

---

## 2 Résumé

**Mots clés:** IFRS17, assurance emprunteur, *building block approach*, transition, *modified retrospective approach*, bilan, *best estimate of liabilities*, *contractual service margin*, compte de résultat, modèle emprunteur, chain ladder, loss ratio, taux de rachat, écart d'expérience, hypothèses constantes, hypothèses évolutives, théorème central limite, modèle collectif, étude de sensibilités, modélisation de sensibilités.

Le 18 mai 2017, l'IASB a publié IFRS17, la norme comptable internationale remplaçant IFRS4 depuis début 2023. Cette norme donne des méthodes de comptabilisation, d'évaluation et de présentation des comptes pour les entreprises d'assurance. Pour la première fois, la présentation de ces comptes dépend du modèle de l'assureur. Une attention particulière est donc placée sur les écarts d'expérience dans le compte de résultat et sur les sensibilités des indicateurs financiers, car ceux-ci permettent de critiquer le modèle employé, et en fin de compte, les indicateurs financiers du bilan. Puisque les comptes dépendent du modèle, nous avons dû améliorer le nôtre, notamment concernant les groupes de contrats. Dans ce mémoire, nous essayons trois jeux d'hypothèses différents, pour étudier leurs impacts sur les éléments du bilan et du compte de résultat, et en déduire le meilleur jeu d'hypothèses. Pour ce faire, nous comparons les bilans des 3 méthodes utilisées, au travers du BEL et de la CSM, leurs comptes de résultat, avec d'un côté les écarts d'expérience et de l'autre la performance financière due à la reconnaissance de CSM, et enfin les sensibilités de leurs BEL.

---

### 3 Abstract

**Keywords:** IFRS17, loan insurance, building block approach, transition, modified retrospective approach, balance sheet, best estimate of liabilities, contractual service margin, profit and loss statement, loan model, chain ladder, loss ratio, lapse ratio, experience variance, constant assumptions, variable assumptions, central limit theorem, collective model, sensitivities study, sensitivities modelling.

On May 18th, 2017, the international accounting standard IFRS17 was published by the IASB. It has superseded IFRS4 since the beginning of the year. Procedures for accounting, evaluation and presentation of accounts have been given for insurance entities. For the first time ever, these presentations depend on the model used by the insurer. Experience variances in profit and loss statements and sensitivities on the financial indicators are particularly watched, as they are a tool to judge the model, and in the end, the financial indicators in the balance sheet. Our model had to be improved, since it was directly linked to our financial statements, especially for groups of contracts. In this thesis, we try three different sets of hypothesis to study their impact on our financial statements and to determine the best set out of the three. To do so, we compare all of their balance sheets, especially the BEL and the CSM. We also compare their profit and loss statements, mainly through their CSM recognition and their experience variances. Finally, we use the sensitivity of their BEL be able to rank them.

---

## 4 Définitions

Amortissement: Paiement versé à chaque échéance dans le cadre d'un emprunt.

Année de survenance: Année à laquelle survient le sinistre.

AOC: Sigle signifiant *Analysis of Changes*, l'AOC est une analyse par étapes décrivant l'évolution de certains montants du bilan, comme le BEL, entre les montants d'ouverture et de clôture comptables.

Cohorte annuelle: La cohorte annuelle est un terme utilisé dans IFRS 17, et fait référence à l'année de souscription du groupe de contrat. Elle est utilisée dans la séparation des contrats, cette dernière se faisant sur trois critères: la temporalité, la profitabilité et le risque. Concrètement, la séparation par la temporalité signifie que dans un même groupe de contrats, deux contrats ne peuvent pas être souscrits à plus d'un an d'intervalle.

CRD: Sigle pour Capital Restant Dû, signifiant le capital assuré restant.

Délai de règlement: Nombre d'années entre le paiement effectué et l'année de survenance du sinistre associé.

Initial Recognition: C'est la date de reconnaissance des éléments du bilan lors du passage à la norme IFRS17. Dans ce mémoire, il s'agit de la date de début d'exercice, le 31/12/2020.

LIC: Sigle de *Liability for Incurred Coverage*, le LIC est un groupe d'éléments comptables qui représentent les flux de trésorerie de survenance passée.

LRC: Sigle de *Liability for Remaining Coverage*, le LRC est un groupe d'éléments comptables qui représentent les flux de trésorerie de survenance future.

Market Consistent: Une valorisation est dite *Market Consistent* si elle permet de retrouver les prix du marché.

New Business: Le *New Business* correspond aux affaires nouvelles, c'est-à-dire aux contrats souscrits lors de l'année en cours.

Niveau de confiance: Pour une moyenne théorique inconnue d'une loi (souvent représentante d'un jeu de données empirique), le niveau de confiance est la probabilité que cette moyenne soit incluse dans un certain intervalle.

Prêt amortissable: Prêt pour lequel une annuité, constituée d'un amortissement et des intérêts, est versée à chaque échéance, ce qui diminue le capital restant dû à chacune d'entre elles.

Prêt in fine: Prêt pour lequel seuls les intérêts sont remboursés à chaque échéance, et le capital initial est remboursé à la maturité du prêt. C'est le cas particulier où l'amortissement d'un prêt amortissable est nul.

Quotité: Pourcentage du capital initial qui est assuré.

Robustesse: Dans ce mémoire, on appelle un BEL robuste un BEL peu sensible à la variation d'hypothèses actuarielles. Comme le "peu" est arbitraire, on utilise cet adjectif pour comparer deux BEL, le moins sensible à la variation d'hypothèses actuarielles étant le plus robuste.

Run: Un run est une simulation du modèle avec un outil de programmation, en l'occurrence dans ce mémoire il s'agit de Prophet.

S/P AT: Loss Ratio appliqué à la garantie d'arrêt de travail pour un contrat emprunteur.

S/P DC: Loss Ratio appliqué à la garantie décès pour un contrat emprunteur.

Year 1: C'est la date de reconnaissance des éléments du bilan un an après le passage à la norme IFRS17. Dans ce mémoire, il s'agit de la date de fin d'exercice, le 31/12/2021.

---

## 5 Introduction

Depuis 2005, les entreprises d'assurance doivent présenter des comptes suivant les directives de l'IASB (*International Accounting Standards Board*). Au départ, IFRS4 (*International Financial Reporting Standards 2004*) a été mis en place, et depuis, les assurances ont présenté leurs comptes sur cette base. Néanmoins, IFRS4 n'était qu'une solution transitoire avant l'arrivée de la nouvelle norme IFRS17. Avec sa mise en place, d'abord prévue en 2021 puis repoussée en 2023, IFRS17 a pour objectif d'homogénéiser les bilans et les comptes de résultat des différentes entreprises d'assurance, afin de faciliter leurs comparaisons. Pour cela, la norme donne des directives concernant les méthodes de comptabilisation, d'évaluation et de présentation des comptes. Dans ce mémoire, nous étudions la mise en place de cette nouvelle norme pour un portefeuille de produits emprunteur. Nous partons donc d'un modèle adapté à cette norme et d'hypothèses actuarielles et financières pour projeter les flux de notre portefeuille emprunteur, ce qui nous permet ensuite de présenter notre bilan et notre compte de résultat. En dehors des fonds propres, nous scindons notre passif en deux: d'une part se trouvent des indicateurs financiers basés sur la survenance future (BEL LRC, CSM, RA LRC), et d'autre part se trouvent des indicateurs financiers basés sur la survenance passée (BEL LIC, RA LIC). Ces indicateurs nous permettent d'évaluer la performance financière de notre portefeuille. En plus du bilan, l'entreprise d'assurance doit présenter un compte de résultat. Son résultat est composé d'un résultat financier et d'un résultat d'assurance. Le résultat financier représente le gain dégagé par le passage de l'année. Le résultat d'assurance est composé d'écarts d'expérience sur les flux de la première année, et de reconnaissance de la CSM et du RA. Les écarts d'expérience sont importants, car s'ils sont trop différents de la réalité, cela peut remettre en question notre modélisation, et donc nos résultats affichés dans le bilan. C'est pourquoi l'objectif de ce mémoire est de discuter de différentes méthodes de paramétrage d'hypothèses de taux de rachat et de S/P et de leurs impacts sur le bilan et le compte de résultat. Nous étudions dans ce mémoire trois méthodes:

- les hypothèses de la première méthode sont constantes. Les hypothèses de taux de rachat sont calculées de sorte à représenter l'évolution du chiffre d'affaire du portefeuille, en retirant le chiffre d'affaire lié aux affaires nouvelles. Les hypothèses de S/P sont calculées en suivant la méthode de Chain Ladder (voir MASIELLO n.d.), et en utilisant les données de chaque produit;
- dans la deuxième méthode, les hypothèses sont cette fois évolutives. Les courbes de S/P et de taux de rachat sont toutes basées sur les données du marché, et les courbes de S/P sont calées sur les S/P calculés dans la première méthode;
- La dernière méthode est un mixte des deux premières, en ajoutant une partie statistique. Le produit SLADE a des hypothèses évolutives, et les produits du reste du portefeuille a des hypothèses constantes. Ces produits reprennent les hypothèses de la première méthode. Quant à SLADE, celui-ci calcule des hypothèses de taux de rachat et de S/P pour la première année, puis cale les courbes de la deuxième méthode sur ces hypothèses. Pour calculer son taux de rachat, une loi de Bernoulli est utilisée. On détermine empiriquement son paramètre, puis grâce au TCL, on calcule un taux de rachat avec un niveau de confiance à 70 % (voir RIBEREAU n.d.) Pour l'hypothèse de S/P, on utilise des données de paiements et la table de maintien en arrêt de travail du marché. Nos données nous suffisent pour les paiements sur la garantie décès, mais on doit utiliser la table pour estimer la charge de sinistralité d'arrêt de travail pour chaque année de SLADE. La charge de sinistralité annuelle totale du produit SLADE est modélisée avec un système collectif (voir Goffard n.d.), avec une loi de Poisson simulant le nombre de sinistres et une loi exponentielle simulant le coût d'un sinistre. Les paramètres de ces lois sont déterminés empiriquement grâce aux données préalablement préparées. Puis, de nouveau grâce au TCL, nous calculons les S/P avec un niveau de confiance à 70 %. Enfin, les courbes de S/P calculées dans la deuxième méthode sont calées sur ces S/P.

Pour conclure, nous essayons de classer ces méthodes, et pour ce faire, nous utilisons en complément du bilan et du compte de résultat une étude sur les sensibilités du BEL par rapport aux variations

---

de ces hypothèses. Tout au long du mémoire, les chiffres présentés sont déformés par rapport à la réalité, par confidentialité. La conclusion se fait donc sur la base de ces données déformées.

---

## 6 Mise en contexte

### 6.1 L'assurance emprunteur

#### 6.1.1 Généralités

Lorsqu'un prêteur fait crédit à un emprunteur, celui-ci est exposé au risque de défaut de paiement de l'emprunteur, en cas de décès de ce dernier par exemple. Le prêteur a le droit de transférer ce risque en obligeant l'assuré à souscrire une assurance emprunteur. À noter qu'il s'agit d'un droit du prêteur, et non d'une obligation légale. Dans les faits, le prêteur demande systématiquement une assurance. Le cas échéant, le prêteur doit donner la garantie minimum, ainsi que les diverses caractéristiques du prêt qui servent à déterminer le coût de l'assurance emprunteur. Parmi ces caractéristiques figurent le capital initial du prêt, la quotité, le type de prêt, à savoir amortissable ou in fine, la durée du prêt et le taux d'intérêt du prêt. L'emprunteur est ensuite libre du choix de l'assureur, tant qu'il souscrit une assurance respectant au minimum les demandes du prêteur. Les garanties possibles pour une assurance emprunteur appartiennent à la liste suivante:

- la garantie décès (DC), qui est la garantie minimum commune à toutes les assurances emprunteur, exige de l'assureur qu'il rembourse le reste du prêt de l'emprunteur (aussi appelé CRD pour Capital Restant Dû) dans le cas où ce dernier viendrait à mourir. La garantie décès est vendue en tandem avec la garantie perte totale et irréversible d'autonomie (PTIA). Cette clause entre en vigueur lorsque l'assuré ne peut plus travailler et nécessite l'aide d'une tierce personne pour les actions de la vie quotidiennes. Lorsque la garantie décès est citée dans ce mémoire, la garantie PTIA y est incluse implicitement;
- la garantie arrêt de travail, ou garantie incapacité-invalidité, est facultative et se décompose en plusieurs garanties possibles:
  1. la garantie incapacité temporaire totale (ITT), qui demande à l'assureur d'indemniser l'assuré lorsque celui-ci ne peut plus exercer son métier temporairement et complètement. Cette indemnisation se fait sur un pourcentage des échéances du prêt. Ce pourcentage peut varier en fonction de la perte de revenu;
  2. la garantie incapacité temporaire partielle (ITP) marche de la même manière que la garantie incapacité temporaire totale, à cela près que cette garantie s'exerce lorsque l'incapacité de travail est partielle. L'indemnisation se fait sur un pourcentage des échéances du prêt;
  3. la garantie incapacité permanente totale (IPT), qui intervient lorsque l'assuré n'est plus dans la capacité d'exercer son travail indéfiniment. L'assuré doit alors avoir un taux d'invalidité d'au moins 66 %. Dans ce cas, l'assureur indemnise les échéances du prêt;
  4. la garantie incapacité permanente partielle (IPP), qui s'enclenche à partir d'un taux d'invalidité de 33 %, et tant que celui-ci est inférieur à 66 %;
  5. la garantie Invalidité Professionnelle Permanente (IPPRO), est une garantie limitée aux professions médicales, paramédicales et aux pharmaciens. L'assuré est considéré en IPPRO lorsqu'il ne peut plus exercer son métier de manière totale et définitive;
  6. la garantie Décès Accidentel, qui ne se cumule pas avec la garantie décès, fonctionne comme la garantie décès mais dans un cadre particulier et défini dans le contrat;
  7. la garantie perte d'emploi, qui propose à l'assuré de se voir rembourser une partie des échéances du prêt en cas de chômage total de l'assuré. La définition du chômage total peut varier, et avec celle-ci la tarification de la garantie. Un exemple de définition serait: "le chômage résultant directement d'un licenciement hors fautes lourdes et graves ouvrant droit au revenu de remplacement prévu par le Code du travail après une période d'activité professionnelle salariée à temps plein d'au moins 365 jours consécutifs sous CDI" (définition venant du produit SLADE de SwissLife).

Le taux d'invalidité dépend de l'invalidité fonctionnelle et de l'invalidité professionnelle. La première est évaluée avec le Barème du Concours Médical, et la seconde dépend du métier exercé.

---

Elle prend en compte la manière usuelle d'effectuer son travail et des possibilités professionnelles restantes suite à la maladie ou l'accident. Toutes les garanties citées ci-dessus ne s'appliquent néanmoins pas dans toutes les situations. D'une part, pour chaque garantie, des limites d'âges sont imposées. Par exemple, pour le produit SLADE, la garantie décès ne s'applique qu'aux assurés de moins de 85 ans lors de la souscription, et de moins de 90 ans au terme de la garantie. De même, la garantie AT n'assure que les clients ayant moins de 65 ans à la souscription du contrat, et qui ont jusqu'à l'âge de départ à la retraite, avec comme limite de 71 ans, au terme de la garantie. D'autre part, de nombreux cas particuliers sont omis des garanties ci-dessus. Mais ces situations particulières sont très précises et décrites dans les contrats. Par exemple, la garantie décès ne concerne pas les suicides survenus dans l'année de souscription du prêt, sauf dans le cas d'un prêt inférieur à 120 000 euros dans le cadre de l'acquisition du logement principal de l'assuré. D'après le rapport fin 2020 du CCSF (voir Actélior 2020), le comité consultatif du secteur financier, la garantie décès représente 72 % du marché emprunteur en 2019 en se basant sur les primes. Parmi les 28 % restants, la garantie perte d'emploi est très rare et ne représente que 2 % du marché emprunteur sur la base des primes.

### **6.1.2 La législation des produits emprunteurs**

L'assurance emprunteur est régie juridiquement par quelques lois principales qui ont été modifiées avec les années. On peut en compter cinq :

- la convention AERAS;
- la loi Hamon;
- la loi Lagarde;
- l'amendement Bourquin;
- la loi Lemoine.

#### **6.1.2.1 La convention AERAS**

L'entrée en vigueur le 7 janvier 2007 de la convention AERAS (s'Assurer et Emprunter avec un Risque Aggravé de Santé) facilite l'accès au crédit des personnes comportant un risque aggravé de santé. Cela a commencé avec la limitation des majorations des tarifs, souvent liées aux problèmes aggravés de santé. Cette limitation concerne uniquement les emprunts utilisés pour l'achat d'une résidence principale avec un capital assuré inférieur à 320 000 € ou un financement professionnel dont la somme assurée ne dépasse pas la somme précédente. L'une des avancées les plus notables et récentes portée par un amendement de cette convention est la mise en place du droit à l'oubli. Ce droit concerne les assurances emprunteurs, dont les prêts sous-jacents "couvrent les prêts à la consommation affectés ou dédiés, les prêts professionnels pour l'acquisition de locaux et/ou de matériels, les prêts immobiliers" (voir le site d'aeras), et dont la maturité arrive avant les 71 ans de l'assuré. Dans ce cas, l'assuré n'a pas à transmettre d'information sur une pathologie cancéreuse, si le protocole thérapeutique est terminé depuis 10 ans et s'il n'y a pas eu de rechute depuis.

#### **6.1.2.2 La Loi Lagarde**

La loi Lagarde du 1er juillet 2010 permet aux assurés de choisir librement leur assurance, tant que les garanties demandées par les prêteurs sont respectées. Elle vient compléter la loi Murcef de 2001.

#### **6.1.2.3 La loi Hamon**

La loi Hamon, mise en vigueur le 19 mars 2014, permet aux assurés de résilier leur assurance pendant les douze premiers mois suivants le début du prêt. Il faut néanmoins que leur nouvelle

---

assurance ait au moins les garanties demandées par le prêteur. La loi Hamon empêche également l'assureur de résilier le contrat pour cause d'aggravation de risques, sauf dans certains cas précis.

#### 6.1.2.4 L'amendement Bourquin

L'amendement Bourquin vient étendre la loi Hamon. Avec cet amendement, les assurés peuvent résilier leur contrat à chaque date d'anniversaire, en plus des douze premiers mois prévus par la loi Hamon. Cet amendement a débuté le 1er janvier 2018.

#### 6.1.2.5 La loi Lemoine

La loi Lemoine est une loi très récente, datant du 28 février 2022, et mise en application depuis le 1er juin 2022 pour les nouveaux contrats, et 1er septembre 2022 pour le reste des contrats. Elle représente une évolution de la convention AERAS et de la loi Hamon. La loi Lemoine s'organise en plusieurs points:

- elle étend la convention AERAS, puisqu'avec cette loi, l'assuré n'a pas à transmettre d'information sur une pathologie cancéreuse ou sur l'hépatite C, tant que le protocole thérapeutique est terminé depuis 5 ans, et non plus 10 (toujours sous réserve qu'il n'y ait pas eu de rechute depuis);
- elle étend également la loi Hamon, puisqu'elle généralise la capacité de résiliation spontanée des assurés pendant les douze premiers mois à l'ensemble de la durée de vie du contrat;
- elle interdit aux assureurs de demander aux assurés un dossier médical pour des assurances emprunteur, tant que le capital assuré est inférieur à 200 000 €.

Ce dernier point est sûrement le plus critique pour les assureurs, car tous les assurés jugés auparavant trop risqués ne pourront plus être refusés. Cela entraînera mécaniquement une hausse de la sinistralité, hausse difficilement mesurable a priori.

## 6.2 La norme IFRS17

### 6.2.1 Contexte

Le 11 septembre 2002, le journal officiel des Communautés européennes a publié le règlement (CE) n°1606/2002 du parlement européen et du conseil du 19 juillet 2002 sur l'application des normes comptables internationales. Dans l'article 4 de ce règlement, il est stipulé que "Pour chaque exercice commençant le 1er janvier 2005 ou après cette date, les sociétés régies par le droit national d'un État membre sont tenues de préparer leurs comptes consolidés conformément aux normes comptables internationales [...]". Ces normes comptables internationales sont appelées IFRS (*International Financial Reporting Standards*) et sont produites par l'IASB (*International Accounting Standards Board*) depuis 2001. Les normes comptables en vigueur ont d'abord été IAS 32, IAS 39 dès 2005 et IFRS 7 dès 2007 pour la présentation, la comptabilisation et l'évaluation des instruments financiers (voir *IFRS - Home* n.d.). Il fallait également une norme comptable spécialisée pour les contrats d'assurance, au vu de leur spécificité (par exemple, avec un contrat d'assurance, l'assuré paie avant d'obtenir le service de l'assureur). Pour cela, IFRS 4, qui est une norme de comptabilisation des contrats d'assurance, a été publiée par l'IASB en mars 2004 et adoptée pour être mise en application dès le 1er janvier 2005. Seulement, IFRS 4 n'était qu'une norme éphémère en attendant une norme plus complète. Celle-ci est l'un des piliers de ce mémoire, IFRS17. Cette dernière a été publiée le 18 mai 2017 par l'IASB. Sa mise en place devait se faire au départ le 1er janvier 2021, avant d'avoir été repoussée jusqu'au 1er janvier 2023.

---

### 6.2.2 Objectifs

L'objectif de la norme IFRS17 est de donner des méthodes de comptabilisation, d'évaluation et de présentation des contrats d'assurances aux entités concernées. Ces méthodes sont construites de manière à refléter fidèlement les contrats sous-jacents des entités. Les informations fournies par ces entités doivent permettre aux agents financiers d'avoir une impression réaliste de la situation financière, de la performance financière ainsi que des flux de trésorerie de l'entité étudiée. IFRS17 a également comme objectif implicite d'uniformiser la comptabilisation des différentes entités, pour rendre la comparaison inter-entités plus facile.

### 6.2.3 Portée d'IFRS17

Avant de rentrer dans le coeur d'IFRS17, il faut d'abord se demander à quels éléments s'applique cette norme. L'IASB donne dans son papier sur IFRS17 la portée de cette norme. Celle-ci s'applique:

- aux contrats d'assurance (y compris les contrats de réassurance) émis par l'entité;
- aux contrats de réassurance détenus par l'entité;
- aux contrats d'investissement avec participation discrétionnaire émis par l'entité, si des contrats d'assurance le sont également.

Pour être précis, voici la définition sous IFRS17 d'un contrat d'assurance: "Contrat selon lequel une partie (l'émetteur) prend en charge un risque d'assurance important pour une autre partie (le titulaire) en convenant d'indemniser le titulaire si un événement futur incertain spécifié (l'événement assuré) porte préjudice au titulaire." (voir Foundation 2017). Quant aux contrats d'investissement avec participation discrétionnaire, il s'agit d'instruments financiers permettant à l'investisseur le droit de recevoir une somme supplémentaire basée soit sur le rendement d'un ensemble de contrats, soit sur le rendement d'investissement d'un ensemble d'actifs de l'émetteur, soit sur le résultat de l'entité. Cette somme représente une part importante du total des prestations prévues dans le contrat et leur échéancier est laissé à la discrétion de l'émetteur.

Dans le cas de notre portefeuille emprunteur, nous n'avons pas de contrat d'investissement avec participation discrétionnaire. Celui-ci contient uniquement des contrats d'assurances émis et des contrats de réassurance détenus.

### 6.2.4 Regroupement des contrats

Sous IFRS17, les différents contrats d'assurance (et implicitement lorsqu'on parle de contrats d'assurance, on parle également de contrats de réassurance) sont regroupés suivant trois critères:

- par rapport au risque couvert par l'émetteur du contrat. Sous IFRS17, le risque d'assurance est défini comme tout risque, excepté celui qui est financier. Les contrats comportant les mêmes risques sont regroupés en un même portefeuille. Par exemple, un contrat d'assurance automobile et un contrat d'assurance emprunteur ne peuvent pas appartenir au même portefeuille;
- par rapport à la rentabilité des contrats. Dans chaque portefeuille de contrats, certains seront lors de la comptabilisation initiale plus ou moins rentables. On les scindera alors en trois groupes, appelés groupe de contrats:
  - le groupe de contrats comprenant les contrats non rentables lors de la comptabilisation initiale;
  - le groupe de contrats comprenant les contrats qui ont une probabilité faible de devenir non rentables dans le futur, lors de la comptabilisation initiale;

- le groupe de contrats comprenant les contrats profitables.

Ces trois classifications données par la norme sont approfondissables. En effet, la norme permet à l'entité de prendre des critères plus précis pour sectionner les contrats en plus de groupes de contrats, tant que les 3 groupes de contrats de la norme sont bien définis;

- par rapport à la temporalité. Tous les contrats d'un même groupe ne peuvent pas avoir été émis à plus d'un an d'intervalle. Dans notre cas, tous les contrats d'un même groupe de contrats sont regroupés par année de souscription.

Concernant la scission en groupes de contrats, la notion de comptabilisation initiale est cruciale. En effet, une fois qu'un contrat est dans un groupe de contrat, il y reste jusqu'à la fin de sa vie. Ainsi, un contrat jugé non profitable dans la comptabilisation initiale reste dans le groupe de contrats non profitables, même s'il devient profitable plus tard.

Dans le cadre de ce mémoire, on étudie un portefeuille emprunteur, qui correspond aux risques DC et AT. On sépare ensuite par cohortes annuelles, et chaque cohorte correspond à une certaine profitabilité parmi les 3 présentées ci-dessus. Elle appartient donc au groupe de contrats associé.

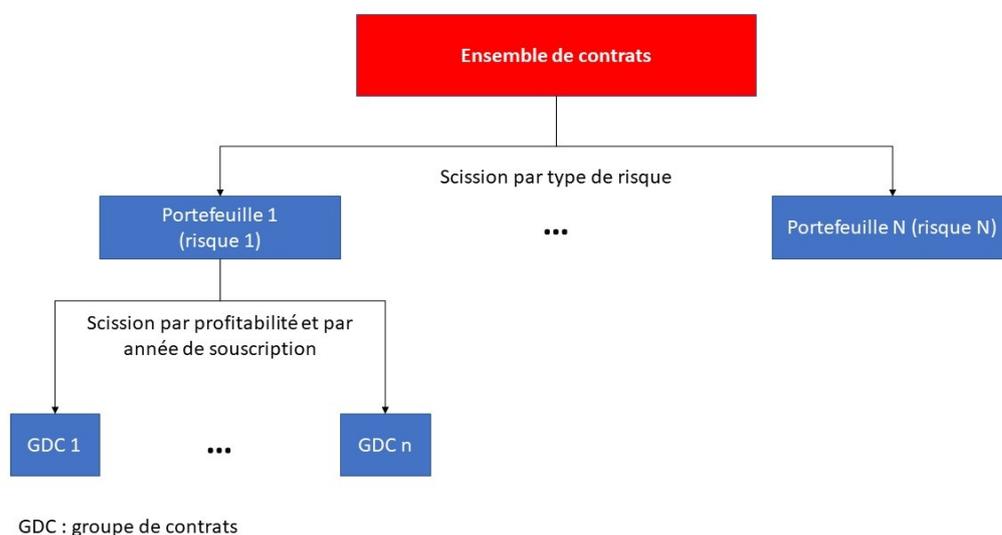


Figure 1: Schéma récapitulatif du regroupement des contrats d'assurance

Dans ce schéma, on a des contrats répartis dans plusieurs portefeuilles, puis dans des groupes de contrats. La répartition par portefeuille se fait sur le critère du type de risque des différents contrats. Il y a un seul portefeuille en emprunteur car les différents contrats sont estimés ne représenter qu'un type de risque, le risque DC/AT. Ensuite, ces contrats sont répartis par année de souscription pour former chaque groupe de contrats (aussi appelés cohortes). On regarde enfin pour chaque groupe de contrats sa profitabilité. De cette manière, on trie nos contrats selon les trois critères de la norme.

### 6.2.5 Frontière des contrats

Bien que nous sachions à présent scinder les contrats en différents groupes, nous ne savons pas encore quels flux de trésorerie rattacher à ces contrats. Pour le savoir, il faut connaître la frontière des contrats sous IFRS17. Cette frontière est explicitée dans les paragraphes B65 et B66 de la norme. Elle regroupe:

- les primes et tout flux de trésorerie découlant de ces primes;
- les paiements à l'égard de l'assuré, c'est-à-dire les prestations présentes et futures pour lesquelles l'assureur a une obligation contractuelle. Ceux-ci incluent l'ensemble des sinistres

---

survenus et non payés, déclarés ou non, mais également les sinistres non encore survenus, tant qu'ils sont rattachés à un contrat présent;

- les paiements à l'intention du titulaire dépendants du rendement d'un sous-jacent, élément qui n'existe pas dans le portefeuille emprunteur;
- les paiements liés à une option ou une garantie du contrat;
- les frais d'acquisition du contrat et les flux de trésorerie liés à ces frais;
- les frais de gestion des sinistres;
- les coûts liés à des prestations en nature, ce qui n'arrive pas dans nos contrats emprunteurs. Toutes nos prestations sont purement monétaires;
- les coûts liés à la gestion du contrat. Cela inclut également les commissions récurrentes versées à un intermédiaire, tant que l'assuré paie ses primes. Y sont également incluses les participations aux bénéfices pour le partenaire, pour nos contrats du portefeuille emprunteur autre que SLADE (voir partie 6.1);
- les taxes transactionnelles et les prélèvements qui découlent des contrats existants. Ces flux sont inexistant dans nos contrats emprunteur;
- les montants payés par l'assureur dans son rôle de gestionnaire d'actif, à la place du titulaire;
- les recouvrements de sinistres;
- les frais fixes et variables généraux directement attribuables à l'exécution des contrats d'assurance;
- tous les autres coûts imposables au titulaire, qui sont inexistant dans nos contrats emprunteurs.

Le paragraphe B66 de la norme précise certains flux de trésorerie à ne pas prendre en compte. Par exemple, si les sinistres futurs des contrats existants rentrent dans la frontière des contrats, les sinistres futurs des contrats futurs ne sont pas à prendre en compte.

### 6.2.6 Méthodologies

La norme propose 3 modèles d'évaluation différents suivants le type de contrats assurés par l'entité:

- le modèle BBA (*Building Block Approach*), qui est le modèle général;
- le modèle PAA (*Premium Allocation Approach*), qui est le modèle spécialisé pour les contrats de durée inférieure à 1 an. On peut également utiliser ce modèle simplifié s'il est une bonne approximation du modèle BBA ;
- le modèle VFA, adapté aux contrats avec participation directe.

Un contrat est dit avec participation directe s'il vérifie trois conditions:

- le titulaire participe à un regroupement d'actifs sous-jacents, regroupement spécifié dans le contrat;
- l'émetteur s'attend à rendre une partie importante des rendements au titulaire;
- l'émetteur s'attend à ce qu'une proportion conséquente du montant versé au titulaire varie avec la valeur du regroupement d'actifs sous-jacent.

Dans le cas de contrats participatifs indirects, ceux-ci sont évalués avec la méthode BBA. Dans le cas du portefeuille emprunteur, nous utilisons le modèle d'évaluation BBA. Dans ce mémoire, nous discutons donc exclusivement de cette méthode.

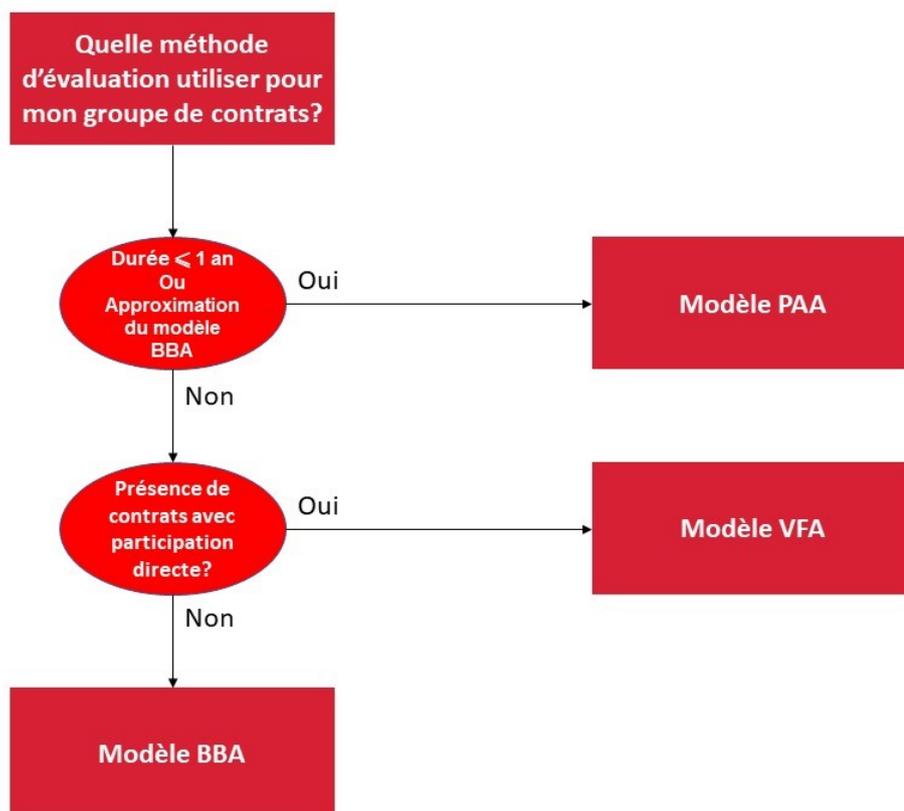


Figure 2: Arborescence des différents modèles d'évaluation

### 6.2.7 La comptabilisation initiale d'un groupe de contrats

La comptabilisation doit se faire, d'après la norme, à partir de l'une des trois dates suivantes:

- à partir de la date de début de couverture des contrats;
- à partir de la date d'exigence de la première prime d'un assuré;
- à partir de la date où un groupe de contrat déficitaire devient déficitaire.

Dans notre cas, nous comptabilisons à partir de la date de début de couverture des contrats.

La comptabilisation commence avec la comptabilisation initiale, évaluation sur laquelle se fonde la séparation en groupes de contrats selon leur rentabilité. Dans cette comptabilisation, qui se fait au passif sous IFRS17, on évalue les contrats d'assurance en deux parties:

- les FCF (*fulfilment cash-flows*), qui sont eux-mêmes composés de deux éléments:
  - le BE (*Best Estimate*), qui est la meilleure estimation des cash-flows futurs. Cette estimation doit prendre en compte la valeur temps de l'argent et l'impact du risque financier;
  - le RA (*Risk Adjustment*), qui est un ajustement pour prendre en compte le risque non financier;
- la CSM (*Contractual Service Margin*), qui représente le profit non encore acquis.

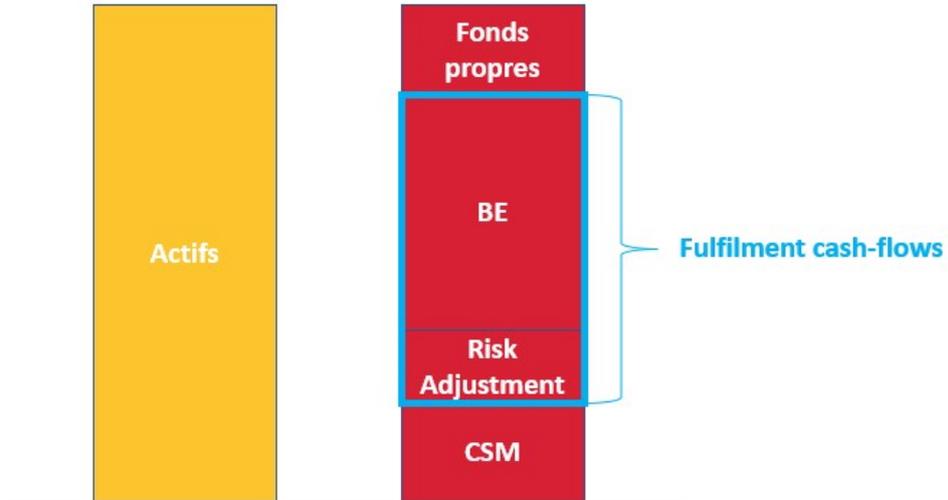


Figure 3: Schéma du bilan à la comptabilisation initiale

### 6.2.7.1 Best Estimate

Le BE, selon la norme, doit prendre en compte les informations les plus récentes et les plus raisonnables, tant que le coût de l'obtention de l'information n'est pas trop élevé. Le choix des hypothèses en découlant doit être justifié. Le BE doit également refléter le point de vue de l'entité, tant que les hypothèses financières n'entrent pas en contradiction avec les prix observés sur le marché (condition de *Market Consistency*).

Dans notre cas, les seules hypothèses financières utilisées sont les courbes de taux sans risque fournies par l'EIOPA, ce qui reste par définition *Market Consistent*. Nous n'avons pas non plus d'ESG (*Economic Scenario Generator*), nous n'aurons donc pas besoin de moyenniser les différents scénarios pondérés par leur probabilité d'apparition pour obtenir notre BE.

Le BE comprend l'ensemble des cash-flows futurs associés aux contrats présents. On peut séparer ceux-ci en cash-flows in (les primes) et cash-flows out (les sinistres, les commissions d'acquisition, les frais etc...). Le BE étant inscrit au passif, nous avons:

$$BE(0) = VAN_{CF_{out}}(0) - VAN_{CF_{in}}(0) \quad (1)$$

Avec,

- $VAN_{CF_{out}}(0)$  la valeur actuelle nette des cash-flows out en 0
- $VAN_{CF_{in}}(0)$  la valeur actuelle nette des cash-flows in en 0

Les cash-flows intégrés dans le BE peuvent être calculés à une maille plus fine que celle des groupes de contrats imposée par la norme. Dans ce mémoire, nous calculons les cash-flows à la maille produit avant de les regrouper en un portefeuille emprunteur (les cohortes annuelles sont conservées dans notre scission, car nous devons conserver les trois critères de regroupement donnés par la norme). Concernant les taux utilisés dans la VAN, nous utilisons la courbe de taux sans risque fournie par l'EIOPA. Nous en expliquons la raison dans la partie 6.3.4, dans laquelle sont calculées les hypothèses financières.

---

### 6.2.7.2 Risk Adjustment

Dans la norme, le *Risk Adjustment* est un ajustement sur "les estimations de la valeur actualisée des flux de trésorerie futurs pour refléter l'indemnité qu'elle exige pour la prise en charge de l'incertitude entourant le montant et l'échéancier des flux de trésorerie qui est engendrée par le risque non financier.". Autrement dit, c'est un montant représentant l'aversion au risque de l'assureur concernant l'incertitude liée aux hypothèses non financières. Théoriquement, l'assureur ne doit pas avoir de préférence entre les deux contrats suivants:

- un contrat dans lequel l'assureur paie N euros;
- un contrat dans lequel l'assureur paie en moyenne N euros et il reçoit une compensation dépendant de l'incertitude sur les paiements égale au *Risk Adjustment*.

Au vu de la nature du RA (*Risk Adjustment*), on peut en déduire qu'il croît avec ce qui augmente le risque non financier que couvre l'assureur, par exemple la sévérité des prestations, la durée du contrat et la largeur de la distribution de probabilités des différents événements possibles. Inversement, le RA décroît avec ce qui diminue le risque non financier que couvre l'assureur, comme la fréquence des sinistres, la connaissance du risque couvert, et les résultats récents qui réduisent l'incertitude sur les montants et les échéanciers.

Concernant son calcul en pratique, la norme propose 3 méthodes différentes: la méthode en coût du capital, celle basée sur la mesure de risque *Value at Risk*, et celle basée sur la mesure de risque *Tail Value at Risk*. Dans tous les cas, la méthode de calcul du RA doit vérifier que celui-ci respecte les caractéristiques énumérées plus haut. Aussi, les gains dus à la diversification doivent être pris en compte dans le RA, puisque ceux-ci contribuent à diminuer le risque supporté par l'entité. Dans ce mémoire, notre RA est la différence entre la *Value at Risk* (VaR) à 70 % à horizon 1 an et le Best Estimate, avec retrait d'une diversification donnée par le Groupe SwissLife. Nous optons donc pour la méthode de confiance basée sur la mesure de risque Value at Risk.

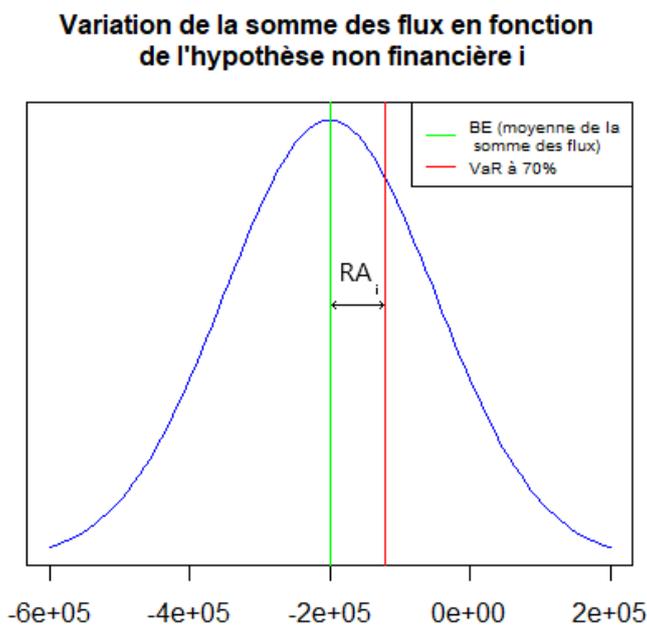


Figure 4: Schéma explicatif du RA, quand on représente la VAN des flux futurs aléatoires par une loi normale

Dans cet exemple, on étudie la variable aléatoire définie par la différence entre la VAN des cash-flows out et la VAN des cash-flows in. On suppose que cette variable aléatoire suit, en fonction de

l'hypothèse non financière  $i$ , une loi normale de moyenne -200 000 et d'écart-type 150 000. Cette loi est totalement arbitraire pour l'exemple et ne représente en rien quelque chose de réel. Dans cet exemple, le BE est l'espérance mathématique de cette variable, soit -200 000. La VaR à 70 % vaut pour cet exemple environ -121 340, ce qui nous donne un *Risk Adjustment* pour l'hypothèse non financière  $i$  de:

$$RA = VaR - BE = -121340 - (-200000) = 78660 \quad (2)$$

Pour connaître le RA associé à un risque  $i$ , il faut donc d'abord pouvoir déterminer la *Value at Risk*.

### La Value at Risk

La VaR, ou *Value at Risk*, est la perte maximale pour un portefeuille donné, une confiance donnée et un horizon de temps donné. Notons que dans notre méthode de calcul de RA, notre horizon est d'un an, donc nous n'aurons pas de question à nous poser sur l'impact de l'horizon. Dans l'exemple précédent, notre portefeuille nous rémunérerait en moyenne de 200 000 en un an, mais nous aurions reçu au minimum 121 340 en un an avec une confiance de 70 % sur l'hypothèse financière étudiée. Mathématiquement, pour une variable aléatoire  $X$ , cela donne:

$$\mathbb{P}(X > VaR_\alpha(X)) = 1 - \alpha \quad (3)$$

Avec  $\alpha$  la confiance donnée pour la VaR.

De plus, d'après le papier de Marcin FEDOR et Julien MOREL (voir Marcin FEDOR n.d.), on peut approcher la VaR de la manière suivante:

$$\widehat{VaR}_\alpha(X) = \hat{\mu} + \hat{\sigma} \cdot \phi^{-1}(\alpha) \quad (4)$$

Avec,

- $\widehat{VaR}_\alpha(X)$  l'estimation de la Value at Risk de  $X$  de confiance  $\alpha$
- $\hat{\mu}$  l'estimation de l'espérance de  $X$
- $\hat{\sigma}$  l'estimation de l'écart-type de  $X$
- $\phi^{-1}(\alpha)$  le quantile d'ordre  $\alpha$  de la loi normale centrée réduite

Nous utilisons cette formule pour approcher la VaR puisque nous n'avons pas accès à la loi que suivent nos cash-flows en fonction de certaines hypothèses non financières. De plus, l'estimation de l'espérance de  $X$  se trouve être par définition le BE. Nous nous retrouvons ainsi avec:

$$RA = VaR_{70\%} - BE = \hat{\sigma} \cdot \phi^{-1}(70\%) \quad (5)$$

Pour connaître le RA associé à une hypothèse non financière, il ne nous reste donc plus qu'à déterminer cet écart-type.

### Écart-type du BEL

L'écart-type est un écart quadratique à la moyenne.

Soit  $n \in \mathbb{N}$ ,  $(x_i)_{1 \leq i \leq n}$  une suite d'observations de variables  $X_i$  i.i.d, d'après la loi des grands nombres, on peut approcher l'écart-type de la loi par:

$$\hat{\sigma} = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \hat{\mu})^2} \quad (6)$$

Avec  $\hat{\mu}$  une approximation empirique de la moyenne. Nous n'avons pas assez d'observations de BEL sous différentes hypothèses pour utiliser cette méthode. Nous supposons plutôt que l'écart du BEL entre deux runs dépend linéairement des risques non financier:

$$\Delta BEL = F(R_1, R_2, \dots, R_n) \quad (7)$$

Avec  $n$  le nombre de risques non financier pris en compte dans le calcul du RA, et  $F$  une fonction linéaire à plusieurs variables. De cette manière l'impact de chaque risque non financier sur le BEL est la sensibilité de celui-ci par rapport au risque  $i$ . De plus, la norme indique que l'entité doit prendre compte des cas favorables et défavorables dans la détermination du RA. Ainsi, on peut estimer la sensibilité du BEL par rapport au risque  $i$  par:

$$S_i^{BEL} = \frac{F(R_i^+) - F(R_i^-)}{R_i^+ - R_i^-} \quad (8)$$

Avec,

- $S_i^{BEL}$ , la sensibilité du BEL par rapport au risque  $i$
- $R_i^+$  ( $R_i^-$ ) une hausse (une baisse) de l'hypothèse non financière d'un certain pourcentage
- $F(R_i)$  le BEL en fonction du risque  $i$ , les autres risques étant considérés comme constants

De cette sensibilité, on peut estimer l'écart-type du BEL par rapport au risque  $i$  comme ceci:

$$\sigma_i = S_i^{BEL} \cdot vol_i \quad (9)$$

Avec  $\sigma_i$  l'écart-type du BEL par rapport au risque  $i$  et  $vol_i$  la volatilité du risque  $i$ .

Les volatilités pour chaque risque sont connues et données par le Groupe SwissLife. Les pourcentages (égaux à la baisse et à la hausse pour chaque risque) appliqués aux risques non financiers sont également donnés par le Groupe. Nous sommes donc capables de déterminer l'écart-type du BEL par rapport à chaque risque. Pour le déterminer par rapport à l'ensemble des risques, une matrice de corrélation entre les différents risques est également donnée. Ainsi, l'écart-type du BEL vaut:

$$\sigma = A^T \cdot (M \cdot A) \quad (10)$$

Avec,

- $\sigma$ , l'écart-type du BEL par rapport à l'ensemble des risques non financiers
- $A$ , la matrice des écart-types du BEL par rapport à chaque risque, de dimensions  $n * 1$
- $A^T$ , la transposée de la matrice  $A$ , de dimensions  $1 * n$
- $M$ , la matrice de corrélations des  $n$  différents risques, de dimensions  $n * n$

Il ne nous reste plus qu'à calculer le RA:

$$RA = \sigma \cdot \phi^{-1}(70 \%) \quad (11)$$

Nous n'avons plus qu'à lui retirer le montant de la diversification due aux autres produits du portefeuille vie, montant qui est aussi donné.

### Calcul du RA en pratique

En pratique, nous calculons notre RA par rapport à quatre risques non financiers:

- le risque de mortalité, avec une hausse et une baisse sur le S/P DC;
- le risque d'arrêt de travail, avec une hausse et une baisse sur le S/P AT;

- le risque de rachat, avec une hausse et une baisse sur les taux de rachat;
- le risque de frais, avec une hausse et une baisse sur les taux de frais.

Nous commençons par calculer le BE dans un scénario dit central, ou principal, dans lequel nous ne modifions pas les hypothèses non financières. Ensuite, pour chaque hypothèse non financière, on fait un run dans lequel nous ajustons l'hypothèse en question à la hausse, et un autre dans lequel nous l'ajustons à la baisse. Nous en déduisons des BEL pour chaque situation, et nous sommes capables d'en déduire la sensibilité du BEL par rapport au risque en question. Puisque nous connaissons également sa volatilité, nous avons accès à l'écart-type du BEL par rapport à chacun des quatre risques. On en déduit ensuite l'écart-type du portefeuille emprunteur, qu'on multiplie par le quantile à 70 % de la loi normale avant de lui retirer la diversification donnée, pour en déduire le RA.

### 6.2.7.3 Contractual Service Margin

La CSM (*Contractual Service Margin*) est le profit futur non acquis de l'entreprise. Elle est déterminée à la comptabilisation initiale au passif du bilan et une partie de celle-ci est reconnue dans le compte de résultat à chaque clôture en fonction des services fournis. Lors de la comptabilisation initiale, la CSM est déterminée en fonction du BEL et du RA de la manière suivante:

$$CSM_{ini} = -(BEL_{ini} + RA_{ini}) \quad (12)$$

La CSM ne peut être négative. Si le groupe de contrats est estimé profitable lors de la comptabilisation initiale, la CSM est supérieure à 0. Si le groupe de contrats est estimé onéreux lors de la comptabilisation initiale, la CSM vaut alors 0 et la perte (*Loss Component*) est directement indiquée dans le compte de résultat.

### 6.2.8 Comptabilisations suivantes d'un groupe de contrats

Lors des comptabilisations suivantes, une nouvelle séparation va voir le jour dans le passif. Il y a d'une part la partie du passif représentant les cash-flows futurs dépendants de sinistres déjà survenus (partie nommée LIC pour *Liabilities for Incurred Claims*). D'autre part, il y a celle représentant les cash-flows futurs dépendants de sinistres pas encore survenus (partie nommée LRC pour *Liabilities for Remaining Coverage*). Nous retrouvons dans la partie LIC le BEL et le RA associés aux flux de trésorerie de couverture passée, et dans la partie LRC, nous avons le BEL, le RA et la CSM associés aux cash-flows de couverture future. En fait, nous avons également ce raisonnement dans la comptabilisation initiale. Seulement, dans la situation initiale, il n'y a pas encore de couverture passée, donc le BEL LIC et le RA LIC sont nuls.

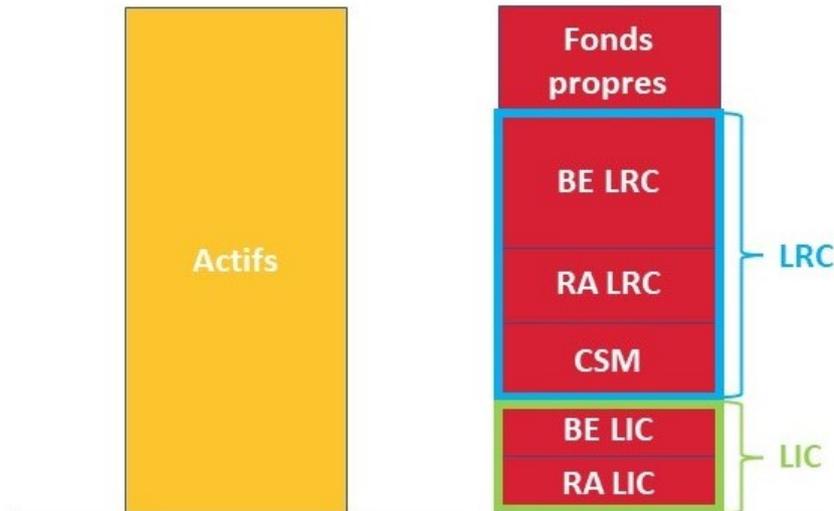


Figure 5: Schéma du bilan aux comptabilisations de clôture

### 6.2.8.1 Best Estimate LRC

Pour le BE LRC, la formule en comptabilisation initiale reste vraie pour les clôtures suivantes:

$$BE(t) = VAN_{CF_{out}}(t) - VAN_{CF_{in}}(t) \quad (13)$$

Seulement, la différence de valeur entre deux années consécutives n'est pas uniquement limitée à la VAN des cash-flows liés à l'année passée. Il y a d'autres facteurs à prendre en compte, à la fois sur l'avancement dans le temps d'une année, mais également sur l'information reçue pendant cette année:

- l'année passée a entraîné une capitalisation d'un an sur le BE;
- l'année passée implique un changement de courbe de taux. En effet, le BE se calcule sur la base de la courbe de taux sans risque de l'année courante fournie par l'EIOPA. Ainsi, en avançant d'un an, l'année courante change et avec elle la courbe de taux sans risque à utiliser;
- l'année passée implique un retrait dans le BE de la VAN des cash-flows prévus liés à la survenance de cette même année.
- En plus de cette diminution, il faut prendre en compte l'écart d'expérience sur les cash-flows futurs pour refléter l'impact réel de l'année passée. Par exemple, on aurait pu prévoir un taux de rachat de 10 % pour l'année, alors qu'il y en a eu en réalité 20 %, ce qui engendre un écart dans l'évolution du BE;
- l'année passée donne des informations qui peuvent conduire à un changement d'hypothèses actuarielles, ce qui engendrerait un écart dans l'évolution du BE.

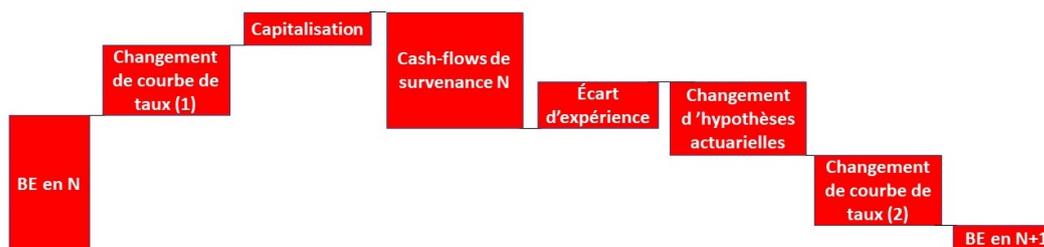


Figure 6: Schéma d'évolution du BE entre deux clôtures

Dans ce schéma, il y a deux changements de courbes de taux. En effet, les impacts d'écart d'expérience du BE et du RA et les impacts de changements d'hypothèses actuarielles du BE et du RA sont retranscrits dans la CSM. Or, comme nous le verrons dans la partie 6.2.8.3, la CSM évolue sur la base de la courbe de taux locked-in, c'est-à-dire la courbe courante de l'année de souscription du groupe de contrats. Or, le BE, quant à lui, se base sur la courbe de taux de l'année courante. Ainsi, lors du calcul des étapes du passage de l'année N à l'année N+1, on va commencer par passer de la courbe de l'année courante à la courbe locked-in. C'est l'étape "changement de courbe de taux (1)" sur le schéma. On va ensuite calculer tous les impacts -de la capitalisation au changement d'hypothèses actuarielles- sur la base de la courbe de taux locked-in. On finit l'AOC en repassant de la courbe locked-in à la courbe courante de l'année N+1, ce qui correspond à l'étape "changement de la courbe de taux (2)". La capitalisation reflète la valeur temps de l'argent (c'est-à-dire le gain apporté par le passage du temps) durant l'exercice comptable. Ensuite, les cash-flows de survenance N correspondent aux flux de trésorerie dont la survenance est la période de l'exercice comptable. Ces flux sont estimés par le modèle en début d'exercice, puis retirés au BE LRC en fin d'exercice, car ils ne font plus partie de la couverture future. Ils sont ensuite comparés avec les vrais flux, qui sont observés en fin d'exercice. L'objectif est de retirer au BEL LRC les flux réels de l'exercice comptable. On verra dans la sous-partie 6.2.9.1 que cette confrontation l'attendu et l'observé construit notre compte de résultat. Enfin, la partie "changement d'hypothèses actuarielles" correspond à l'impact des hypothèses actuarielles de fin d'exercice par rapport à celles de début d'exercice.

### 6.2.8.2 RA LRC

Pour les comptabilisations suivantes du RA LRC, on emploie la même méthode que pour la comptabilisation initiale: on calcule des sensibilités par rapport au BE et on en déduit le RA via la méthode expliquée dans la sous-partie 6.2.7.2. Pour les AOC, on applique également cette méthode sur les BE de chaque étape.

### 6.2.8.3 CSM

La CSM se calcule une première fois à la comptabilisation initiale. Pour les clôtures suivantes, elle subit les ajustements nécessaires dû à l'avancement d'un an, puis est amortie sur la base des unités de couverture.

La première chose à noter dans l'évolution de la CSM est l'évolution de la courbe de taux. La CSM est toujours basée sur la courbe de taux qui était la courbe de taux courante à la souscription des contrats sous-jacents. Cette courbe de taux courante à la situation initiale du groupe de contrats est appelée courbe locked-in. Pour chaque clôture, cette courbe est forwardée d'un an (c'est-à-dire qu'elle est avancée d'un an), et la nouvelle courbe qui en résulte est utilisée pour actualiser les cash-flows utiles à la détermination des unités de couverture et capitaliser la CSM. La méthode utilisée pour forwarder la courbe est abordée dans la partie 6.3.4. Cet avancement de la courbe

de taux à chaque clôture produit un impact financier à prendre en compte dans l'évolution de la CSM.

Ensuite, la CSM varie avec un écart d'expérience et des changements d'hypothèses actuarielles, ceux-ci reflétant ceux du BE et du RA. C'est pourquoi nous avons pris la peine de passer en courbe locked-in pour le BE et le RA avant les AOC. Notons qu'il est possible que suite à ces changements la CSM devienne négative. Dans ce cas, la CSM est minorée à 0, et la différence sera considérée comme une perte (voir article 45-c-ii de Foundation 2017), qui sera reconnue comme la CSM (voir la sous-partie 9).

Enfin, cette CSM est amortie sur la base des unités de couverture, ce qui revient à reconnaître les bénéfices liés aux services fournis pendant l'année.

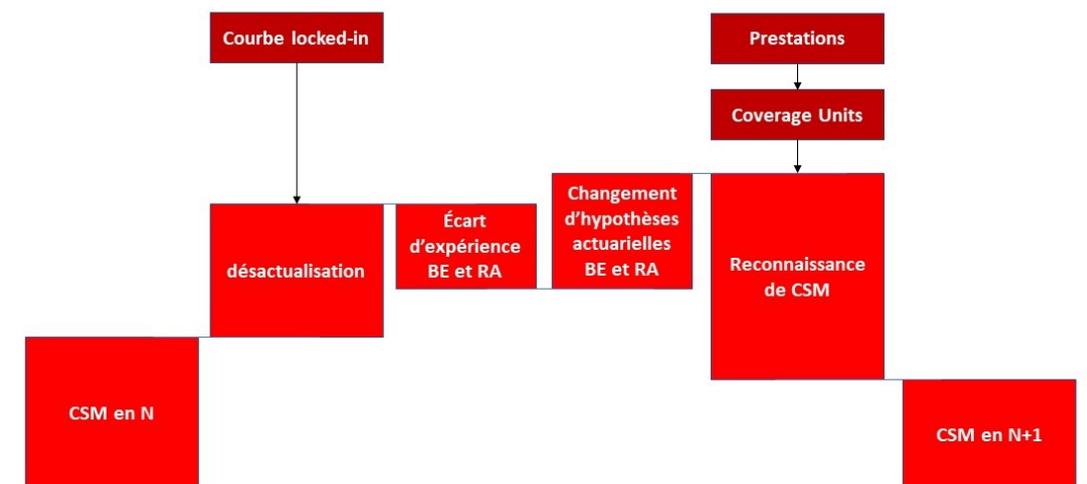


Figure 7: Schéma d'évolution de la CSM entre deux clôtures

#### 6.2.8.4 Les unités de couverture

Les unités de couverture visent à exprimer le service rendu de l'assureur. Elles correspondent à une mesure de la protection fournie par l'assureur. Dans ce mémoire, nous utilisons le Capital Restant Dû (CRD) ou les prestations comme unité de mesure. Voici comment se calculent les unités de couverture exactement:

$$CU(N) = \frac{base(N)}{\sum_{k=N}^{N+40} base(k)} \quad (14)$$

Avec,

- $CU(N)$  les unités de couverture de l'année  $N$ ,
- $base(N)$ , la mesure sur laquelle se base les unités de couvertures. Il peut s'agir du CRD, des prestations ou encore des primes.

Enfin, on utilise ces unités de couverture pour estimer un pourcentage de notre CSM que l'on va reconnaître cette année. Par exemple, si on prend comme mesure les prestations, et qu'on estime avoir payé cette année 5 % des prestations futures et présentes, on estime pouvoir reconnaître 5 % de notre CSM. On parle alors de reconnaissance ou d'amortissement de CSM. Cette reconnaissance est inscrite dans le compte de résultat comme un gain.

### 6.2.8.5 BEL LIC

Le BEL LIC représente les flux de trésorerie futurs de survenance passée. Ainsi, dans la formule générale du BEL (voir 13), la VAN des gains est nulle (car les primes ont déjà été reçues) et la VAN des pertes correspond à la VAN des paiements de sinistres de survenance passée (puisque le reste a déjà été payé). C'est pourquoi, lors de la comptabilisation initiale, le BEL LIC est égal à 0 (la transition est la seule situation dérogeant à cette règle, voir la partie 6.2.10). La variation du BEL LIC fonctionne comme celle du BEL LRC, si ce n'est que les éléments du schéma d'évolution ne visent pas les mêmes éléments. Par exemple, dans l'écart d'expérience du BEL LRC, on y retrouve un écart d'expérience sur les primes, mais celui-ci n'apparaît pas dans l'écart d'expérience du BEL LIC, composé uniquement des paiements courants de survenance courante et passée, ainsi que des provisions de survenance courante et passée. S'il y a une différence entre l'évolution du BEL LIC et du BEL LRC, c'est l'absence d'hypothèse actuarielle, et donc l'absence d'étape "changement d'hypothèses actuarielles", dans le BEL LIC.

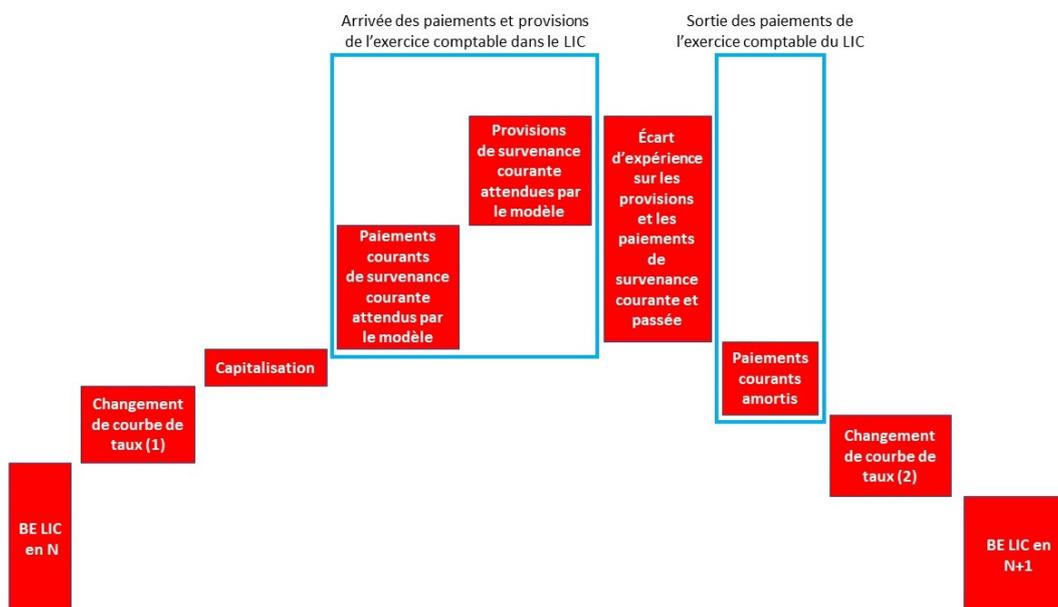


Figure 8: évolution du BE LIC

Dans ce schéma, l'arrivée des paiements et provisions de survenance courante correspond à la charge de sinistralité retirée au BEL LRC durant la même période (voir la variation "Cash-flows de survenance N" du Schéma 6). En effet, tous les sinistres qui ont eu lieu entre le début de l'exercice et la fin de l'exercice passent de la couverture restante à la couverture passée. Une fois ces flux acquis, on calcule l'écart d'expérience entre d'une part, les paiements courants prévus par le modèle (toutes survenances confondues) et les provisions prévues en fin d'exercice et d'autre part, les paiements réels et les provisions restantes réelles. Enfin, comme les paiements courants ont déjà été payés, on les retire du BE LIC (étape Paiements courants amortis dans le schéma ci-dessus). Le résultat de ces trois étapes est la variation non financière du BEL LIC.

### 6.2.8.6 RA LIC

Le RA LIC fonctionne de la même manière que le RA LRC, à ceci près que les hypothèses actuarielles influençant le BEL LIC diffèrent de celles qui influent sur le BEL LRC. Dans le cadre de ce mémoire néanmoins, pour éviter de complexifier le sujet, on considérera le RA LIC comme nul.

## 6.2.9 Compte de résultat et bilan

Pour chaque exercice comptable, une assurance doit présenter son compte de résultat ainsi que son bilan. Le compte de résultat recense les flux de trésorerie réalisés par l'assureur durant la période de l'exercice comptable, tandis que le bilan représente l'estimation actuelle du profit et des responsabilités futurs du portefeuille traité (voir paragraphes 98 à 100 de Foundation 2017).

### 6.2.9.1 Le compte de résultat

D'après la norme, le compte de résultat doit pouvoir permettre à un utilisateur d'état financier de distinguer l'impact des flux de trésorerie sur le bilan de celui de la performance financière. Il se présente sous la forme suivante:

		0	Year 1			0	Year 1
<b>Revenu d'assurance</b>		$A = \sum_{i=1}^7 A_i$		<b>Charge d'assurance</b>		$B = \sum_{i=1}^6 B_i$	
	Prestations attendues sauf contrats onéreux		$A_1$		Charge de sinistralité réelle		$B_1$
	Frais attendus		$A_2$		Frais réels		$B_2$
	Relâchement du RA LRC		$A_3$		Variation non financière du RA LIC		$B_3$
	Reconnaissance de la CSM		$A_4$		Pertes et reprise de pertes pour les contrats onéreux		$B_4$
	coûts attendus pour les contrats onéreux		$A_5$		Prestations et frais réels pour les contrats onéreux		$B_5$
	Écart d'expérience sur les primes		$A_6$		Écart d'expérience sur les sinistres de survenance passée		$B_6$
	Écart d'expérience sur les commissions d'acquisition		$A_7$				
						0	Year 1
<b>Résultat d'assurance</b>						$R_a = A + B$	
<b>Résultat financier</b>						$R_f = C_1$	
Résultat financier sur l'exercice comptable						$C_1$	
<b>Résultat</b>						$R = R_a + R_f$	

Figure 9: Compte de résultat

On peut remarquer que le compte de résultat peut se décomposer en trois grandes parties, à savoir le revenu d'assurance et la charge d'assurance, qui forment à eux deux le résultat d'assurance, ainsi que le résultat financier. Ce dernier représente le gain effectué dans l'exercice comptable dû à la capitalisation du BEL LRC et LIC, RA LRC et LIC et CSM. On peut retrouver ces valeurs dans leur évolution (voir par exemple la figure 6). La distinction entre résultat financier et résultat d'assurance permet de répondre à la condition énoncée en début de sous-partie.

Le revenu d'assurance représente un gain pour l'assureur. Il est composé:

- des coûts attendus par l'assureur pour l'exercice comptable;
- de la reconnaissance de RA et de CSM au titre des services fournis pendant l'exercice comptable;
- de l'écart d'expérience des primes et des commissions d'acquisition.

On distingue les contrats onéreux des contrats avec une faible probabilité de devenir onéreux dans le futur, car les flux de trésorerie du compte de résultat sont censés pouvoir expliquer les variations des éléments du passif du bilan. Or, dans le bilan, on fait une distinction entre les éléments de perte et le reste (voir article 100 de Foundation 2017).

Les écarts d'expériences décrits ci-dessus sont l'écart entre les flux de trésorerie observés et les flux de trésorerie attendus pendant l'exercice comptable. Prenons l'exemple des primes pour comprendre ce que cela signifie. Dans le BEL LRC en début d'exercice comptable, l'assureur a comptabilisé une prime attendue pendant l'exercice de 1000. Si l'assureur reçoit réellement 1200, il perçoit un gain de 200 euros. Pour les commissions d'acquisitions, le raisonnement est le même. Si l'assureur s'attend à payer 100 euros pendant l'exercice comptable mais qu'il en paie en réalité 80, il fait un gain de  $(-80) - (-100) = 20$  euros. Avec ce raisonnement, les sinistres attendus comme les frais attendus sont considérés comme des gains, et les sinistres et frais réels sont considérés comme des pertes. L'écart d'expérience est la somme des deux et peut être un gain ou une perte.

Les flux attendus se calculent dès l'évolution du *Best Estimate LRC*. En effet, tous les flux de trésorerie attendus cités ci-dessus font partie des "cash-flows de survenance N" dans l'évolution du BEL LRC (6). On notera que les prestations attendues correspondent aux paiements effectués courants et futurs actualisés liés à la survenance courante. Il ne s'agit pas uniquement des paiements de survenance courante payés dans l'année. Voici un schéma du rapport entre l'évolution du Best Estimate et le compte de résultat:

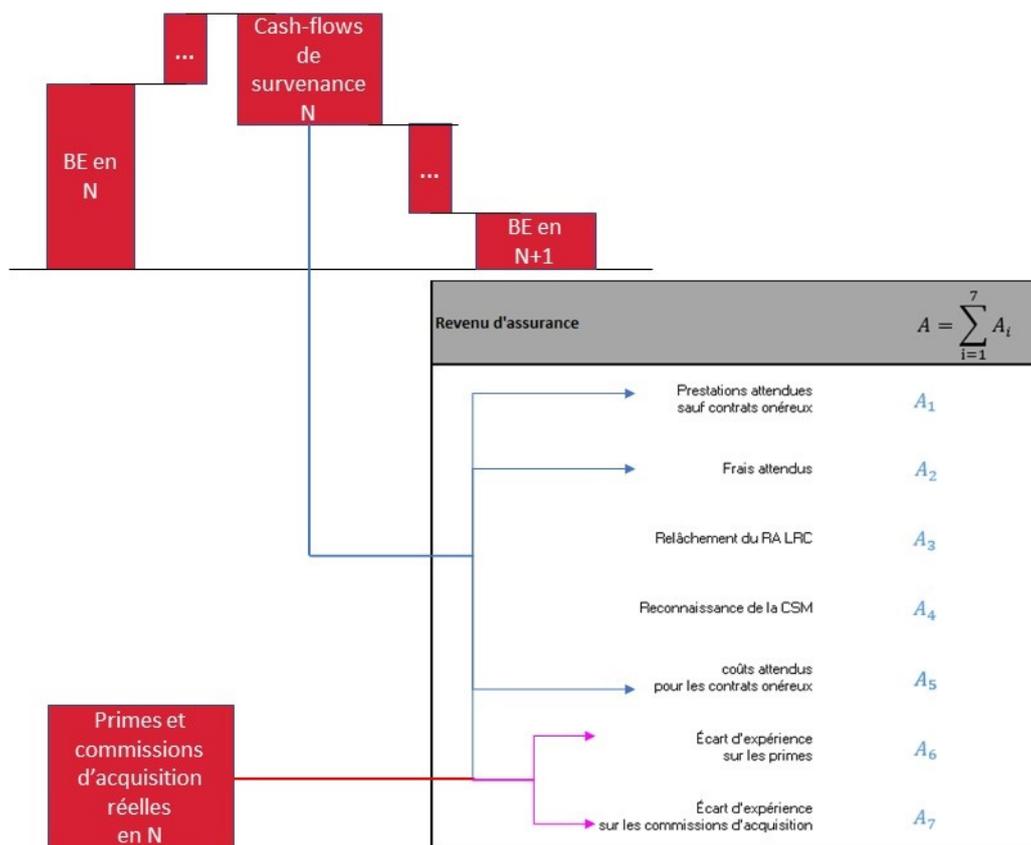


Figure 10: Lien entre évolution de flux et compte de résultat

Enfin, une partie du *Risk Adjustment* et de la CSM est reconnue au titre des prestations de l'exercice comptable. Pour la CSM, cette reconnaissance se calcule sur la base des unités de couverture, comme vu plus haut. Le RA quant à lui se reconnaît sur la base des cash-flows courants (c'est-à-dire les "cash-flows de survenance N" de l'évolution du *Best Estimate*) estimés

---

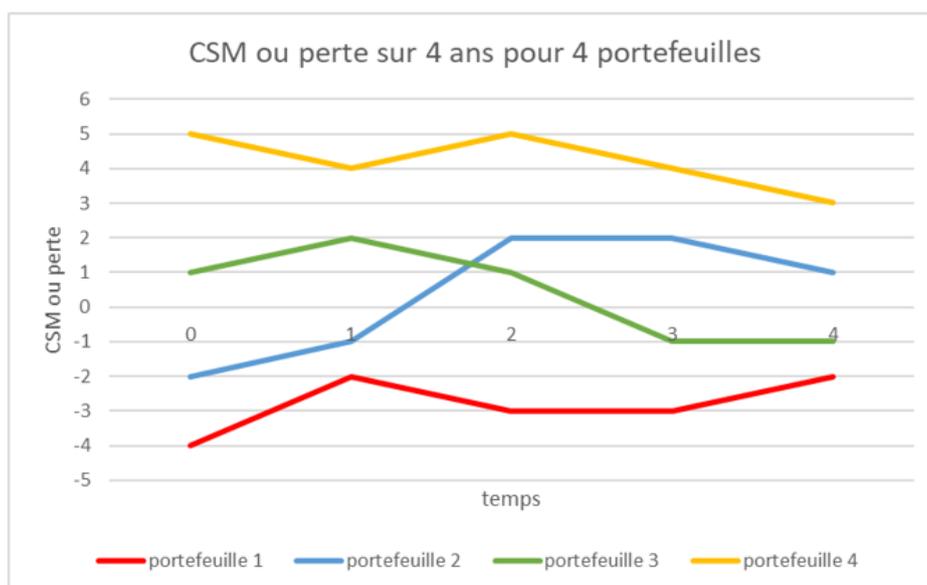
en début d'exercice.

La charge d'assurance, comme son nom l'indique, représente un coût pour l'assureur. On y trouve:

- la charge de sinistralité réelle;
- les frais réels;
- la variation non financière du RA LIC;
- les pertes et reprises de pertes pour les contrats onéreux;
- les coûts réels durant l'exercice comptable pour les contrats onéreux;
- l'écart d'expérience sur les sinistres de survenance passée

On voit avec la charge d'assurance et le revenu d'assurance, qu'on oppose toujours les flux de trésorerie attendus aux flux de trésorerie réels: aux prestations attendues on oppose les charges de sinistralités (donc la somme des paiements et des provisions) réelles, aux frais estimés on oppose les frais réels, ceci pour les contrats profitables et onéreux. Quant aux écarts d'expérience, qu'il s'agisse du revenu d'assurance ou de la charge d'assurance, c'est toujours une opposition entre flux attendus et observés. Seules les reconnaissances de RA et de CSM échappent à cette notion. Dans la charge d'assurance, il s'agit:

- d'une part de la variation non financière (la financière étant comptée dans la partie financière du compte de résultat) du RA LIC. Dans ce mémoire, nous n'étudions pas le cas du RA LIC, puisque nous n'avons pas d'hypothèses actuarielles influant sur le BEL LIC. On considère ainsi le RA LIC nul;
- d'autre part la perte ou la reconnaissance de perte dans le cas d'un contrat onéreux. En effet, dans le cas des contrats onéreux, la CSM est nulle et ce qu'on appelle la perte est la somme du BE LRC et du RA LRC, qui dans le cas d'un contrat onéreux, est négative. Il représente donc la perte future non encore acquise. Cette perte sera reconnue en résultat dans le temps. Le processus de reconnaissance de la perte est le même que celui de la CSM, à savoir en se basant sur les unités de couverture (voir article 50a de Foundation 2017). Si cette perte doit passer en gain plus tard grâce à ses variations, elle est majorée à 0, et le gain rentre dans la CSM (article 50b de Foundation 2017). Cependant, le portefeuille est toujours considéré profitable.



	Portefeuille 1	Portefeuille 2	Portefeuille 3	Portefeuille 4
<b>Profitabilité</b>	Onéreux	Onéreux	Profitable	Profitable
<b>CSM initiale</b>	0	0	1	5
<b>Perte initiale</b>	-4	-2	0	0
<b>CSM au bout de 4 ans</b>	0	1	0	3
<b>Perte au bout de 4 ans</b>	-2	0	-1	0

Figure 11: Schéma des évolutions possibles de la CSM et de la perte

On voit avec ces quatre exemples de portefeuille que la profitabilité du portefeuille est seulement liée à la comptabilisation initiale, et qu'un portefeuille onéreux peut avoir une CSM, et de même un portefeuille profitable peut avoir un élément de perte. Il s'agit néanmoins de cas minoritaires.

Dans l'article 87 de la norme IFRS17, il est énoncé que "Les produits financiers ou charges financières d'assurance sont constitués de la variation de la valeur comptable du groupe de contrats d'assurance qui découle de ce qui suit :

- l'effet de la valeur temps de l'argent et de ses variations ;
- l'effet du risque financier et de ses variations ;
- exception faite, dans le cas des groupes de contrats d'assurance avec participation directe, des variations qui entraîneraient un ajustement de la marge sur services contractuels, si ce n'était de l'application des paragraphes 45(b)(ii), 45(b)(iii), 45(c)(ii) ou 45(c)(iii). Ces variations sont incluses dans les charges afférentes aux activités d'assurance."

Dans notre cas, nos groupes de contrats n'ont pas de participation directe, seuls les deux premiers points nous concernent. Et si nous avons déjà comptabilisé la valeur temps de l'argent dans le résultat financier du compte de résultat, nous n'avons pas encore comptabilisé l'effet du risque financier. Pour cela, nous utilisons l'OCI (Other Comprehensive Income).

### 6.2.9.2 Other Comprehensive Income

Sous la norme IFRS17, le résultat total entre deux exercices n'est pas la différence entre les produits et les charges comme présenté dans le compte de résultat ci-dessus, mais directement la variation des capitaux propres (voir Olivier Ramond n.d.). Des exemples d'impacts sur la variation des capitaux propres absents du compte de résultat sont les dividendes (en l'occurrence considérés nuls dans notre modèle) et la revalorisation de nos flux de trésorerie. Cette dernière est la seule qui nous concerne, et nous pouvons soit la comptabiliser directement dans le compte de résultat soit en OCI (*Other Comprehensive Income*). L'OCI est donc le stock de la revalorisation de nos flux de trésorerie. Cette option est utilisée dans ce mémoire.

### 6.2.9.3 Le bilan

Nous avons déjà vu à quoi ressemblait le bilan schématiquement dans une sous-partie précédente (voir 5). Voyons à présent comment se présente un bilan comptable:

Bilan au 31/12/N			
Actif	A	Passif	P = X + Y + Z
Banque	A	<b>LRC</b>	$X = X_1 + X_2 + X_3$
		BEL LRC	$X_1$
		RA LRC	$X_2$
		CSM	$X_3$
		<b>LIC</b>	$Y = Y_1 + Y_2$
		BEL LIC	$Y_1$
		RA LIC	$Y_2$
		<b>Fonds Propres</b>	$Z = Z_1 + Z_2$
		Réserves	$Z_1$
		OCI	$Z_2$

Figure 12: Bilan comptable

Notre passif se décompose en trois parties: le LRC, le LIC et les fonds propres. Ceux-ci sont ensuite scindés en deux ou trois éléments:

- le LRC est composé du BEL LRC, RA LRC et de la CSM, comme vu précédemment. Pour chacun de ces éléments, leur valeur comptabilisée dans le bilan est celle de fin d'exercice comptable (ex: CSM en N+1 dans la figure 6.2.8.3);
- le LIC est composé du BEL LIC et du RA LIC. Nous avons déjà vu comment évolue le BEL LIC dans la sous-partie 6.2.8.5, et sa valeur en fin d'exercice se retrouve dans le bilan. Pour le RA LIC, nous avons 0 au bilan, puisque nous faisons le choix de l'ignorer dans ce mémoire;
- enfin, nous avons les fonds propres, qui correspondent au capital dont dispose l'entreprise.

On peut récapituler l'interaction entre l'évolution des différents indicateurs financiers (par exemple ici 53), du compte de résultat et de l'OCI avec le bilan avec le schéma ci-dessous:

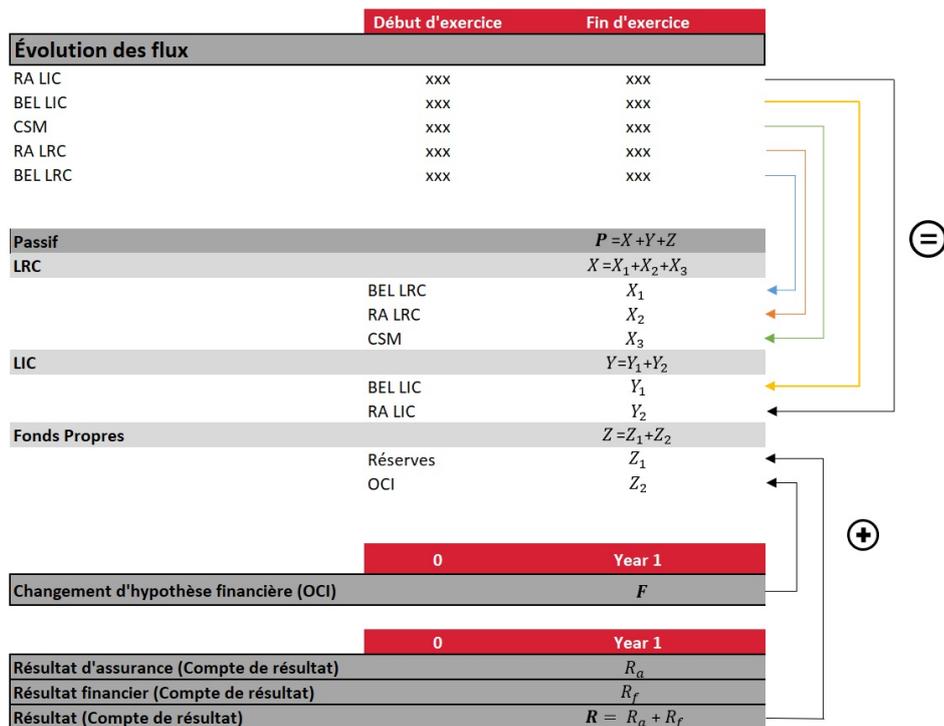


Figure 13: Liens entre les différentes notions étudiées

### 6.2.10 Transition

Avec la théorie étudiée précédemment, nous pouvons établir le bilan et le compte de résultat d'un groupe de contrats, de son année de création à sa maturité. Néanmoins, il reste encore une question en suspens: comment gérer les groupes de contrats déjà présents à la date de transition? En effet, lors du passage à la norme IFRS17, dans le cadre de ce mémoire, le 1er janvier 2021, les contrats déjà en vigueur ne pourront pas être traités comme du *New Business*, puisqu'ils peuvent dater de déjà plusieurs années. Même si on peut calculer directement les BEL et les RA au 1er janvier 2021, ceux-ci dépendant uniquement du futur, on ne peut pas pour autant en déduire la CSM 2021, puisqu'elle se calcule obligatoirement par processus récursif avec une actualisation au taux locked-in. On doit donc pouvoir retracer la date de début du groupe de contrat auquel le contrat est associé, déterminer la CSM initiale, puis la faire évoluer en suivant la méthode énoncée dans la sous-partie 6.2.8.3 jusqu'au 1er janvier 2021. Mais déterminer la CSM initiale demande également la capacité de déterminer le BEL initial ainsi que le RA initial, donc les données présentes lors de la date de création du groupe de contrats. On voit que cela demande beaucoup d'informations dans le passé. Cette problématique a donné lieu à trois méthodes différentes de détermination de la CSM en fonction des informations à disposition de l'entreprise:

- la méthode FRA (*Full Retrospective Approach*), qui permet d'appliquer la norme IFRS17 de manière complètement rétrospective, c'est-à-dire de faire comme si la norme IFRS17 avait toujours été en vigueur et donc pouvoir déterminer les notions comptables en valeur initiale et appliquer la norme jusqu'au 1er janvier 2021. Cette méthode est à prioriser, dans le cas où les données le permettrait;
- la méthode MRA (*Modified Restrospective Approach*), qui applique dans la mesure du possible la norme IFRS17 rétrospectivement, à la hauteur de l'information disponible;
- la méthode FVA (*Fair Value Approach*), qui calcule la juste valeur des contrats à la date de transition.

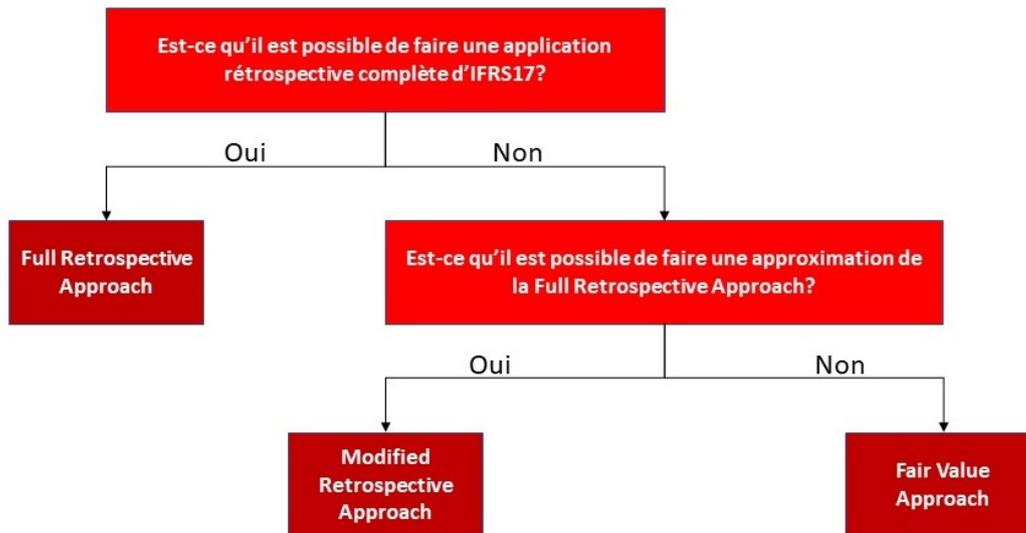


Figure 14: Schéma du choix de la méthode applicable aux contrats pré-transition

Dans notre cas, nous appliquons la méthode MRA. Nous regroupons tous les contrats pré-transition en un unique groupe de contrats de transition, qui débute en 2006. Ce groupe de contrat est appelé le stock de transition. Les données auxquelles nous avons accès pour approximer la norme IFRS17 rétrospectivement sont les flux de trésorerie des contrats d'assurance avant la date de transition. Nous utilisons donc les flux de trésorerie historiques d'un côté et les flux de trésorerie modélisés d'un autre côté pour pouvoir calculer le BEL initial au taux locked-in. Pour ce qui est du RA initial, il nous est impossible de l'estimer, car des données historiques ne nous permettent pas de calculer des sensibilités. La CSM initiale du groupe de contrat 2006 est donc égale à l'opposé du BEL initial.

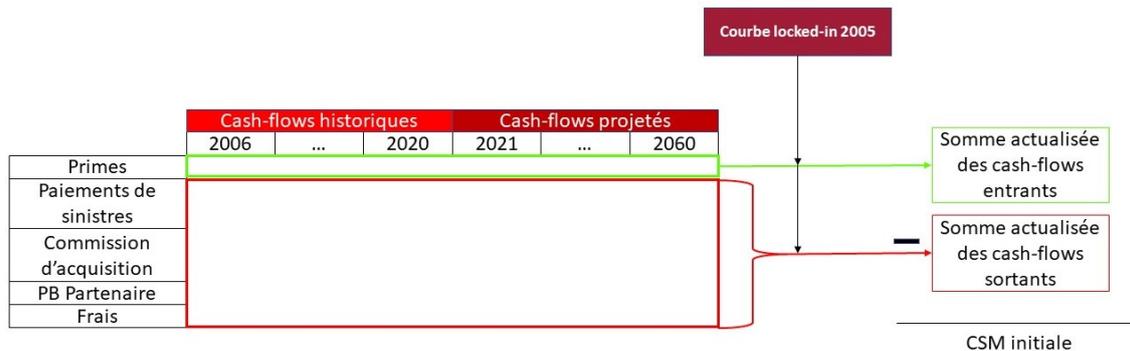


Figure 15: Calcul de CSM initiale pour le stock de transition

Maintenant que nous avons notre CSM initiale, nous allons pouvoir la faire évoluer jusqu'au 1er janvier 2021 grâce à la méthode explicitée dans la sous-partie 6.2.8.3. Comme nos données historiques sont fixes, on sait déjà que lors du processus d'évolution de la CSM pré-transition, on a un écart d'expérience nul, ainsi qu'un impact de changement d'hypothèses actuarielles nul. L'évolution de la CSM avant la date de transition ne dépend donc que de la désactualisation au taux locked-in et de son amortissement. Comme la CSM est liée au groupe de contrats 2006 et qu'on les reconnaît en début d'année, la courbe de taux locked-in est la courbe de taux sans risque datant du 31/12/2005. Nous pouvons déterminer le taux d'actualisation entre deux dates grâce à la courbe de

taux fournie par l'EIOPA au 31/12/2005 et à la méthode expliquée dans la sous-partie 6.3.4. Quant à l'amortissement annuel de la CSM, il s'agira d'une pondération des Coverage Units présents sur les Coverage Units présents et futurs. Comme nous n'avons pas accès aux CRDs dans les données historiques, nous baserons nos calculs de Coverage Units sur les primes. En effectuant ce travail 15 fois sur la CSM, nous obtenons notre CSM au 31/12/2020. On doit maintenant lui retirer le RA 2020, qu'on peut calculer à cette date avec nos données. La CSM en résultant sera notre CSM de transition.

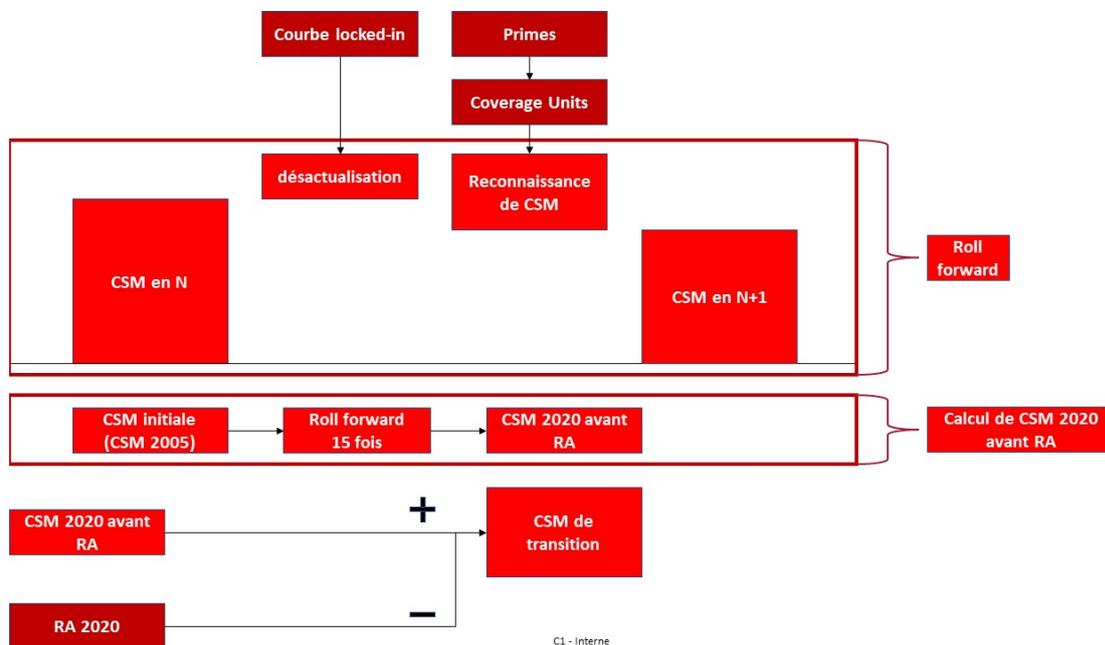


Figure 16: Calcul de CSM de transition

### 6.3 Le modèle de projection emprunteur IFRS17 de SwissLife

Le modèle de SwissLife est un modèle simplifié qui se base sur des Model Points ainsi que des hypothèses actuarielles et financières pour engendrer des flux futurs. Un Model Point est un regroupement de contrats en un même ensemble. Cet assemblage se fait sur la base de caractéristiques communes telles que la tarification, l'année de souscription et la nature des garanties. Les contrats assemblés proviennent d'une autre base de données qui est créée à la maille contrat et comprend diverses caractéristiques des dits contrats. Le regroupement dans le Model Point se porte sur la similarité des tarifications des contrats, ce qui permet au modèle de prendre moins de temps dans la projection de l'ensemble du portefeuille. Nous pouvons retrouver dans les caractéristiques du contrat :

- la prime annuelle moyenne des contrats regroupés;
- la proportion de garantie décès, qui indique quelle proportion de la prime annuelle doit être affectée en prime décès;
- le type de prêt (In fine ou Amorti en mensualité constante);
- le nombre de contrats regroupés pour Model Point;
- la provision décès et la provision d'arrêt de travail, qui sont la somme des provisions de chaque contrat;
- la date d'entrée moyenne au mois près;
- l'âge moyen lors de la souscription du contrat;

- 
- la quote-part si on considère un contrat de réassurance;
  - le capital garanti initial, qui est la moyenne des capitaux initiaux des différents contrats regroupés;
  - la durée moyenne de l'ensemble des contrats en mois depuis leur souscription;
  - le taux de prêt moyen;
  - le type de tarification (basé sur le capital initial à l'âge de souscription ou sur le capital restant dû);
  - une clé pour trouver la tarification dans la table adéquate;
  - un booléen qui vérifie s'il faut utiliser une matrice de déformation ou non.

Mise à part la dernière caractéristique, toutes celles présentées ci-dessus peuvent varier en fonction des contrats. Le reste fait partie des hypothèses et sont fixées par produit :

- la commission d'acquisition en pourcentage des primes;
- le taux de frais en pourcentage des primes;
- le Loss Ratio pour la garantie décès et celui pour la garantie arrêt de travail;
- la table de taux de rachat, qui donne le taux de rachat en fonction de l'ancienneté du contrat;
- la table de tarification, qui renseigne la tarification en fonction de l'âge de l'assuré lorsqu'il paie sa prime et de la clé de tarification;
- la table de déformation, qui renseigne le coefficient à appliquer aux primes en fonction de la durée initiale du contrat et de son ancienneté;
- les différentes courbes de taux utilisées, puisque nous avons besoin en IFRS17 d'une courbe courante reflétant l'hypothèse financière au moment de la clôture, et de courbes locked-in associées à chaque Groupe de contrat au moment de la souscription.

Avec l'ensemble de ces hypothèses, le modèle va être capable de projeter des cash-flows mensuels. Tout d'abord, sur la durée restante du contrat, le modèle va projeter les primes. Nous allons expliciter cette projection, avec des graphiques à l'appui pour comprendre l'impact des différents éléments. L'exemple pris pour construire les graphiques s'appuie sur les données d'un ensemble de contrats souscrit en 2020 avec une durée de 21 ans. Il s'agit également d'un ensemble de contrats ayant comme unique garantie la garantie décès, ce qui simplifie la situation. Le type de tarification utilisé est "CRD" et le prêt sur lequel porte l'assurance est amortissable.

### 6.3.1 Projection des primes

Pour commencer, nous allons calculer ce qu'on appellera la courbe de primes de base, qu'on complexifiera par la suite. Pour cela, la prime annuelle donnée en hypothèse sera divisée par 12 pour avoir une prime mensuelle, avant d'être séparée en prime décès (DC) et arrêt de travail (AT) suivant la proportion de garantie décès donnée en hypothèse. Comme il s'agit d'une prime pour un contrat, il faut la multiplier par le nombre de contrats. Cela demande donc de connaître le nombre de contrats qui sont encore dans le portefeuille. On a accès à ce nombre au début de projection, et pour les mois suivants, on utilise le taux de rachat adéquat fourni par la table de rachat, ce qui nous permet de connaître le nombre de contrats avec la formule suivante :

$$Nbc(m + 1) = Nbc(m) \cdot (1 - Tdr(m + 1)) \quad (15)$$

Avec

- $Nbc(m)$  le nombre de contrat au mois  $m$

- $Tdr(m+1)$  le taux de rachat au mois  $m+1$

Lorsqu'on utilise une table de taux de rachat, on a besoin de l'ancienneté, en mois ou en année suivant la table, pour accéder au taux de rachat adéquat. Comme nous avons cette donnée en hypothèse, nous pouvons obtenir notre taux de rachat chaque mois, et on peut donc actualiser le nombre de contrats chaque mois grâce à la formule ci-dessus.

On peut donc en déduire la prime totale pour les garanties DC et AT. On note  $P_{DC}(m)$  et  $P_{AT}(m)$  ces primes mensuelles. On retrouvera la prime totale du mois en sommant ces deux primes. On peut se demander pourquoi on sépare la prime en garanties DC et AT, si ce qui nous intéresse est la prime totale. La raison se trouve dans les charges de sinistralité. Comme nous le verrons sous peu, l'écoulement de la charge de sinistralité pour une garantie DC est différent de celle de la charge de sinistralité pour une garantie AT. Ainsi, nous devons séparer ces charges de sinistralité, et pour ce faire, nous séparons la prime globale en deux, une pour chaque garantie, avant d'appliquer un Loss Ratio à chacune de ces primes pour obtenir une charge de sinistralité par garantie.

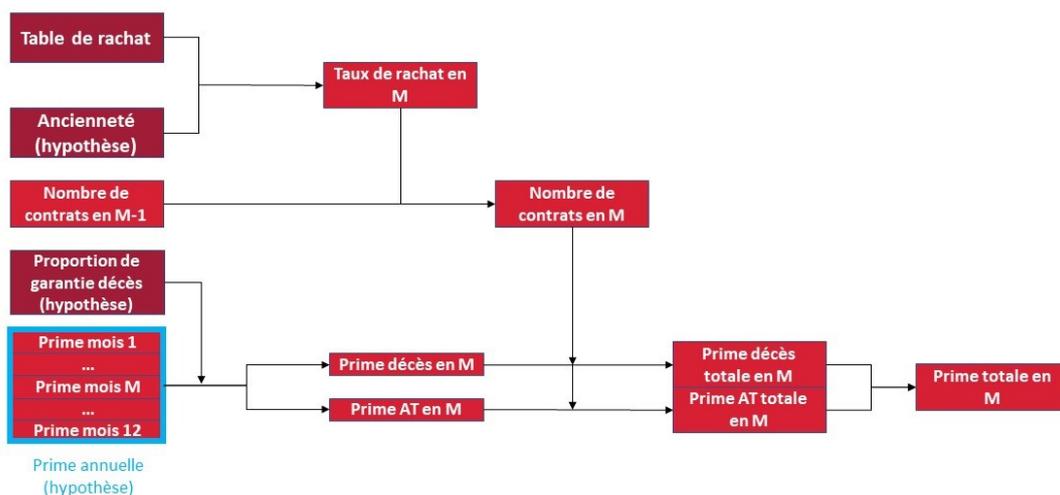


Figure 17: Schéma récapitulatif de la méthode de calcul de la prime de base

En plus du schéma récapitulatif, voici le graphique de l'exemple, représentant la courbe de primes de base en mois:

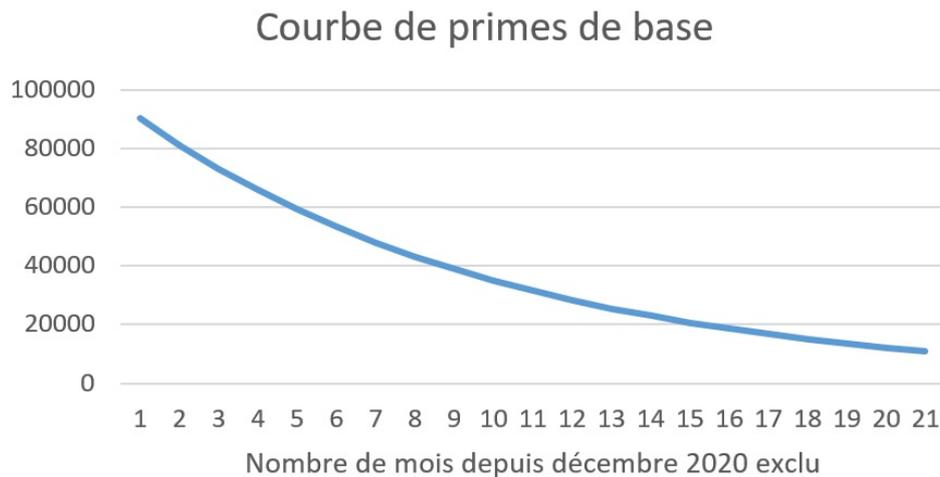


Figure 18: Exemple de courbe de primes mensuelles

On voit que la courbe des primes décroît de manière exponentielle, ce qui est normal car cette forme reflète uniquement la forme de la décroissance du nombre de contrats.

Jusqu'à présent, notre courbe de primes consiste d'une prime annuelle moyenne décomposée en 12 primes mensuelles, chacune multipliée par le nombre de contrats du mois en cours. On continue de la même façon pour les années suivantes, en prenant la même prime annuelle moyenne chaque année. Seulement, il faut se demander d'où vient cette prime annuelle pour savoir si on peut la supposer constante dans la projection.

La prime annuelle se calcule différemment suivant le type de tarification, à savoir celle basée sur le capital initial et l'âge à la souscription ("CI\_AGE\_SOUS") ou sur le capital restant dû et l'âge atteint ("CRD"). À part pour le produit CSF, qui est l'un des deux produits phares du portefeuille emprunteur de SwissLife, tous les autres produits sont largement composés de tarification "CRD".

#### 6.3.1.1 La tarification basée sur le capital initial

Dans le cadre de cette tarification, la prime est basée sur le capital initial garanti par l'assureur. De plus, la tarification en proportion du capital initial garanti est constante dans le temps, et il n'y a pas de matrice de déformation dans cette tarification, contrairement à la tarification suivante. Ainsi, la prime moyenne d'un ensemble de contrats est constante dans le temps, et la méthode de calcul de la courbe de primes ci-dessus s'adapte très bien à cette tarification.

#### 6.3.1.2 La tarification basée sur le capital restant dû

Cette tarification est plus compliquée que la précédente. En effet, la prime est cette fois-ci basée sur le CRD, qui peut diminuer dans le temps (voir les prochaines sous-parties traitant des types de prêts, cf 6.3.1.3 et 6.3.1.4). De plus, la tarification en pourcentage du CRD n'est pas constante dans le temps. Celle-ci dépend de l'âge atteint (c'est-à-dire l'âge au mois considéré dans la projection) ainsi que de la combinaison de garanties DC ou AT, ce qui mène à des tarifications différentes. En plus de ces deux différences par rapport à la tarification précédente, il peut exister une matrice de déformation selon les produits. Cette matrice va déformer les primes en faisant gonfler les primes pendant les premières années d'assurance, et les diminuer au fil du temps. La déformation des primes dépend de la durée initiale et de l'ancienneté du contrat. En général, plus l'ancienneté du contrat est grande, plus la prime est affaiblie par la matrice de déformation.

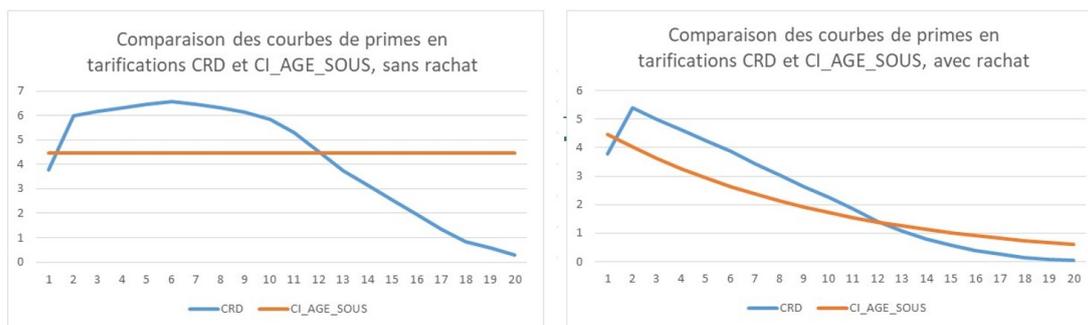


Figure 19: Comparaison entre les tarifications CRD et CI\_AGE\_SOUS

Dans la tarification en CRD, la forme de la courbe des primes est donc particulière à chaque ensemble de contrats et dépend de plusieurs paramètres. L'hypothèse de la constance de la prime moyenne dans le temps n'est donc plus valable. C'est pourquoi nous allons maintenant essayer d'intégrer dans notre courbe de prime l'impact des différents éléments de cette tarification. Pour cela, nous allons déterminer une courbe de primes qu'on nommera courbe théorique. Cette courbe reprendra l'impact du CRD, de la tarification et de la matrice de déformation. Nous n'aurons plus qu'à intégrer la forme de cette courbe théorique dans notre courbe de base pour y intégrer les effets de la tarification "CRD".

Pour calculer les primes théoriques, nous devons connaître le CRD, puisque la tarification se fait proportionnellement à cette valeur. Le CRD se calcule différemment selon le type de prêt, à savoir prêt in fine ou prêt amortissable en mensualité constante.

### 6.3.1.3 Prêt in fine

Un prêt in fine est un prêt pour lequel l'emprunteur rembourse uniquement les intérêts à chaque échéance, et paie la totalité de l'emprunt (soit le capital garanti initial fourni dans les données) à la maturité du contrat de prêt. Dans ce cas, la mensualité payée par l'emprunteur est constante et vaut les intérêts, sauf pour la dernière échéance, où elle vaut les intérêts plus le capital emprunté. Le CRD, quant à lui, est constant et vaut le capital garanti initial, sauf à la maturité du contrat, où il vaut 0.

### 6.3.1.4 Prêt amortissable en mensualité constante

Un prêt amortissable est un prêt pour lequel l'emprunteur paie à chaque échéance les intérêts et une partie du capital emprunté, partie qu'on nomme amortissement. La somme des intérêts et de l'amortissement constitue la mensualité, dans le cas d'une échéance mensuelle.

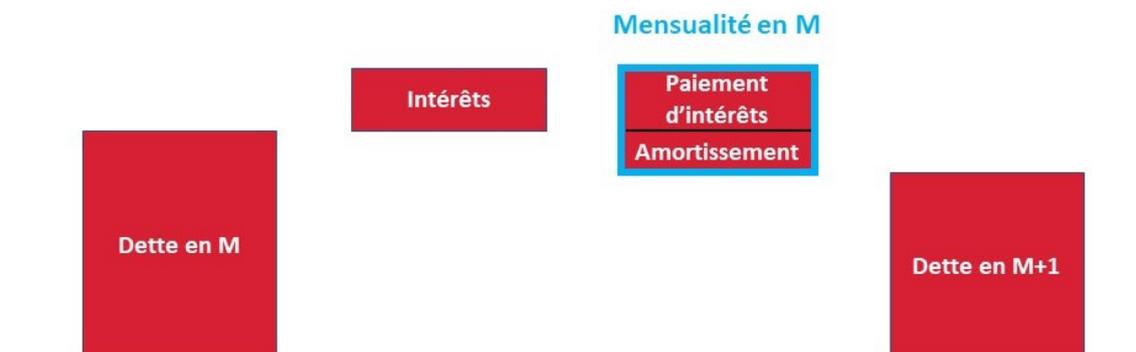


Figure 20: Schéma de règlement de dette pour un prêt amortissable

Dans le cas du prêt amortissable en mensualité constante, on souhaite que, comme le nom l'indique, le paiement effectué par l'emprunteur à chaque échéance soit constant, y compris à la dernière. Par conséquent, on peut en déduire la formule suivante pour déterminer le CRD mensuel:

$$CRD(m) = CI \cdot \left( \frac{1 - (1+i)^{m-d}}{1 - (1+i)^{-d}} \right) \quad (16)$$

Avec

- CI le capital initial assuré
- i le taux mensuel de prêt moyen
- d la durée initiale du contrat en mois
- m le nombre de mois passés depuis la souscription du contrat

Grâce au CRD projeté, déterminé selon le type de prêt, nous allons pouvoir construire une courbe de prime théorique avec la table de tarification et de déformation. On connaît l'âge moyen lors de la souscription du contrat, ce qui nous permet chaque année, avec la clé de tarification, de connaître la tarification des contrats DC et AT. Avec la date d'entrée du contrat et sa durée initiale, nous sommes également en mesure de connaître le coefficient de la table de déformation à appliquer. Comme la tarification est un pourcentage à appliquer au CRD, on se retrouve avec une courbe de primes théoriques pour la garantie DC et une autre pour la garantie AT en multipliant les 3 variables en question:

$$P_g^{th}(m) = CRD_m \cdot tarification_m \cdot deformation_m \quad (17)$$

Avec,

- m le nombre de mois entre la date de projection considérée et la souscription
- g la garantie en question (DC ou AT)

On note ces primes mensuelles  $P_{DC}^{th}(m)$  et  $P_{AT}^{th}(m)$ .

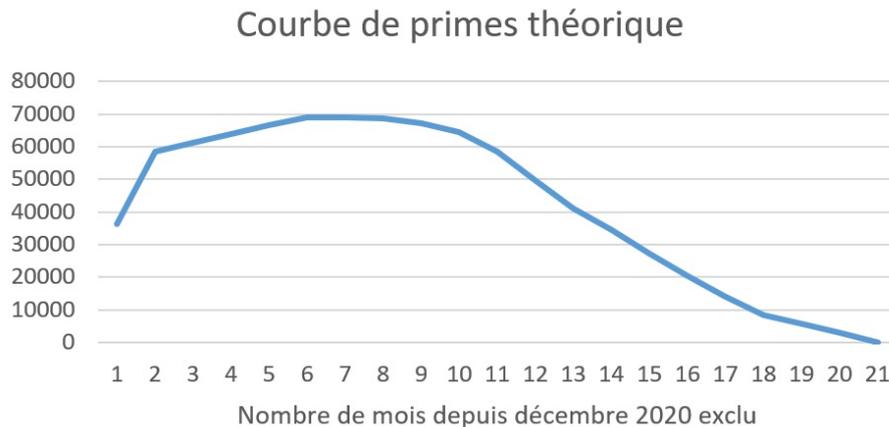


Figure 21: Exemple de courbe de primes théoriques

On peut voir que la prime commence par augmenter les premières années puis décroît plus rapidement que la courbe de primes de base avec l'effet de la matrice de déformation. L'intérêt pour l'assureur d'utiliser ce genre de courbe est double. Premièrement, faire payer plus l'assuré au

début et moins à la fin permet de limiter les pertes engendrées par les rachats. Deuxièmement, commencer avec un taux de déformation bas permet d'être attractif sur le marché.

On remarquera que dans les primes mensuelles théoriques, il n'y a pas de notion de nombre de contrats. Le CRD calculé découle du capital initial, donc de la moyenne des capitaux assurés pour l'ensemble des contrats, ce qui implique qu'on considère un contrat unitaire moyen. Ce n'est néanmoins pas important, car ce qui nous intéresse est l'évolution d'une prime théorique arrivant à maturité. En effet, en injectant cette forme dans nos primes, on prendra en compte les tarifications et déformations futures. On peut le faire avec le produit suivant :

$$\begin{cases} Primes_g(m) = P_g(m) \cdot indice(m) \\ indice(m) = \frac{P_g^{th}(m)}{P_g^{th}(m_{ini})} \end{cases}$$

Avec,

- m le nombre de mois entre la date de projection considérée et la souscription
- g la garantie en question (DC ou AT)
- $m_{ini}$  le nombre de mois entre le début de la projection et la souscription
- $indice(m)$  l'indice d'évolution de la prime du mois m par rapport à celle du mois initial. C'est le rapport de la prime théorique du mois m sur la prime théorique initiale.

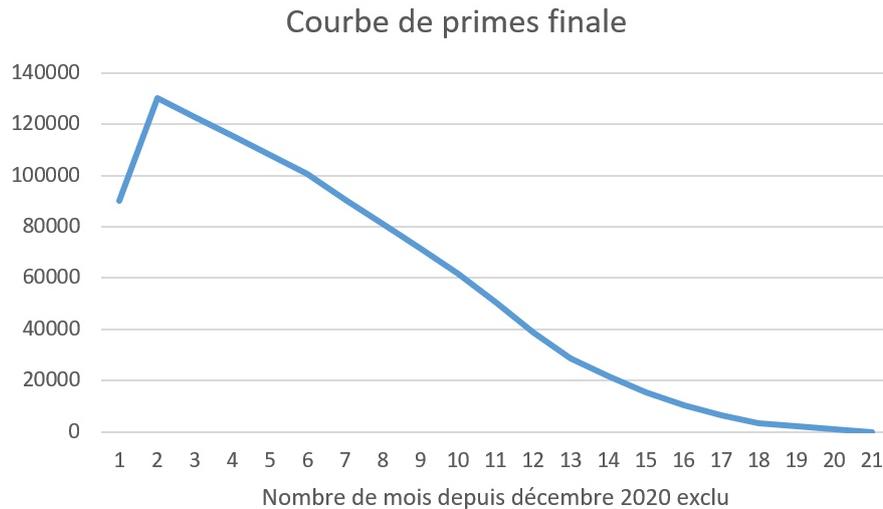


Figure 22: Exemple de courbe de primes finales

On voit que la courbe de primes de base a un peu adopté la forme de la courbe théorique, mais pas totalement, car la forme de la courbe du nombre de contrats y a aussi son importance (voir la comparaison ici: 19). On peut voir quand même un pic au début de la courbe, dû notamment à la matrice de déformation.

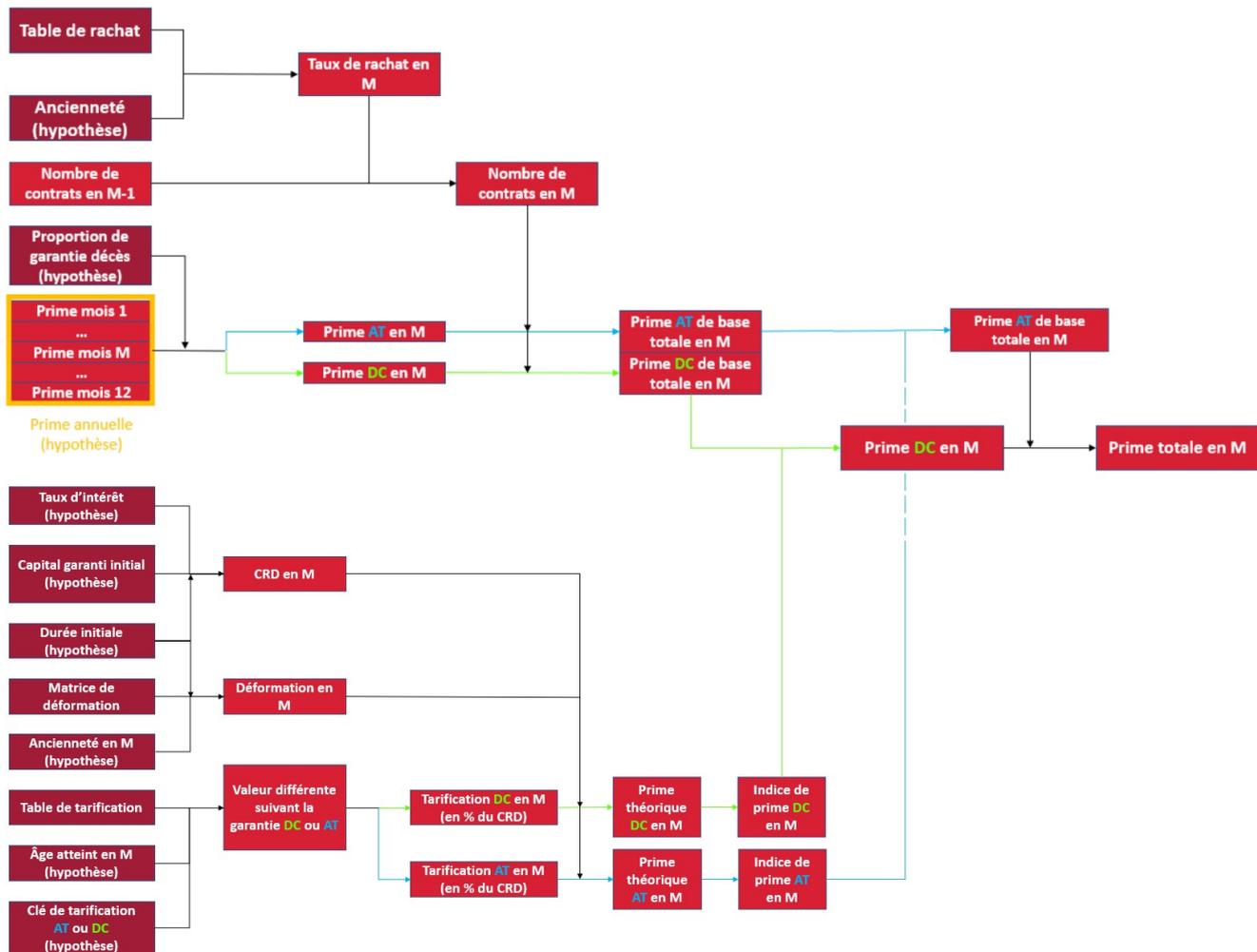


Figure 23: Schéma récapitulatif complet de la méthode de calcul de la prime dans le cas d'une tarification CRD

### 6.3.2 Projection des cash-flows out

Notre courbe de primes étant établie, nous pouvons projeter la commission d'acquisition et les frais attribuables aux contrats sous IFRS17 grâce aux hypothèses en pourcentage de prime associées ainsi que les charges de sinistralité DC et AT grâce aux deux Loss Ratios.

La charge de sinistralité DC est écoulee en 2 ans par hypothèse, à savoir 80 % payés la première année et les 20 % restants la seconde. La charge de sinistralité AT est payée sur le reste de la durée d'assurance par amortissement constant. Ainsi, le paiement effectué une année N n'est pas la somme des charges de sinistralité de cette année, mais la somme de 80 % de la charge de sinistralité DC de cette année, de 20 % de la charge de sinistralité DC de l'année passée, et du paiement d'une période annuelle pour toutes les survenances passées et présentes des sinistres AT. On y rajoute également un paiement dû à une potentielle provision déjà présente au début de la projection. Par exemple, en suivant notre modèle, un produit créé avant 2020 aura dans ses provisions en 2020, 20 % de sa charge de sinistralité DC de 2019, et la somme des montants restants à payer sur les charges de sinistralité en AT.

Données générales						
Date de projection:	31/12/N-1	Date	31/12/N	31/12/N+1	31/12/N+2	31/12/N+3
Durée restante pour le contrat (en années):	15	Paiement DC survenance N	80	20	0	0
Garantie DC		Paiement DC survenance N+1	0	96	24	0
Provisions:	25	Paiement provisions DC	25	0	0	0
Charge de sinistralité N:	100	Paiement AT survenance N	4	4	4	4
Charge de sinistralité N+1:	120	Paiement AT survenance N+1	0	6	6	6
Garantie AT		Paiement provisions AT	2	2	2	2
Provisions:	30	Paiement total pour l'année	111	128	?	?
Charge de sinistralité N:	60					
Charge de sinistralité N+1:	84					

Figure 24: Exemple de paiements de sinistres

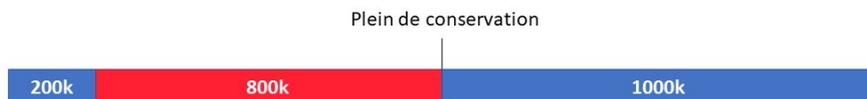
Dans l'exemple ci-dessus, on étudie les paiements sur les deux premières années de la projection. On connaît les provisions pour les deux garanties au début de la projection ainsi que les charges de sinistralité pour les deux premières années. On voit bien que les 100 de charge de sinistralité en N sont réparties à 80 % dans l'année N et à 20 % dans l'année N+1. Pour la provision DC, celle-ci correspond au reste à payer par rapport aux sinistralités de survenance passée, ce qui revient dans notre modèle aux 20 % de charge de sinistralité de l'année N-1. Quant aux charges de sinistralités AT, celles-ci sont réparties uniformément sur la durée restante du contrat ( $\frac{30}{15} = 2$  ;  $\frac{60}{15} = 4$  et  $\frac{84}{14} = 6$ ). Finalement, on voit que les paiements pour l'année N et N+1 sont respectivement de 111 et 128, à la place des charges de sinistralité de 100 et 120. Nous avons des points d'interrogation sur les paiements totaux des années N+2 et N+3, car il nous manque l'information sur les charges de sinistralité de ces années pour pouvoir les calculer.

### 6.3.3 Projections pour les contrats de réassurance

Tout ce raisonnement sur les différents cash-flows est ensuite refait pour les contrats de réassurance. Dans le modèle, la réassurance est modélisée en appliquant une quote-part aux cash-flows bruts. De cette façon, nous avons une partie brute, à laquelle nous pouvons retirer la réassurance pour obtenir les valeurs nettes. Le quote-part de la réassurance a été calculé de manière à refléter la réassurance souscrite aux produits. Pour certains produits, la réassurance souscrite est en quote-part, il n'y a donc pas de modifications à faire. Pour d'autres, la réassurance se fait en quote-part et en excédent plein. Pour représenter l'assurance en quote part et en excédent plein, une quote-part équivalente a été trouvée pour chaque prêt. Ensuite, pour chaque Model Point, une pondération des quotes-parts équivalentes par les CRD a été choisie pour refléter la quote-part équivalente de l'ensemble des contrats regroupés. La quote-part équivalente a été calculée de la façon suivante :

#### Données:

- Plein de conservation: 1 000 000
- Quote-part avant excédent plein: 20%
- Capital restant du : 2 000 000



#### Calcul de la quote-part équivalente:

- Partie réassurée totale: 1 200 000
- Partie non réassurée totale: 800 000
- Quote-part équivalente =  $1\,200\,000 / (1\,200\,000 + 800\,000) = 60\%$

Figure 25: Schéma de calcul de QP équivalente

### 6.3.4 Détermination des courbes de taux

Nous pouvons à présent déterminer la valeur des cash-flows dans le temps. Cependant, nous n'avons pas encore présenté la manière dont nous allons comptabiliser la valeur temps.

Dans IFRS 17, le taux d'actualisation doit pouvoir vérifier les trois points suivants:

- il doit refléter la valeur temps de l'argent, les caractéristiques des cash-flows (échancier, devise et niveau de liquidité) ainsi que les caractéristiques de liquidité des contrats d'assurance,
- il doit être market consistant,
- il doit ignorer les impacts sur les prix du marché qui ne sont pas en lien avec les cash-flows considérés.

Dans notre cas, nos cash-flows ne sont pas liés à des risques du marché, par conséquent, nous allons nous baser sur les courbes de taux sans risque données par l'EIOPA pour construire nos courbes. Il y a deux genres de courbes différents:

- la courbe dite courante, qui ne dépend pas du groupe de contrats étudié. Celle-ci est uniquement dépendante de l'année dans laquelle l'étude se place, et elle correspond à la courbe fournie par l'EIOPA. Par exemple, si on se place fin 2021, la courbe courante est la courbe de taux forward 1 an sans risque 2021 de EIOPA. Les courbes courante sont utilisées pour obtenir les valeurs du BEL et du RA pour chaque année.
- la courbe dite locked-in, qui dépend à la fois du groupe de contrats auquel elle est attachée, et de l'année dans laquelle on se place. C'est une courbe qui évolue au fil des années, mais qui se base toujours sur la courbe EIOPA à l'année de souscription du groupe de contrats auquel elle est attachée. Cette courbe est utilisée pour obtenir les valeurs de la CSM pour chaque année, puisque la capitalisation de la CSM se base sur les taux de la courbe d'origine, soit la courbe courante de l'année de souscription du groupe de contrats considéré. Cette courbe est également utilisée dans les AOC.

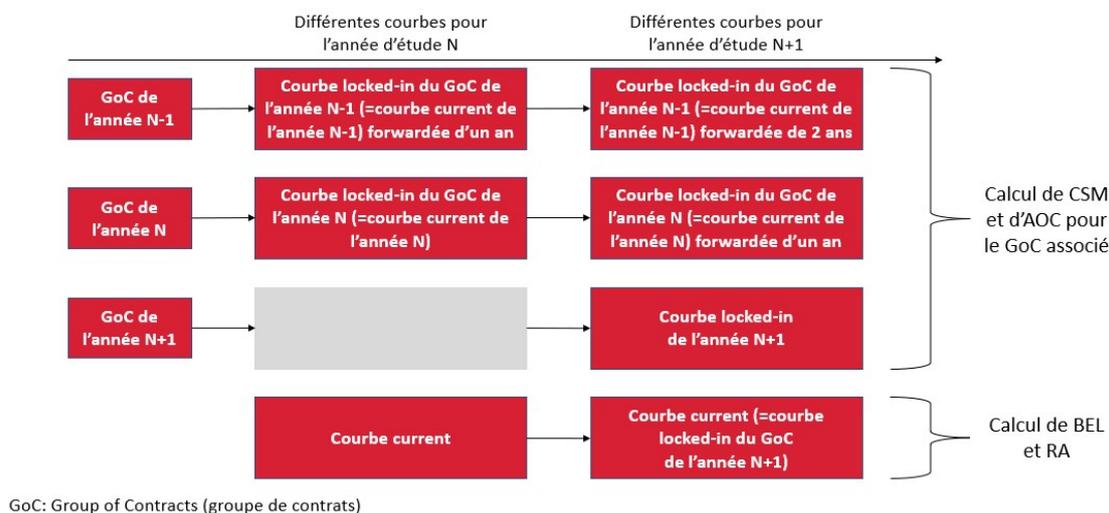


Figure 26: Schéma explicatif des courbes utilisées dans le modèle

Attention néanmoins, la courbe fournie par l'EIOPA est une courbe de taux spot. Ce taux correspond au rendement actuariel d'une obligation zéro-coupon entre la date considérée par la courbe et la date de départ. Or, l'hypothèse utilisée pour le modèle Prophet est une courbe de taux forward 1 an, c'est-à-dire une courbe qui donne des taux spots entre deux années futures consécutives, et ce avec les informations présentes.



Figure 27: Schéma comparatif des taux spot et taux forward

On suppose qu'on doit passer de la courbe taux spot 2005 à la courbe taux forward un an 2005, mais la même méthode s'applique pour les courbes des autres années. Pour pouvoir passer de la courbe taux spot à la courbe forward un an, il faut pouvoir répondre à ces questions:

- quelle est la valeur en 2005 d'un flux en année N?
- quelle est la valeur en année N+1 d'un flux en 2005?

En notant  $t_{i,j}$  le taux EIOPA pour désactualiser un flux d'année i en année j, et  $f_i$  le flux considéré valorisé à l'année i, on a par définition:

$$f_j = f_i \cdot (1 + t_{i,j})^{j-i} \quad (18)$$

Et donc, en divisant des deux côtés par le facteur de désactualisation, on est capable de trouver la valeur du flux en i à partir du flux en j et du taux  $t_{i,j}$ . En utilisant ces deux visions de l'équation, on peut répondre aux deux questions et donc:

$$f_{N+1} = f_{2005} \cdot (1 + t_{2005,N+1})^{N+1-2005} = f_N \cdot \frac{(1 + t_{2005,N+1})^{N+1-2005}}{(1 + t_{2005,N})^{N-2005}} \quad (19)$$

Et en comparant les equations (18) et (19), on en déduit que le taux forward 1 an  $t_{N,N+1}$  s'écrit sous la forme:

$$\begin{aligned} \frac{f_{N+1}}{f_N} &= 1 + t_{N,N+1} \\ \Leftrightarrow t_{N,N+1} &= \frac{(1+t_{2005,N+1})^{N+1-2005}}{(1+t_{2005,N})^{N-2005}} - 1 \end{aligned}$$

Donc, la courbe de taux  $(t_{N,N+1})_{N \geq 2020}$  correspond à la courbe de taux forward 1 an en vision 2020 basée sur la courbe de taux 2005. De même, la courbe  $(t_{N,N+1})_{N \geq 2021}$  nous permettra d'avoir une vision en 2021 des cash-flows futurs basée sur la courbe locked-in (i.e. courbe 2005). On peut également appliquer cette méthode pour avoir une vision 2021 basée sur la courbe de taux 2020 (là où dans l'exemple ci-dessus on se basait sur la courbe de taux 2005). Comme il s'agit de taux forward 1 an, Prophet calculera ensuite les déflateurs de la façon suivante:

$$d_{i,j} = \prod_{k=i}^{j-1} \frac{1}{1 + t_{k,k+1}} \quad j \geq i \quad (20)$$

Avec  $d_{i,j}$  le déflateur qui évalue les cash-flows de l'année j en année i:

$$f_i = f_j \cdot d_{i,j} \quad (21)$$

---

## 6.4 Présentation de plusieurs produits SwissLife

Dans ce mémoire, l'étude se portera sur les produits emprunteur de SwissLife, dont le plus important est SwissLife Assurance Des Emprunteurs (SLADE). SLADE est un produit d'assurance emprunteur lancé par SwissLife en 2016. Il inclut principalement la garantie décès et PTIA (obligatoire) mais propose également les garanties Décès Accidentel, ITT, ITP, IPT, IPP, IPPRO et Chômage. Ces garanties sont détaillées dans la partie 6.1. Contrairement à SLADE, un produit 100 % SwissLife, CSF, Alptis V5, Alptis Gros Capitaux & V3 & V4, Assurée et Ugip sont des partenariats avec d'autres assureurs. Un partenariat implique un partage du résultat technique entre SwissLife et son partenaire, ce qui explique pourquoi SLADE est le plus gros produit emprunteur de SwissLife, malgré sa jeunesse. Par exemple, dans le cas de CSF, l'autre gros produit de SwissLife, l'intégralité des résultats sont reversés au partenaire, et SwissLife reçoit pour elle une rémunération en pourcentage des primes.

SLADE est vendu en France, en Allemagne, en Belgique, en Espagne, en Italie, en Grande-Bretagne, au Portugal, au Luxembourg et en principauté de Monaco et assure les emprunts allant de 17 000 à 50 millions d'euros. La garantie chômage n'est proposée qu'en France métropolitaine. Une réassurance en quote-part et en excédent plein a été souscrite pour ce produit.

L'assurance emprunteur CSF (Crédit Social des Fonctionnaires et des agents des services publics civils et militaires) vise les adhérents du Crédit Social des Fonctionnaires qui ont contracté un crédit auprès de SEDEF. Cette assurance couvre le risque de décès et d'arrêt de travail. Plus précisément, la garantie d'arrêt de travail de CSF correspond uniquement à la garantie d'incapacité permanente totale (IPT). Ce contrat ne se vend qu'en France.

Les autres produits, plus petits, sont Alptis V5, Alptis Gros Capitaux & V3 & V4, Assurea et Ugip. Ils ont tous une garantie décès, une garantie ITT et IPT. Certains ont aussi des garanties particulières, comme par exemple la garantie perte d'emploi pour Assurea.

On considère dans ce mémoire que tous ces produits emprunteur subissent le même type de risque, avec ou sans garantie d'arrêt de travail. De plus, aucun de ces produits n'est onéreux, ce qui justifie qu'on travaille à la maille portefeuille, et non à la maille produit. La seule scission qu'on a dans nos groupes de contrats est celle liée à la temporalité des contrats.

---

## 7 Hypothèses des modèles

Dans cette partie, nous allons calculer des hypothèses actuarielles suivant différentes méthodes, ainsi qu'une hypothèse financière. Dans un premier temps, nous modélisons nos cash-flows en nous basant sur des hypothèses actuarielles constantes dans le temps. Elles sont paramétrées selon les observations du portefeuille et du modèle emprunteur existant avant la norme IFRS17, notamment les triangles de liquidation. Dans un second temps, nous nous appuyons sur les données du marché pour utiliser des hypothèses évolutives dans le temps. Les hypothèses évolutives sont particulièrement importantes pour les produits jeunes comme SLADE, qui ont encore un taux réel de sinistralité bas.

### 7.1 Paramétrage d'hypothèses non financières constantes

Dans cette partie, nous modélisons les cash-flows futurs du portefeuille emprunteur, après avoir déterminé les hypothèses actuarielles constantes dans le temps.

#### 7.1.1 Calcul des Loss Ratios

Pour notre première hypothèse de Loss Ratio, la méthode générale qui s'applique à l'ensemble des produits emprunteurs de Swiss Life a été appliquée, à savoir la méthode Chain Ladder. Le problème qui se pose à nous pour trouver le Loss Ratio, c'est de pouvoir déterminer la charge de sinistralité de l'année. Les cash-flows connus de l'année ne représentent pas l'ensemble des coûts dus aux sinistres survenus cette même année. On peut par exemple penser aux sinistres d'arrêt de travail, qui nécessitent des paiements sur possiblement plusieurs mois voire plusieurs années, et donc empiètent sur plusieurs années calendaires. Il y a également le sujet des sinistres survenus mais pas encore déclarés, mais également pour les garanties décès, des sinistres déclarés mais pas encore payés. Pour connaître ces paiements, et donc la charge de sinistralité de l'année, on recherche une méthode de provisionnement, et le choix s'est porté sur Chain Ladder. Avant de détailler nos calculs pour déterminer ce Loss Ratio, nous allons faire un petit rappel sur cette méthode.

##### 7.1.1.1 La méthode Chain Ladder

La méthode Chain Ladder est une méthode déterministe de provisionnement, qui utilise les données d'un triangle de liquidation pour déterminer les coûts futurs des années passées et courantes. Un triangle de liquidation correspond à un tableau avec, dans notre cas, l'année de survenance des sinistres en colonne et le délai de règlement en ligne. À l'intersection de chaque ligne et de chaque colonne, se trouve le coût du sinistre d'année de survenance correspondant à la colonne, lors de l'année correspondant à la ligne. Le coût peut toutefois être remplacé par le coût cumulé depuis l'année de survenance du sinistre. Voici un exemple de ce à quoi peut ressembler un triangle de liquidation:

		Année de survenance				
		2016	2017	2018	2019	2020
Délai de règlement	0	100	80	150	101	94
	1	10	7	12	15	
	2	3	3	6		
	3	2	1			
	4	1				

Figure 28: Exemple de triangle de liquidation

Dans ce triangle de liquidation en paiements, on regroupe les cash-flows connus des dernières années. On remarque que la deuxième diagonale de la matrice (c'est-à-dire la diagonale contenant les valeurs  $\{1 ; 1 ; 6 ; 15 ; 94\}$ ) correspond à la somme des paiements de l'année calendaire 2020. Et la valeur en  $\{0, 2020\}$  correspond aux paiements de l'année 2020 provenant des sinistres survenus en 2020. Ce qui nous intéresse dans ce contexte, c'est de connaître la somme de la colonne 2020, pour avoir accès à la charge de sinistralité 2020. Dans la méthode Chain Ladder, l'hypothèse pour répondre à ce problème est la suivante: seul le délai de règlement influe sur l'évolution du montant cumulé des paiements d'un sinistre. L'année de survenance du sinistre n'a aucun impact sur cette évolution.

Mathématiquement, la loi qui en découle est la constance du rapport des coûts entre deux délais de règlements pour une même année de survenance, c'est à dire:

$$\frac{\sum_{k=0}^{i+1} x_{k,j}}{\sum_{k=0}^i x_{k,j}} = f_i \quad (22)$$

Avec,

- $x_{k,j}$  le montant des paiements des sinistres d'année de survenance  $j$  et de délai de règlement  $k$
- $i$  le délai de règlement maximal à prendre en compte, un entier compris entre 0 et 3 dans cet exemple
- $f_n$  le facteur de passage des montants cumulés d'un délai de règlement au suivant. On appelle ce facteur, facteur de développement

À partir de maintenant, nous noterons le montant cumulé des paiements des sinistres de survenance  $j$  et de délai de règlement  $i$ :

$$C_{i,j} = \sum_{k=0}^i x_{k,j} \quad (23)$$

Des équations (22) et (23), on déduit que :

$$f_i = \frac{\sum_{k=2016}^{n-i-1+2016} C_{i+1,k}}{\sum_{k=2016}^{n-i-1+2016} C_{i,k}}, \quad (24)$$

avec  $n$  le délai de règlement maximal atteignable, 4 dans cet exemple.

Cette formule est surtout pratique dans les cas où les facteurs de développement ne sont pas exactement égaux pour un même délai de règlement. Dans ce cas, le facteur de développement du

délai de règlement est la moyenne des montants cumulés pondérés par les facteurs de développement individuels.

Maintenant qu'on est capable de calculer les différents facteurs de développements, on peut en déduire les paiements futurs:

Délai de règlement	Année de survenance					facteurs de développement
	2016	2017	2018	2019	2020	
0	100	80	150	101	94	10,21%
1	10	7	12	15	9,596288	41,38%
2	3	3	6	6,206897	3,970878	50,00%
3	2	1	3	3,103448	1,985439	50,00%
4	1	0,5	1,5	1,551724	0,992719	
Charge de sinistralité	116	91,5	172,5	126,8621	110,5453	

Figure 29: Estimation du triangle de liquidité complété sur quatre années de délai de règlement

On retrouve, surlignée en vert, la charge de sinistralité estimée des sinistres d'année de survenance 2020, sous hypothèse qu'il n'y aura plus de paiement après 4 années de délai de règlement.

### 7.1.1.2 Calcul des Loss Ratio DC en 2020

Appliquons maintenant cette méthode aux données réelles. Deux études seront réalisées: une pour déterminer le Loss Ratio DC et une autre pour le Loss Ratio AT. Nous ne considérerons que les données du produit emprunteur SLADE, qui servira d'exemple, mais on appliquera la même méthode aux autres produits pour trouver leurs Loss Ratios. Commençons par la garantie décès, et voyons à quoi ressemble le triangle de liquidité de SLADE associé:

Sinistres	Ant	ANNEE DE SURVENANCE					
		2015	2016	2017	2018	2019	2020
Ant	-	0	0	0	0	0	0
2015	-	0	0	0	0	0	0
2016	-	0	0	0	0	0	0
2017	-	0	0	26 885	0	0	0
2018	-	0	0	0	207 464	0	0
2019	-	0	0	0	164 095	41 454	0
2020	-	0	0	0	0	372 258	180 896

Figure 30: Triangle de liquidation DC du produit SLADE

Le triangle de liquidation ci-dessus est agencé un peu différemment du triangle théorique, mais le raisonnement est le même. Nous trouvons en colonnes l'année de survenance, et en ligne l'année comptable. Ainsi, la valeur en {2019 , 2018}, signifie "le paiement des sinistres d'année de survenance 2018 et de délai de règlement 1 est de 164 095 euros". La grande diagonale de cette matrice correspond au délai de règlement de zero année, celle en-dessous au délai de règlement d'un an, et ainsi de suite. Comme on travaille sur la garantie décès, tous les paiements se font sur deux ans, donc sur la grande diagonale et celle d'en dessous. Ainsi, pour estimer la charge de sinistralité de l'année 2020, il suffit de déterminer le paiement en 2021 de la sinistralité de 2020. Comme nous avons un triangle de liquidation de paiement, nous pouvons adapter l'équation (24) de la façon suivante:

$$f_0 = \frac{\sum_{i=2015}^{2020} \sum_{j=2015}^{2019} x_{i,j}}{\sum_{i=2015}^{2019} x_{i,i}} \quad (25)$$

Les données de la colonne "Ant" ne peuvent pas être prises en compte dans le modèle Chain Ladder, car les années de survenance pour chaque sinistralité ne peuvent être distinguées. Avec le facteur de développement calculé ci-dessus, on peut déterminer la charge de sinistralité estimée en 2020 pour la garantie DC:

$$Charge_{DC}^{2020} = f_0 * x_{2020,2020} = 532\ 682 \quad (26)$$

Le Loss Ratio DC peut ainsi être estimé pour l'année 2020, puisque la prime reçue cette année là est connue:

$$LR_{DC}^{2020} = \frac{Charge_{DC}^{2020}}{Primes_{DC}^{2020}} = 11,62\ \% \quad (27)$$

L'hypothèse de la constance du Loss Ratio dans le temps étant admise, le Loss Ratio utilisé dans notre projection est le plus récent, c'est-à-dire celui de 2020, donc 11,62 %. Ce Loss Ratio est très faible, et d'autant plus quand on le compare aux S/P des autres produits du portefeuille:

	SLADE	CSF	ALPTIS GC34	ALPTIS V5	ASSUREA	UGIP
S/P DC 2020	11,62%	44,66%	64,97%	30,18%	24,46%	67,62%

Figure 31: Hypothèses de Loss Ratio DC 2020

Le reste des Loss Ratio de produits couvrant sensiblement les mêmes garanties sont compris entre 24 % et 68 %. Celui de SLADE est donc deux fois plus petit que le plus faible des S/P du reste du portefeuille. Il est important de comprendre d'où vient cet écart, sans quoi nous risquons de prendre un S/P bien plus faible que le S/P que nous observerons dans le futur, ce qui rendrait notre modèle bien trop performant par rapport à la réalité, engendrant ainsi des écarts d'expérience très importants, et donc des coûts associés bien plus élevés que les ressources associées dans le compte de résultat.

Le produit SLADE est un produit récent (lancé en 2016), ce qui explique son faible S/P. La sélection médicale permet de réduire drastiquement les taux de mortalité pendant 3 ans (voir partie 7.2), il est donc normal que peu de sinistres aient eu lieu pour l'instant. Les primes sont donc élevées à cause de la matrice de déformation (voir partie 6.3) et les sinistres sont faibles, grâce à la sélection médicale. Le S/P de Chain Ladder, qui s'appuie sur les données historiques pour déterminer les coûts futurs, suppose donc implicitement que cette situation va durer, ce qui n'est pas le cas. D'où le S/P anormalement bas. Dans ce cas, il faudrait un avis d'expert pour estimer un S/P adéquat, ou une toute autre méthode. Nous essaierons une autre méthode dans la prochaine partie, et nous allons pour l'instant garder ce S/P tel quel, car les conséquences d'une telle hypothèse sont intéressantes à observer.

### 7.1.1.3 Calcul des Loss Ratio AT en 2020

Observons le triangle de liquidité des sinistres AT de SLADE en 2020:

Sinistres	ANNEE D'ASSURANCE						
	Ant	2015	2016	2017	2018	2019	2020
Ant	-	0	0	0	0	0	0
2015	-	0	0	0	0	0	0
2016	-	0	0	0	0	0	0
2017	-	0	0	0	4 284	0	0
2018	-	0	0	0	0	24 864	0
2019	-	0	0	0	13 924	25 275	101 333
2020	-	0	0	0	6 414	28 478	200 239

Figure 32: Triangle de liquidation AT du produit SLADE

Comme précédemment, seules les données postérieures à 2017 sont disponibles. Ce n'était pas un problème pour la garantie décès, puisque les coûts étaient globalement payés en 2 ans. Néanmoins, les garanties incapacités-invalidités se paient sur plusieurs échéances, ce qui peut durer plusieurs années, jusqu'à la durée restante du prêt. Or, nous n'avons de données que jusqu'à un délai de règlement de maximum de 3 ans dans le cas du produit SLADE. Non seulement nous n'avons pas de données sur les années de règlement suivantes, mais la sélection médicale diminue également grandement les sinistres AT les deux premières années, soit les années 2017 et 2018. Nous parlerons plus en détail de cet impact dans la partie 7.2. Ainsi, les données qui apparaissent avant 2019, sont en partie inadaptées pour l'année calendaire 2020.

L'idée pour vérifier nos données de SLADE va être de comparer les facteurs de développement obtenus avec la moyenne des facteurs de développement obtenus avec les autres produits du portefeuille emprunteur. Cette procédure a deux avantages. Premièrement, les autres produits du portefeuille emprunteur sont tous plus vieux que SLADE, et donc l'effet de la sélection médicale a déjà été estompé dans les années "Ant" du triangle de liquidité. Deuxièmement, leurs données commencent dès 2015, ce qui permet d'obtenir plus d'information sur l'évolution du facteur de développement. Voici un graphique représentant cette évolution, à la fois pour SLADE, et pour la moyenne des autres produits du portefeuille emprunteur:

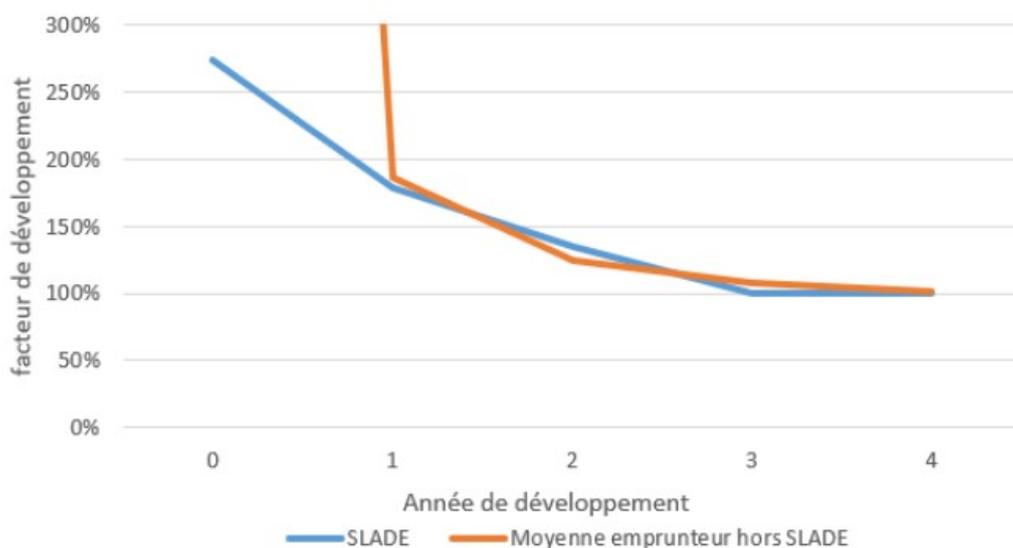


Figure 33: Graphique des facteurs de développement de SLADE et du reste du portefeuille

L'écart des facteurs de développement est minime sur les délais de règlement de plus d'un an, mais est important pour le facteur de développement de délai de règlement 0. On va donc choisir de garder les facteurs de développements trouvés à partir de la première année de développement, ceux-ci étant proches de la moyenne, et nous allons remplacer le facteur de développement de délai de règlement 0 par la moyenne du portefeuille emprunteur. Il passe ainsi de 273 % à 2322 % et le

S/P AT 2020 de SLADE passe de 5,10 % à 42,21 %, ce qui semble plus raisonnable. Voici les S/P AT obtenus ainsi pour les différents produits emprunteurs:

	SLADE	CSF	ALPTIS GC34	ALPTIS V5	ASSUREA	UGIP
<b>S/P AT 2020</b>	<b>42,21%</b>	<b>57,99%</b>	<b>12,31%</b>	<b>18,20%</b>	<b>34,95%</b>	<b>85,36%</b>

Figure 34: Hypothèses de Loss Ratio AT 2020

Le S/P AT d'UGIP est très élevé (85,36 %). Néanmoins, cela ne signifie pas qu'UGIP est un produit onéreux, même si ce pourcentage dépassait les 100 %. En effet, ce pourcentage n'est pas appliqué aux primes émises, mais aux primes émises et allouées à la garantie AT (voir partie 6.3). Pour prendre un cas extrême, s'il était déterminé que le poids de la garantie AT dans le produit n'était que de 1 %, alors, même avec un S/T AT de 200 %, les sinistres AT ne représenteraient que 2 % de la prime totale reçue. Le poids de la garantie AT dans le produit UGIP est déterminé à environ 25 % grâce à ses triangles de liquidités DC et AT:

$$poids_{AT}^{2020} = \frac{paiements_{AT}^{2020}}{paiements_{AT}^{2020} + paiements_{DC}^{2020}} = \frac{10274}{43451} = 23,65\% \quad (28)$$

Ainsi, le S/P global peut être calculé à l'aide du poids de la garantie AT calculée dans l'équation (28), et des résultats sur les S/P ci-dessus:

$$S/P_{global} = S/P_{AT} \cdot poids_{AT} + S/P_{DC} \cdot (1 - poids_{AT}) = 71,8\% \quad (29)$$

Finalement, le chargement de la sinistralité de 2020 pour UGIP est estimé à 71,8 % des primes émises cette même année.

Il nous reste encore à déterminer le taux de rachat ainsi que les courbes de taux que nous utiliserons, à savoir la courbe locked-in et la courbe courante.

#### 7.1.1.4 Calcul des Loss Ratio en 2021

On refait le même exercice avec des données à fin 2021, et on obtient les hypothèses suivantes:

	SLADE	CSF	ALPTIS GC34	ALPTIS V5	ASSUREA	UGIP
<b>S/P DC 2021</b>	<b>21,26%</b>	<b>55,49%</b>	<b>28,14%</b>	<b>28,78%</b>	<b>23,84%</b>	<b>20,41%</b>
<b>S/P AT 2021</b>	<b>41,86%</b>	<b>77,96%</b>	<b>13,81%</b>	<b>18,22%</b>	<b>27,10%</b>	<b>31,92%</b>

Figure 35: hypothèses de Loss Ratio 2021

On voit que les S/P entre 2020 et 2021 ont fortement varié, surtout pour SLADE qui a diminué son hypothèse de S/P DC de moitié entre les deux clôtures, et UGIP, qui a vu ses hypothèses de S/P divisées par 3. Il s'agit d'un phénomène normal pour SLADE, du moins avec la méthode utilisée actuellement, car c'est un produit jeune. Néanmoins, la forte variation de S/P pour les autres produits, avec par exemple CSF qui passe d'un S/P DC à 45 % en 2020 à un S/P DC à 55 % en 2021, n'est pas adaptée à l'évolution attendue du S/P. Cette augmentation de sinistralité est due à une augmentation des paiements effectués en 2021 et de survenance 2021, qui augmentent d'environ 20 % pour CSF, diminue de 50 % pour UGIP, et augmente de 12 % en moyenne pour l'ensemble du portefeuille, hors SLADE. Les primes et les facteurs de développement sont sensiblement égaux entre les deux années.

### 7.1.2 Calcul des taux de rachat

Nous sommes maintenant capables de déterminer les sinistres à partir des primes, il faut néanmoins être capable de déterminer la variation des primes dans le temps. Pour cela, nous avons toutes les données nécessaires à la détermination d'une prime unitaire: CRD, durée initiale de prêt, tables de tarification et de déformation. Ce qu'il nous manque pour l'instant, c'est de connaître l'évolution du nombre de contrats dans le temps. Pour cela, nous avons besoin de déterminer un taux de rachat, supposé constant dans le temps. La méthode que nous utiliserons dans cette partie est basée sur les chiffres d'affaires annuels. L'idée est d'étudier l'évolution du chiffre d'affaires en run-off pour en déterminer le taux de rachat. Pour cela, nous allons retirer au chiffre d'affaire de l'année N+1 la partie liée au New Business, avant de la comparer au chiffre d'affaires de l'année N:

$$Tdr(n) = 1 - \frac{CA_n - CA_n^{NB}}{CA_{n-1}} \quad (30)$$

Avec,

- $Tdr(n)$  le taux de rachat de l'année n
- $CA_n$  le chiffre d'affaires total de l'année n
- $CA_n^{NB}$  le chiffre d'affaires dû au New Business de l'année n

L'idée peut être représentée par le schéma ci-dessous:

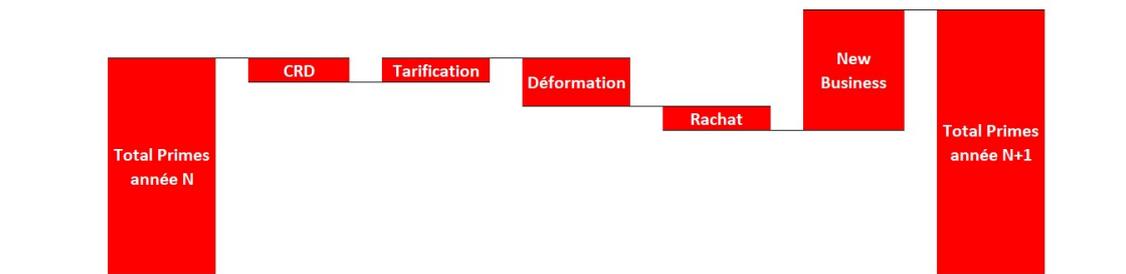


Figure 36: Schéma de l'évolution du chiffre d'affaires entre deux clôtures

Les variations dues à la tarification et à la déformation proposées dans ce schéma sont arbitraires, celles-ci peuvent avoir un impact positif comme négatif sur l'évolution de la prime totale. On voit que dans le calcul expliqué précédemment, il manque l'intervention de la variation de CRD, de la tarification et de la déformation par rapport au calcul réel des primes dans notre modèle.

L'impact du CRD dans le schéma fait référence à la diminution à chaque échéance du CRD, ce qui implique une responsabilité plus faible de l'assureur, donc une prime plus faible. L'impact de tarification et de déformation dans le schéma fait référence à l'impact de la variation de tarification et de déformation, notamment en raison de l'âge et de l'ancienneté de l'assuré respectivement qui évoluent dans le temps.

Ce qu'on représente par notre méthode correspond à un taux de chute, c'est-à-dire un taux qui comprend à la fois le taux de rachat et les autres variations nommées ci-dessus. Néanmoins, calculer le taux de rachat précisément via cette méthode rajouterait beaucoup de complexité, puisque la durée initiale varie d'un prêt à un autre, de même pour le CRD, l'âge atteint et la clé de tarification (la durée initiale impacte la déformation et la clé de tarification impacte la tarification). On utilise donc un raisonnement simplifié pour obtenir nos taux de rachat sur plusieurs années, de 2018 à 2020 inclus. On prend ensuite leur moyenne pour estimer le taux de rachat en 2021, estimé au 30/12/2020:

	SLADE	CSF	ALPTIS GC34	ALPTIS V5	ASSUREA	UGIP
<b>Taux de rachat 2021</b>	11,26%	15,30%	13,20%	15,61%	13,23%	16,16%

Figure 37: Hypothèses de taux de rachat 2021

Pour l'estimation des taux de rachat au 31/12/2021 pour l'année 2022, on applique la même méthode, avec une moyenne sur les taux de rachat depuis 2018:

	SLADE	CSF	ALPTIS GC34	ALPTIS V5	ASSUREA	UGIP
<b>Taux de rachat 2022</b>	11,74%	14,94%	12,52%	14,53%	16,88%	15,71%

Figure 38: Hypothèses de taux de rachat 2022

Les résultats obtenus sont satisfaisants et correspondent à ce à quoi on peut s'attendre. Un point intéressant lorsqu'on étudie cette méthode de plus près est l'évolution du taux de chute dans le temps. Par exemple, pour le produit SLADE, le taux de chute calculé au 31/12/2020 montre une évolution, avec des valeurs pour respectivement 2018, 2019 et 2020 de 14 %, 19 %, et 1 %. On remarque que les 1 % de l'année 2020 semblent très éloignés des taux des deux autres années. De plus, 1 % semble réellement bas, et plus le taux de chute est bas, moins nous sommes prudents dans nos estimations. Nous prenons donc comme taux de chute la moyenne des trois dernières années. Nous voyons déjà qu'une hypothèse de taux de chute fixe ne semble pas adaptée à la réalité, mais nous approfondirons ce sujet plus tard.

Toutes les hypothèses ont donc été paramétrées, nous pouvons maintenant les implémenter dans le modèle et faire les différents runs.

### 7.1.3 Runs avec les hypothèses constantes

Dans cette sous-partie, nous allons définir les différents runs dont nous avons besoin pour être capable de tracer l'évolution des différents indicateurs financiers. L'évolution est composée de plusieurs étapes, et l'analyse de ces différentes étapes est appelée AOC (Analysis of Changes). Pour les étapes d'AOC, nous aurons besoin de 5 différents runs:

- le premier consiste à prendre les Model Point de l'année 2020 avec les hypothèses 2020. On l'appelle run previous. Il nous sert comme point de départ et nous donne les valeurs de début de période du BEL LRC aux taux locked-in et courants 2020, qu'on appelle taux previous. La CSM étant estimée au taux locked-in, nous étudions les étapes d'AOC au taux locked-in pour estimer l'impact de changement d'hypothèses sur la CSM.
- Dans le deuxième run, nous nous positionnons fin 2021. Nous forwardons les courbes de taux pour estimer l'impact du temps passé.
- Dans le troisième run, nous importons le Model Point de la nouvelle année, avec le New Business. Ce dernier est séparé du Stock, mais il est pris en compte dans le bilan global. Ce run nous permet d'estimer l'écart d'expérience du BEL LRC.
- Dans le quatrième run, on remplace les hypothèses actuarielles de l'année 2020 par les hypothèses actuarielles de l'année 2021. Cela nous permet de déterminer l'écart dû aux changements d'hypothèses actuarielles, écart utilisé notamment dans l'évolution de la CSM 2020.
- Dans le cinquième et dernier run, on met à jour l'hypothèse financière en remplaçant la courbe 2020 forwardée par la courbe 2021, ce qui nous permet de calculer les valeurs en fin de période du BEL LRC et d'estimer l'impact financier. On l'appelle run courant.

---

Une fois les runs faits, nous avons accès au BEL 2020 vision 2020 et au BEL 2020 vision 2005, utilisé pour déterminer la CSM. Plus précisément, ce sont les cash-flows composant le BEL qui seront utilisés dans le calcul de la CSM. Ces cash-flows répondent au nombre de 5 et se séparent en deux catégories:

- les cash-flows rentrants, à savoir les primes,
- les cash-flows sortants, à savoir les paiements de sinistres, les commissions d'acquisition, la participation au bénéfice (appelée PB partenaire) et les frais.

La PB partenaire est un pourcentage du résultat donné au partenaire de Swiss Life (on rappelle que seul le produit SLADE est exclusif à Swiss Life).

## 7.2 Méthode des hypothèses non financières évolutives

### 7.2.1 Critique de la première méthode

Avec la méthode précédente, nous avons calculé nos hypothèses de Loss Ratio à partir de la méthode Chain Ladder. Or, cette hypothèse suppose deux choses. La première, qui est l'hypothèse du modèle, est la constance de l'évolution des coûts de sinistres par rapport à l'année de survenance, c'est-à-dire que l'évolution de la sinistralité d'un sinistre entre deux années consécutives ne dépend que du délai de règlement. La deuxième hypothèse est la quantité et la pertinence des données utilisables. Par exemple, CSF est un contrat qui a été souscrit pour la première fois avant les années 2000, on peut donc considérer que 20 ans plus tard, le produit est déjà dans son rythme de croisière et qu'il est pertinent de considérer les 4 voire 5 dernière années pour prévoir la charge de sinistralité de l'année à venir. Seulement, est-ce que les données sont suffisantes? On peut notamment se poser la question pour les risques AT, pour lesquels les coûts de sinistres peuvent s'allonger jusqu'à la fin du prêt, donc potentiellement plus de 5 ans. Il se trouve que dans notre cas, comme montré dans le graphique ??, on a des données jusqu'à des facteurs de développement de 100 % environ, ce qui implique qu'on aurait suffisamment d'années de règlements. Mais ce qui est vrai pour le produit CSF ne l'est pas forcément pour les autres. SLADE par exemple, qui est un produit conséquent dans le portefeuille emprunteur et qui est jeune. Dans son cas, les prédictions des coûts de sinistres se font sur les premières années de contrats. Or, pour ces années, les charges de sinistres sont différentes de la normale, puisque la sélection médicale prend encore effet sur l'intégralité du portefeuille. Ainsi, même si les données étaient en quantité suffisante pour ce contrat, leur pertinence laisse à désirer pour un modèle Chain Ladder. Une manière graphique de le voir serait d'étudier un C-C plot. Le C-C plot est un graphique qui prend comme points les couples  $(C_{i,j}, C_{i+1,j})$ , avec  $i$  le délai de règlement et  $j$  l'année de survenance. D'après la première hypothèse, on devrait s'attendre à obtenir une droite linéaire avec les points du graphique.

couples de coûts de sinistres DC cumulés de délais de règlement consécutifs de même année de survenance (produit SLADE)

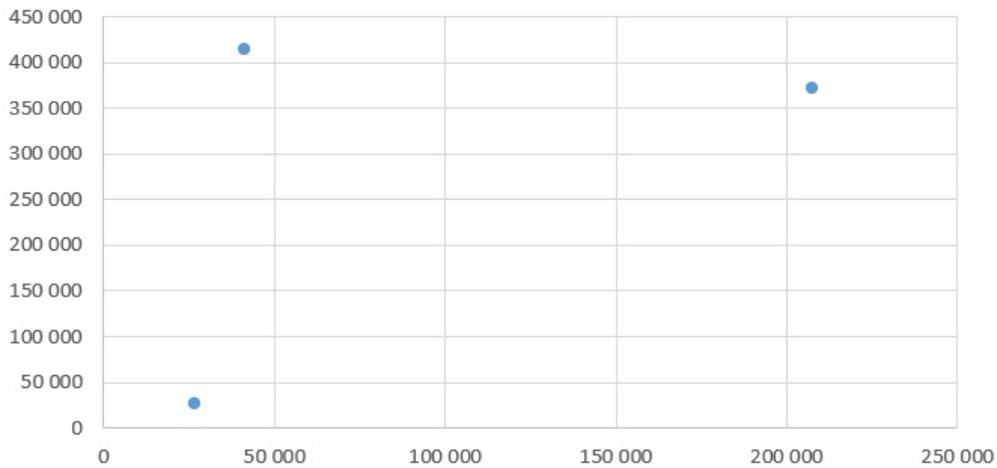


Figure 39: C-C plot du produit SLADE

couples de coûts de sinistres DC cumulés de délais de règlement consécutifs de même année de survenance pour le produit CSF (en millions)

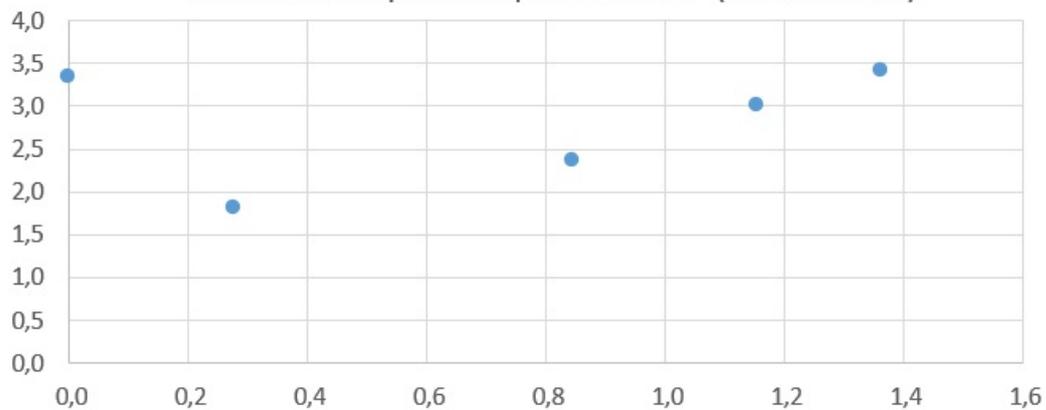


Figure 40: C-C plot du produit CSF

Avec ces graphiques qui reprennent les couples de sinistres cumulés de délais de règlement 0 et 1 pour les années de survenance de 2015 à 2019 pour les produits SLADE et CSF, non seulement le produit jeune SLADE ne respecte pas la linéarité de la droite fournie par les couples, mais le produit CSF non plus, malgré sa maturité. Ces graphiques montrent que la méthode Chain Ladder est en fait inadaptée à la situation, malgré sa simplicité. Puisque cette méthode ne marche pas, une autre doit être utilisée pour déterminer les Loss Ratio actuariels qu'on utilise dans notre modèle. Concernant le calcul des taux de rachat, la limite de la méthode utilisée précédemment a déjà été énoncée, c'est pourquoi ceux-ci sont également recalculés avec la méthode employée dans cette sous-partie.

---

## 7.2.2 Introduction à la méthode évolutive

Dans cette deuxième méthode, les primes et les sinistres sont recalculés pour chaque ensemble de contrats du Model Point. La technique de calcul des primes est la même que celle du modèle, qui est explicitée dans la partie 6.3. Le taux de rachat n'est néanmoins pas pris en compte pour les primes et les sinistres, car cela n'a pas d'impact sur le Loss Ratio, qui est l'une des deux finalités de la méthode. Ces taux de rachat sont calculés séparément grâce à une table de taux de rachat observée sur le marché.

Les tables du marché emprunteur nous permettent également de calculer les sinistres. En effet, dans notre domaine, un sinistre correspond à trois possibilités:

- un assuré est mort,
- un assuré est rentré en arrêt de travail,
- un assuré déjà en arrêt de travail reste en arrêt de travail.

Ainsi, des tables de rentrée en DC, de rentrée en AT et de maintien AT peuvent déterminer les sinistres moyens mensuels. Des tables de sélection médicale permettent de représenter le risque amoindri supporté par les assureurs les 2-3 premières années grâce aux dossiers médicaux.

## 7.2.3 Méthode de calcul des taux de rachat

Notre méthode nous renvoie une courbe de taux de rachat, dont les valeurs mensuelles sont évolutives. Cette courbe est obtenue par la moyenne des courbes de taux de rachat de chaque ligne de Model Point, pondérées par leurs CRD probabilisés associés. Et chaque courbe de taux de rachat de chaque ligne est calculée à partir de la table de taux de rachat du marché et de l'ancienneté du contrat. Nous allons à présent expliquer plus en détail ce procédé. Tout d'abord, notons quelques changements mineurs dans les données d'une ligne de Model Point pour cette méthode uniquement:

- l'année de souscription, la durée de prêt, le nom du produit, le type de prêt, l'âge moyen et le taux de prêt moyen.
- Le capital initial est cette fois la somme des capitaux assurés initiaux, contrairement aux données du modèle de la partie 6.3, où celui-ci était une moyenne.
- Au lieu d'une prime annuelle et d'une proportion de garantie décès, on aura cette fois un taux de prime DC par rapport au CRD et un taux de prime AT par rapport au CRD, ce qui ne change pas l'information contenue dans les données.

Grâce à l'année de souscription de chaque ensemble de contrats (un ensemble par ligne) du Model Point, nous avons accès à leur ancienneté. Comme leur courbe de rachat à l'origine est supposément celle donnée par la table, il suffit pour chaque ensemble de contrats de déplacer leur courbe de rachat en fonction de leur ancienneté.

Table de taux de rachats																					
ancienneté en années	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
taux de rachat annuels	1,000%	2,000%	4,000%	4,000%	5,000%	5,000%	8,000%	10,000%	10,000%	12,000%	12,000%	12,000%	12,000%	12,000%	12,000%	12,000%	12,000%	12,000%	12,000%	12,000%	12,000%

: nouvelle courbe de taux de rachat pour un ensemble de contrats d'ancienneté de 3 ans

Figure 41: Courbe de taux de rachat du marché (modifiée pour confidentialité)

Maintenant que chaque ensemble de contrat a sa propre courbe de taux de rachat, une méthode doit nous permettre d'en créer une particulière pour l'ensemble des contrats Model Point. Cette courbe particulière est la moyenne des courbes associées à chaque ligne de Model Point, dont chaque

---

moyenne mensuelle est pondérée par le CRD probabilisé de leur ensemble de contrats associé. Ce dernier doit donc encore être déterminé.

À partir des informations de chaque ligne du Model Point, un CRD mensuel de l'ensemble de contrats associé à cette ligne peut être calculé, et ce grâce à la formule suivante:

$$CRD(m) = CI \cdot \left( \frac{1 - (1+i)^{m-d}}{1 - (1+i)^{-d}} \right) \quad (31)$$

Avec

- CI le capital initial assuré
- i le taux mensuel de prêt moyen
- d la durée initiale du contrat en mois
- m le nombre de mois passés depuis la souscription du contrat

Le CRD mensuel doit maintenant être "probabilisé". Cela signifie qu'il doit être appliqué à la population sous risque. En effet, imaginons qu'un ensemble de contrats soit composé de dix contrats. Le CRD total est, disons, au mois M de 102 et au mois M+1 de 100. Seulement, le CRD est la somme de dix CRD, puisqu'il y a dix assurés dans cet ensemble. Si cinq assurés sont morts durant le mois M+1, le CRD du mois M+1 n'est plus de 100 mais de  $\frac{100}{2} = 50$ , ce qui divise également l'importance de la courbe de rachat de cet ensemble de contrats à partir de ce mois par deux. Si de plus, le taux de rachat pour cet ensemble de contrat est de 20 %, il ne restera plus que 4 assurés au mois M+1, et donc le CRD réel vaudra  $\frac{100}{2} \cdot \frac{4}{5} = 40$ . La population sous risque est donc la population encore dans le portefeuille pour chaque mois. Pour la connaître, on la calcule de la manière suivante:

$$\left\{ \begin{array}{l} U_1 = 1 \\ U_{m+1} = U_m * (1 - Tdr_{m+1}) * (1 - TDC_{m+1}) \end{array} \right\}$$

Avec,

- $U_m$  la population sous risque au moins m, en considérant le mois où commence la projection (donc décembre de l'année 2020 dans notre cas) comme le mois 1.
- $Tdr_m$  le taux de rachat du mois m.
- $TDC_m$  le taux de décès du mois m, qu'on trouve grâce à la table de mortalité, et l'âge en début de projection fourni dans les données du Model Point. On prendra également en compte la sélection médicale, qui diminue fortement la mortalité lors des trois premières années depuis la souscription du contrat.

Une fois que la population sous risque est connue pour chaque mois, on multiplie simplement le CRD par cette proportion, ce qui donne le CRD probabilisé.

Tous les éléments nécessaires à la construction de la courbe de taux de rachat du produit sont réunis. Il reste à faire la moyenne des courbes de taux de rachat de chaque ensemble de contrats, pondérée par les CRD probabilisés mensuels des mêmes ensembles de contrats.

## 7.2.4 Méthode de calcul des Loss Ratio

Intéressons-nous à présent aux Loss Ratio. Nous savons déjà comment calculer les primes, cette méthode ayant été rappelée dans l'introduction de cette partie (cf sous-partie 7.2.2). Ainsi, ce qui nous intéresse dans cette sous-partie est la manière dont nous allons pouvoir calculer nos charges

de sinistralité. Pour cela, on va commencer par séparer notre charge de sinistralité en une charge de sinistralité provenant des garanties décès et une provenant des garanties d'arrêt de travail. Commençons par la charge de sinistralité décès. Pour connaître le coût de cette garantie, deux variables sont nécessaires : le nombre de décès pour chaque mois, et le coût de ces décès. Une fois que ces deux données sont connues, on multiplie chaque décès par son coût, et on somme les coûts par année de survenance pour obtenir la sinistralité annuelle pour la garantie décès.

Premièrement, déterminons le coût d'un sinistre. Comme on est dans le cas de la garantie décès, le coût d'un sinistre est le CRD du contrat, en supposant que l'âge de l'assuré est compris dans les bornes de la garantie. Il faut se souvenir que le CRD dans notre Model Point pour cette méthode est la somme des CRD des assurés considérés dans l'ensemble des contrats de la ligne de Model Point considérée. Par conséquent, le coût moyen d'un sinistre pour cet ensemble de contrats est le CRD donné par le Model Point, divisé par le nombre de contrats de ce même ensemble de contrats.

Ensuite, déterminons le nombre de décès dans le mois. Pour connaître la mortalité mensuelle, on va utiliser les données du Model Point sur l'âge moyen des assurés lors de la projection et la date de souscription du contrat, ainsi que de la table de mortalité et la table de sélection médicale. Cette dernière va nous permettre de représenter l'effet des dossiers médicaux sur la mortalité. On va ensuite composer le taux de mortalité obtenu par le taux de population sous risque au même mois, taux déjà calculé dans le cadre de la dernière sous-partie 7.2.3. En multipliant ce taux par le nombre d'assurés, on obtient le nombre de décès moyen dans le mois. Il nous reste alors à faire le calcul ci-dessus pour chaque mois, multiplié chaque mois le nombre de décès par le coût d'un décès, puis sommer les coûts par années pour avoir la sinistralité annuelle pour la garantie décès.

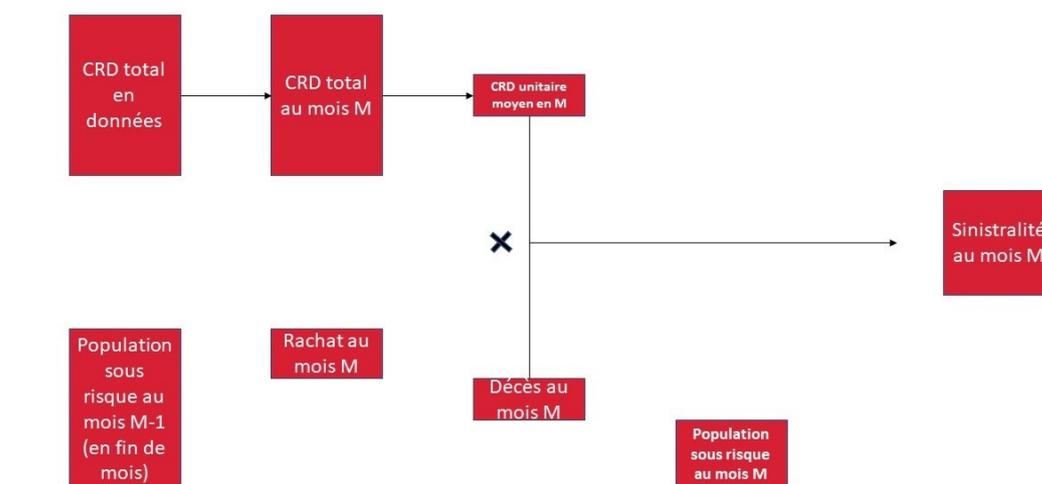


Figure 42: Schéma récapitulatif de la méthode de calcul de la charge de sinistralité en DC

Nous pouvons à présent calculer la sinistralité décès pour chaque mois, pour connaître la sinistralité totale, il ne nous reste qu'à déterminer la sinistralité d'arrêt de travail. Il s'agit globalement du même raisonnement que pour la garantie décès, à ceci près que la garantie AT est un peu plus compliquée. En effet, il s'agit d'une garantie pour laquelle l'assureur ne paie pas le sinistre en une fois, mais paie possiblement plusieurs échéances sur une durée indéterminée. On doit également prendre en compte la franchise, qui est de 3 mois. Effectuons le même raisonnement que pour la garantie décès.

Pour le coût moyen d'un sinistre, il faut considérer deux facteurs. Le premier est la mensualité à payer, le deuxième est la durée pendant laquelle l'assuré reste en arrêt de travail. La mensualité se calcule avec la formule suivante :

$$mensualite_m = CRD_m \cdot (1 + i) - CRD_{m+1} \quad (32)$$

Avec

- $mensualite_m$  la mensualité au mois  $m$ ,

- $CRD_m$  le capital restant dû au mois  $m$ ,
- $i$  le taux de prêt moyen pour l'ensemble de contrats considéré.

Il nous reste à conditionner les mensualités par la franchise (l'ancienneté de l'assuré est supérieure à 3 mois) et vérifier que l'âge de l'assuré respecte les bornes de la garantie. Maintenant que nous avons accès aux mensualités, il nous faut connaître la durée moyenne pendant laquelle l'assuré reste en arrêt de travail. C'est le rôle de la table de maintien en AT, qui nous donne la probabilité de rester en AT au mois considéré et depuis le mois de rentrée en arrêt de travail en fonction de l'âge moyen des assurés. En multipliant la probabilité d'être resté en AT le mois considéré par la mensualité de ce même mois, et en sommant ces coûts, on obtient le coût moyen d'un sinistre pour la garantie AT.

Il ne nous reste plus qu'à considérer le nombre de personnes qui rentrent en arrêt de travail chaque mois pour atteindre notre objectif. Comme pour la garantie décès, on doit retirer au nombre d'assurés de départ la part des rachats et celle des décès. Cela nous donne la population sous risque. On applique à cette population le taux d'entrée en AT trouvé dans la table, de la même façon que l'entrée en décès, ce qui nous donne accès au nombre d'assurés rentrant en AT chaque mois. Théoriquement, on aurait dû soustraire à la population sous risque ceux déjà en arrêt de travail, puisque ceux-ci peuvent soit mourir, soit rester en AT soit revenir en tant qu'assuré sain, soit racheter leur contrat, mais en aucun cas rentrer en AT comme exprimé dans notre raisonnement. Seulement, prendre en compte ces assurés qui sont déjà en arrêt de travail rajouterait de la complexité dans la mise en place de la méthode pour un résultat pas sensiblement différent. C'est pourquoi on appliquera le taux d'entrée en AT à la population sous risque.

Il ne nous reste plus qu'à faire le produit pour chaque mois du nombre d'assurés rentrant en AT et du coût moyen d'un sinistre de la garantie AT pour le mois considéré, puis faire la somme des coûts mensuels par année pour avoir la charge de sinistralité annuelle considérée pour la garantie AT. Suite à quoi, nous pouvons sommer les charges de sinistralité pour les garanties DC et AT pour obtenir la charge de sinistralité totale par année.

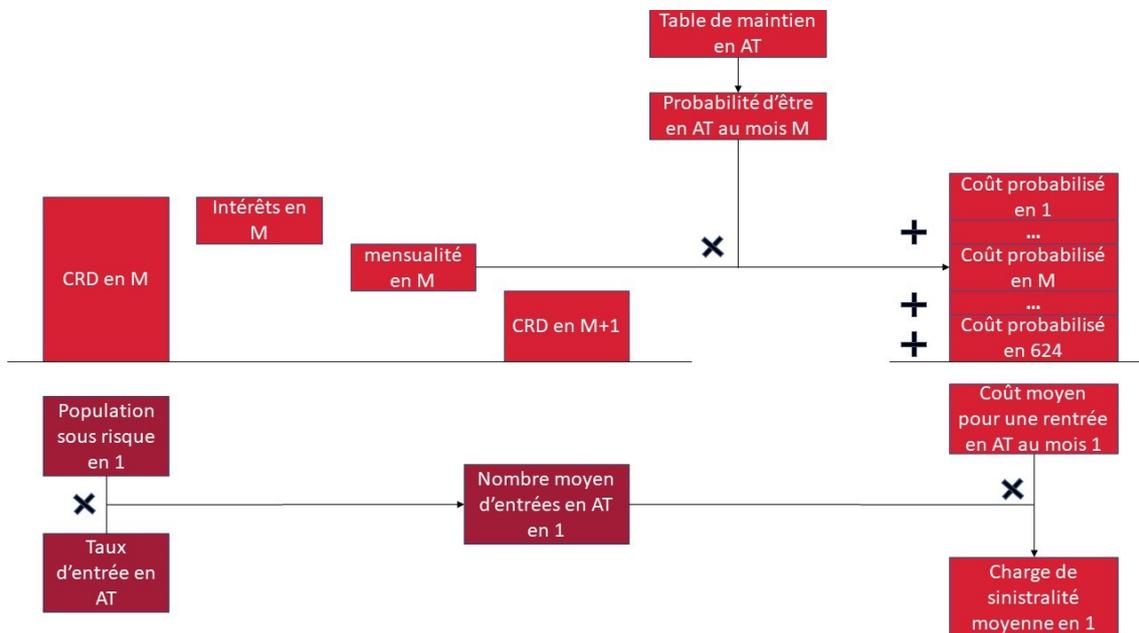


Figure 43: Schéma récapitulatif de la méthode de calcul de la charge de sinistralité en AT

Nous avons à présent tout ce dont nous avons besoin: la courbe de taux de rachat, la courbe de primes et la courbe de charge de sinistralité. Seulement on ne va pas directement utiliser les Loss Ratio à partir de ces courbes. À la place, nous allons d'abord indexer les courbes par rapport aux données observées réellement. Pour cela, on va devoir caler nos courbes par rapport aux résultats de l'année passée, puisque pour l'année 2021, la première année de projection est 2022,

---

et nous n'avons pas les données pour cette année. On pourrait faire l'hypothèse que le passage à l'année supérieure ne change pas sensiblement les primes et les sinistres, mais cette hypothèse est notamment précaire pour SLADE, qui est un portefeuille jeune. Ce que nous allons faire, c'est débiter la projection un an avant l'année de projection habituelle. Ainsi, nous aurons une modélisation sur les mêmes années que les données de l'inventaire, ce qui nous permettra de caler nos courbes de Loss Ratio efficacement. Concernant les provisions, que nous ne connaissons pas contrairement aux paiements, nous allons les estimer selon la première méthode utilisée. Comme nous l'avons expliqué ici (7.2.1), le calcul de la provision n'est pas adaptée notamment pour le produit SLADE. Néanmoins, on peut espérer un modèle plus proche de la réalité avec la prise en compte de la variabilité du S/P dans le temps, ce qui est le but de cette deuxième méthode.

---

## 8 Impact sur le compte de résultat

Dans cette partie liant les hypothèses de Loss Ratio et de taux de rachat aux indicateurs financiers, nous allons analyser et comparer les résultats des deux méthodes proposées dans la partie précédente. Pour rappel, les données et les résultats proposés dans ce mémoire ont été déformés par rapport à la réalité. L'objectif de cette partie est de trouver la méthode et les hypothèses qui nous rapprochent le plus de la réalité. Malheureusement, alors que la première méthode n'est pas satisfaisante théoriquement, la deuxième n'est pas meilleure empiriquement. On choisit donc de tenter une troisième méthode, en l'appliquant uniquement à SLADE. Même si ces modèles ont des écarts d'expérience relativement proches de la réalité, ils ont des indicateurs financiers très différents les uns des autres. C'est pourquoi une étude sur les sensibilités de ces indicateurs est nécessaire.

### 8.1 Jeu d'hypothèses actuarielles constantes

Lors de cette sous-partie, nous allons présenter les différents indicateurs financiers du portefeuille emprunteur, et spécifiquement pour le contrat d'assurance de transition. On ne traitera dans ce mémoire ni du New Business, ni de la réassurance, afin de ne pas complexifier ce sujet déjà difficile. Après avoir présenté ces différents indicateurs, nous allons les analyser, et plus particulièrement ceux du produit SLADE. Son poids dans le portefeuille et sa jeunesse le rendent particulièrement important dans la compréhension des indicateurs financiers.

#### 8.1.1 Le bilan

Nous allons à présent présenter nos bilans à la fois en début d'exercice, et en fin d'exercice. Plus précisément, nous ne présenterons que les provisions techniques du passif du bilan, puisque seule cette partie nous intéresse dans ce mémoire. Cette présentation nous permet d'introduire les indicateurs financiers, dont l'évolution sera étudiée de plus près dans les parties suivantes. En utilisant les méthodes décrites dans les sous-parties 6.2.7 et 6.2.8, on obtient les provisions techniques suivantes:

<b>Provisions techniques au 31/12/2020</b>		<b>588 417</b>
<b>LRC</b>		<b>10 586 897</b>
	BEL LRC	30 460 096
	RA LRC	-525 285
	CSM	-19 347 915
<b>LIC</b>		<b>-9 998 480</b>
	BEL LIC	-9 998 480
	RA LIC	0
<b>Provisions techniques au 31/12/2021</b>		<b>-659 218</b>
<b>LRC</b>		<b>10 042 888</b>
	BEL LRC	26 137 970
	RA LRC	-517 546
	CSM	-15 577 536
<b>LIC</b>		<b>-10 702 106</b>
	BEL LIC	-10 702 106
	RA LIC	0

Figure 44: Provisions techniques aux 31/12/2020 et 31/12/2021 pour le stock en assurance

L'initial recognition correspond à la reconnaissance des flux en début d'exercice, soit au 31/12/2020, et Year1 correspond à la reconnaissance des flux en fin d'exercice, c'est-à-dire au 31/12/2021. Dans le bilan, nous sommes en notation comptable, donc les valeurs sont opposées à celles en notation actuarielle – c'est pourquoi la CSM au passif est négative. Nous retrouvons dans nos provisions techniques notre BEL LRC et LIC, notre RA LRC et LIC et notre CSM.

### 8.1.2 Le compte de résultat

Le compte de résultat est un indicateur nous permettant à la fois d'évaluer la qualité de nos modèles en comparant leurs résultats aux flux réels, et de connaître la performance financière du portefeuille via la reconnaissance de la CSM et du RA. Si un compte de résultat a des écarts d'expérience élevés, alors les flux projetés du modèle peuvent être remis en question, et in fine ce sont les indicateurs financiers du bilan qui peuvent être remis en cause.

	0	Year 1		0	Year 1
<b>Revenu d'assurance</b>		<b>-15 250 027</b>	<b>Charge d'assurance</b>		<b>8 565 644</b>
Prestations attendues sauf contrats onéreux		-8 284 716	Charge de sinistralité réelle		7 528 224
Frais attendus		-1 764 868	Frais réels		1 423 752
Relâchement du RA LRC		-86 887	Variation non financière du RA LIC		0
Reconnaissance de la CSM		-4 838 378	Pertes et reprise de pertes pour les contrats onéreux		0
coûts attendus pour les contrats onéreux		0	Prestations et frais réels durant l'exercice comptable pour les contrats onéreux		0
Écart d'expérience sur les primes		-233 575	Écart d'expérience sur les sinistres de survenance passée		-386 333
Écart d'expérience sur les commissions d'acquisition		-41 603			
				0	Year 1
<b>Résultat d'assurance</b>					<b>-6 684 384</b>
<b>Résultat financier</b>					<b>-68 574</b>
Résultat financier sur l'exercice comptable					-68 574
<b>Résultat</b>					<b>-6 752 957</b>

Figure 45: Compte de résultat de l'année 2020 pour le stock d'assurance

On voit que le gain de l'année se décompose d'un gain financier de 68 574 et d'un gain d'assurance de 6 684 384. Concernant les écarts d'expérience:

- on a prévu une charge de sinistralité courante de 8 284 716 pour une charge réelle de 7 528 224, ce qui signifie qu'on a surestimé la sinistralité de l'année, ce qui engendre un gain d'environ 750 000;
- on a prévu des frais de 1 764 868 pour un coût de frais réel de 1 423 752, ce qui nous donne un gain d'environ 340 000;
- on a également sous-estimé les primes reçues et surestimé les commissions d'acquisition, ce qui nous donne un gain global de  $233\,575 + 41\,603 = 275\,178$ .
- on a surestimé les sinistres de survenance passée, ce qui nous donne un gain de 386 333.

On voit que nos hypothèses sont prudentes, puisqu'on a surestimé les flux de sortie et sous-estimé les primes. Cette prudence engendre un gain dans le compte de résultat, auquel s'ajoute ceux de l'amortissement de la CSM et de la reconnaissance du RA, et nous obtenons donc un gain d'assurance pour l'année de 6 684 384. Comme on pourrait s'attendre à une sous-estimation de la sinistralité de SLADE, au vu de sa jeunesse, il est intéressant de détailler ce compte de résultat de la manière suivante:

	Portefeuille emprunteur	Total	SLADE	CSF	UGIP	Autres
<b>Revenu d'assurance</b>	<b>-15 250 027</b>	<b>-17 060 992</b>	<b>-5 636 562</b>	<b>-7 850 724</b>	<b>-1 716 179</b>	<b>-1 857 527</b>
Prestations attendues sauf contrats onéreux	-8 284 716	-8 284 716	-1 313 545	-5 494 809	-809 215	-667 148
Frais attendus	-1 764 868	-1 764 868	-368 626	-958 096	-52 566	-385 580
Relâchement du RA LRC	-86 887	-86 887	-64 900	-10 043	-5 069	-6 875
Reconnaissance de la CSM	-4 838 378	-6 649 342	-3 909 256	-903 151	-962 462	-874 473
Coûts attendus pour les contrats onéreux	0	0	0	0	0	0
Écart d'expérience sur les primes et sur les commissions d'acquisition	-275 178	-275 178	19 765	-484 625	113 134	76 549
<b>Coût d'assurance</b>	<b>8 565 644</b>	<b>8 565 644</b>	<b>1 564 710</b>	<b>6 002 189</b>	<b>-352 745</b>	<b>1 351 489</b>
Charge de sinistralité réelle	7 528 224	7 528 224	1 659 051	5 120 771	243 461	504 942
Frais réels	1 423 752	1 423 752	157 093	582 495	25 708	658 456
Variation non financière du RA LIC	0	0	0	0	0	0
Pertes et reprise de pertes pour les contrats onéreux	0	0	0	0	0	0
Prestations et frais réels durant l'exercice comptable pour les contrats onéreux	0	0	0	0	0	0
Écart d'expérience sur les sinistres de survenance passée	-386 333	-386 333	-251 433	298 923	-621 914	188 090
<b>Résultat d'assurance</b>	<b>-6 684 384</b>	<b>-8 495 348</b>	<b>-4 071 852</b>	<b>-1 848 535</b>	<b>-2 068 924</b>	<b>-506 038</b>
<b>Résultat financier</b>	<b>-68 574</b>	<b>207 523</b>	<b>15 286</b>	<b>85 246</b>	<b>68 712</b>	<b>38 280</b>
Résultat financier sur l'exercice comptable	-68 574	207 523	15 286	85 246	68 712	38 280
<b>Profit / Loss</b>	<b>-6 752 957</b>	<b>-8 287 825</b>	<b>-4 056 566</b>	<b>-1 763 289</b>	<b>-2 000 212</b>	<b>-467 758</b>

Figure 46: Compte de résultat détaillé du stock d'assurance

Dans ce tableau, on a en première colonne le compte de résultat du portefeuille. En deuxième colonne, on a la somme des comptes de résultat des différents produits contenus dans ce portefeuille. Enfin, dans les quatre colonnes qui suivent, on a respectivement les comptes de résultat de SLADE, CSF UGIP, et la somme du reste. Le détail complet se trouve en Annexe (voir 88).

On remarque que l'amortissement de CSM du portefeuille est différents de la somme des amortissements des CSM des produits de ce portefeuille. Cet écart provient d'un écart sur la CSM de transition: la somme des CSM de transition des produits ne correspond pas à la CSM de transition du portefeuille emprunteur, car la méthode de calcul n'est pas linéaire. En effet, l'amortissement de la CSM du portefeuille n'équivaut pas à la somme des amortissements des CSM des produits de ce même portefeuille. Pour s'en convaincre, prenons un exemple avec deux produits dans un environnement sans actualisation, sans écart d'expérience et sans changement d'hypothèse actuarielle :

	CSM avant amortissement année N	Primes année N	Primes année N+1
Produit 1	120	40	60
Produit 2	80	30	70
<b>Portefeuille</b>	<b>200</b>	<b>70</b>	<b>130</b>

Figure 47: Présentation des caractéristiques d'un portefeuille composé de deux produits

Nous avons ici un portefeuille composé de deux produits qui paieront encore des prestations pendant deux ans. Chaque produit a une CSM avant amortissement, et les caractéristiques du portefeuille correspondent à la somme des caractéristiques des deux produits. Calculons l'amortissement des deux produits et du portefeuille, et voyons si la somme des amortissements des produits correspond à l'amortissement du portefeuille. Comme nous avons affaire à la CSM avant la date de transition, nous basons nos amortissements de CSM sur la base des primes, ce qui nous donne:

$$Amortissement = CSM \cdot \frac{Primes_N}{Primes_N + Primes_{N+1}} \quad (33)$$

Cette formule, appliquée aux deux produits et au portefeuille, nous donne les résultats suivants:

$$\begin{aligned} \text{Produit 1 : } Amortissement &= 120 \cdot \frac{40}{100} = 48 \\ \text{Produit 2 : } Amortissement &= 80 \cdot \frac{30}{100} = 24 \\ \text{Portefeuille : } Amortissement &= 200 \cdot \frac{70}{200} = 70 \end{aligned}$$

Comme l'amortissement du portefeuille n'est pas la somme de celles des produits, il n'y a pas

de linéarité dans l'évolution de la CSM. Donc on a effectivement un écart sur la CSM de transition, qui explique à la fois l'écart sur la reconnaissance de CSM, mais également l'écart sur le résultat financier. Ces deux impacts sur le compte de résultat expliquent la différence sur le P&L (Profit/Loss).

Maintenant que ce sujet à été expliqué, revenons-en à notre point d'intérêt initial: l'écart d'expérience sur la sinistralité et notamment celle de SLADE. Comme ce à quoi on pouvait s'attendre, pour SLADE spécifiquement on a sous-estimé la sinistralité, en l'occurrence d'environ 350 000. C'est logique, puisque SLADE est un produit jeune, donc la sinistralité est encore basse, et va grimper au fil des années avant de rentrer dans son rythme de croisière. Or, la méthode Chain Ladder se base sur l'évolution de la sinistralité antérieure pour estimer un S/P, d'où cette sous-estimation.

La surestimation globale de la sinistralité vient en réalité principalement de UGIP, qui surestime la sienne d'environ 570 000, le reste de la surestimation venant de CSF (375 000 d'écart environ) et des autres produits. Pour UGIP, cela s'explique par une sinistralité très importante en 2020, de survenance 2020, couplée par une petite baisse des primes la même année. Or, une méthode Chain-Ladder ne fait qu'accroître la sur-sinistralité de la première année de règlement dans le temps, ce qui gonfle d'autant plus le S/P. Cette sur-sinistralité, l'utilisation de Chain Ladder et une sous-sinistralité pour 2021 explique par ailleurs aussi pourquoi l'année suivante les S/P de UGIP sont divisés par 3.

Sinistres DC	ANNEE DE SURVENANCE						
	Ant	2016	2017	2018	2019	2020	2021
Ant	1 569 328	0	0	0	0	0	0
2016	98 365	361 155	0	0	0	0	0
2017	0	43 935	504 984	0	0	0	0
2018	0	0	420 058	42 518	0	0	0
2019	0	0	0	86 664	143 119	0	0
2020	0	0	0	0	168 563	414 296	0
2021	0	0	0	0	0	90 134	117 663

Sinistres AT	ANNEE D'ASSURANCE						
	Ant	2016	2017	2018	2019	2020	2021
Ant	875 546	0	0	0	0	0	0
2016	159 498	2 362	0	0	0	0	0
2017	130 278	78 814	0	0	0	0	0
2018	56 856	39 619	40 415	0	0	0	0
2019	62 910	21 646	70 734	44 311	1 843	0	0
2020	11 083	31 166	32 568	55 955	48 331	1 394	0
2021	-389	1 099	3 942	13 538	18 495	32 098	697

Figure 48: Triangles de sinistralité DC et AT d'UGIP en 2021

	SLADE	CSF	ALPTIS GC34	ALPTIS V5	ASSUREA	UGIP
S/P DC 2020	11,62%	44,66%	64,97%	30,18%	24,46%	67,62%
S/P AT 2020	42,21%	57,99%	12,31%	18,20%	34,95%	85,36%
S/P DC 2021	21,26%	55,49%	28,14%	28,78%	23,84%	20,41%
S/P AT 2021	41,86%	77,96%	13,81%	18,22%	27,10%	31,92%

Figure 49: Tableau récapitulatif des S/P 2020 et 2021 du portefeuille

On peut aussi noter les écarts importants de CSF, mais il faut prendre en compte que ce produit est celui avec les flux bruts les plus élevés, ce qui fait qu'un écart d'environ 500 000 sur les primes et commissions d'acquisition - dont seulement 5 000 proviennent de ces dernières - n'est que 4 % des primes attendues, ce qui est relativement faible. Néanmoins, hors UGIP, si on compare les écarts d'expériences aux sinistralité attendue, Assurea a un écart de presque 100 %, ce qui est

énorme.

### 8.1.3 L'évolution du BEL LRC

Pour expliquer le plus simplement l'évolution du BEL LRC, nous pouvons commencer par regarder ce graphique:

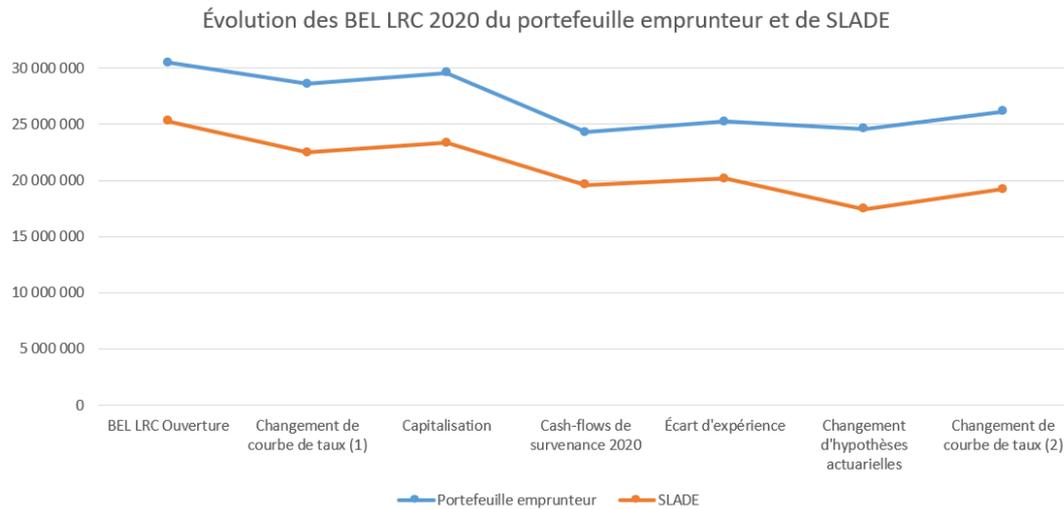


Figure 50: Comparaison BEL SLADE et BEL portefeuille

On peut voir grâce à ce graphique que le BEL LRC du portefeuille correspond grossièrement à celui du produit SLADE. Certains écarts existent naturellement à cause des autres produits, mais ils sont marginaux comparés à SLADE. On voit que la variation sur le changement d'hypothèses actuarielles est plus élevée pour SLADE, car il y a un effet de compensation inter-produits dans le portefeuille emprunteur. On a donc seulement à répliquer sur les autres produits l'analyse faite sur SLADE pour comprendre complètement la variation du BEL du portefeuille. Ainsi, on peut se permettre d'expliquer l'évolution du BEL du portefeuille avec celui de SLADE pour en avoir une explication simplifiée. Pour rappel, le BEL d'ouverture est la VAN des flux de trésorerie sortants futurs moins la VAN des flux de trésorerie entrants futurs, celles-ci estimées au 31/12/2020 avec la courbe de taux sans risque fournie par l'EIOPA au 31/12/2020. Cette courbe est appelée courbe previous. Notons que nos BEL LRC sont positifs parce que nous sommes en notation comptable. Après avoir obtenu le BEL d'ouverture, on étudie l'impact sur le BEL lorsqu'on calcule ces VAN avec la courbe locked-in plutôt que la courbe previous - c'est-à-dire avec la courbe du 31/12/2005 forwardée au 31/12/2020. Puis on capitalise ces flux sur un an, pour se positionner au 31/12/2021. On met à jour notre portefeuille, ce qui signifie qu'on aura de nouvelles données avec lesquelles nous devons travailler. De plus, à partir de la phase de la mise à jour des données, les flux de trésorerie réels de l'année 2020 ne sont plus pris en compte dans le BEL (voir les étapes "Cash-flows de survenance N" et "Écart d'expérience" de 6). Après cette étape sur les données, on met à jour nos hypothèses actuarielles. Enfin, nous repassons de la courbe locked-in à la courbe courante, c'est-à-dire la courbe sans risque au 31/12/2021 fournie par l'EIOPA.

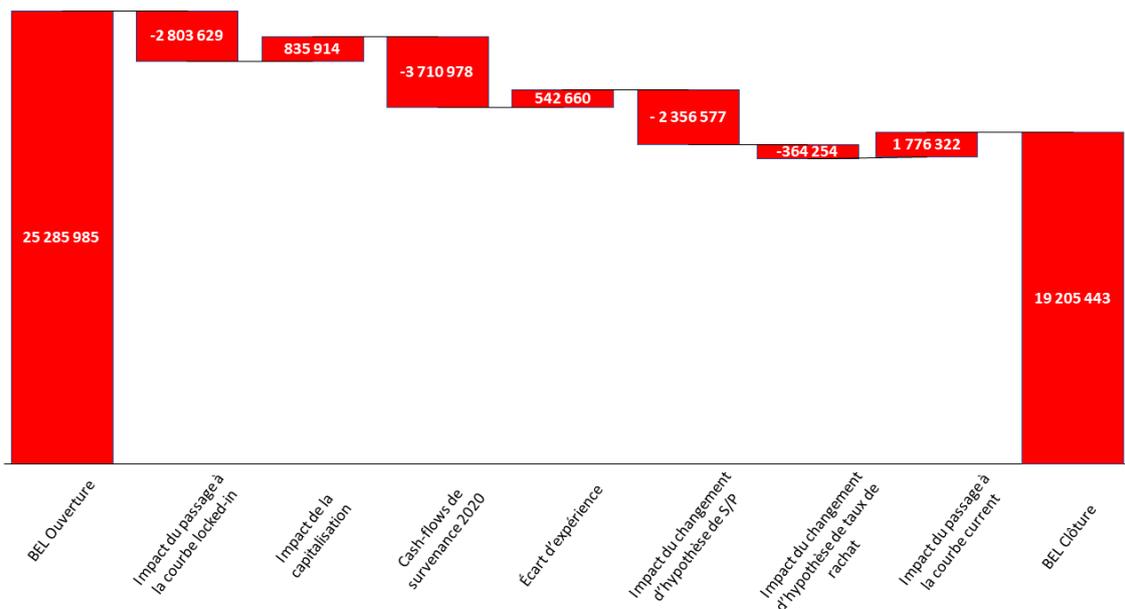


Figure 51: Graphique de l'évolution du BEL du produit SLADE

Ce graphique nous donne l'évolution du BEL ouverture de façon plus précise que le graphique ???. Il permet de scinder l'impact de chaque étape:

- Comme nous étudions le GOC 2006, cela signifie que la courbe locked-in a été forwardée 15 fois. On peut comparer cette courbe forwardée avec la courbe courante:

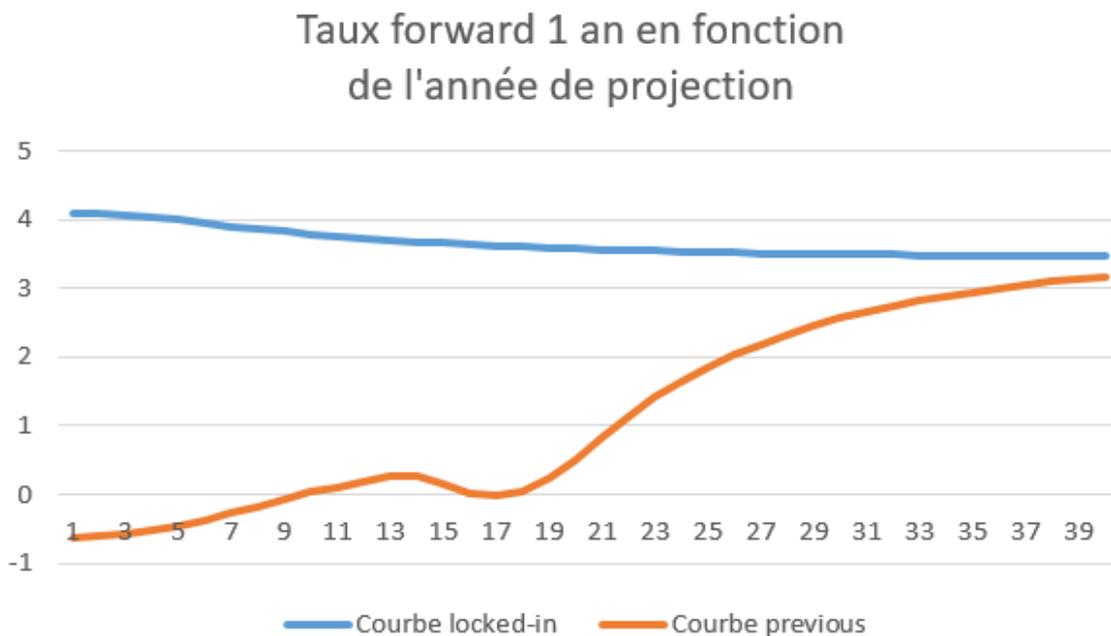


Figure 52: Comparaison des courbes previous et locked-in

On voit bien que la courbe locked-in de taux forward 1 an est au-dessus de la courbe previous de taux forward 1 an, ce qui implique qu'une VAN positive évaluée avec la courbe locked-in sera plus petite que cette même VAN évaluée avec la courbe previous, d'où nos quelques 2,8 millions de pertes, soit un peu plus de 10 % du BEL de départ.

- ensuite, comme nous évaluons maintenant nos impacts avec la courbe locked-in et non plus la courbe previous, on a une capitalisation d'un an de notre BEL positif avec un taux forward 1

---

an positif, ce qui nous crée un gain de d'environ 800 000 (la courbe de taux forward locked-in est positive en 2020).

- Le BEL LRC subit une perte due à la reconnaissance des flux de survenance courante. Cette perte s'élève en l'occurrence à environ 3,7 millions, soit environ 15 % du BEL total à ce moment-là.
- le gain de BEL sur l'écart d'expérience n'est pas facile à interpréter sûrement. Pour rappel, cet écart d'expérience représente l'écart entre la projection de deux portefeuilles, l'un mis à jour en 2020 et simulé en 2021 sur la base des hypothèses du modèle, et l'autre mis à jour en 2021. Comme les BEL des deux portefeuilles se calculent sous les mêmes hypothèses, l'écart se fait sur la différence entre le portefeuille simulé en 2021 avec le portefeuille 2020 et le portefeuille de 2021 réel. Ainsi, l'écart provient d'une inexactitude des hypothèses permettant de projeter le portefeuille 2021 à partir du portefeuille 2020. C'est pourquoi, on peut penser que l'écart vient de l'hypothèse de taux rachat, plus grand que la réalité.
- Si on reprend le tableau récapitulatif des hypothèses de S/P (voir 49), on voit que le S/P DC de SLADE double entre 2020 et 2021, ce qui se répercute en une perte pour le BEL LRC. Cet impact est quasiment totalement compensé par les autres produits, et notamment par UGIP, qui voit ses S/P divisés par 3 environ. Quant à CSF, la hausse de ses S/P n'induit pas une baisse mais une augmentation de son BEL LRC. Cette augmentation est due à la PB partenaire. Le raisonnement est le suivant: toutes les pertes supplémentaires engendrées par la hausse des S/P sont complètement transférées à CSF, puisque pour ce produit SwissLife n'est qu'un intermédiaire. Les pertes sont donc compensées, et sans rentrer dans plus de détails, un jeu d'écoulement nous apporte même des gains grâce à l'hypothèse financière.
- La perte due au changement d'hypothèse sur le taux de rachat est très faible, car il n'y a quasiment pas eu de variation sur ces hypothèses.
- Pour le dernier impact, le raisonnement est similaire au passage de la courbe previous à la courbe locked-in: comme la courbe locked-in est supérieure à la courbe courante, l'actualisation est plus faible, et donc le BEL grossit. C'est pourquoi cet impact est positif pour le BEL LRC.

#### 8.1.4 L'évolution de la CSM

Nous passons ici l'analyse du RA, qui n'apporte pas grand-chose, étant donné que sa variation pendant l'exercice n'est pas significative. Nous en sommes donc à l'étude de la variation de la CSM. On voit que celle-ci a baissé d'environ 3,8 millions, dont 4,8 ont été reconnus en résultat. Il nous reste donc une hausse de 1 million à expliquer.

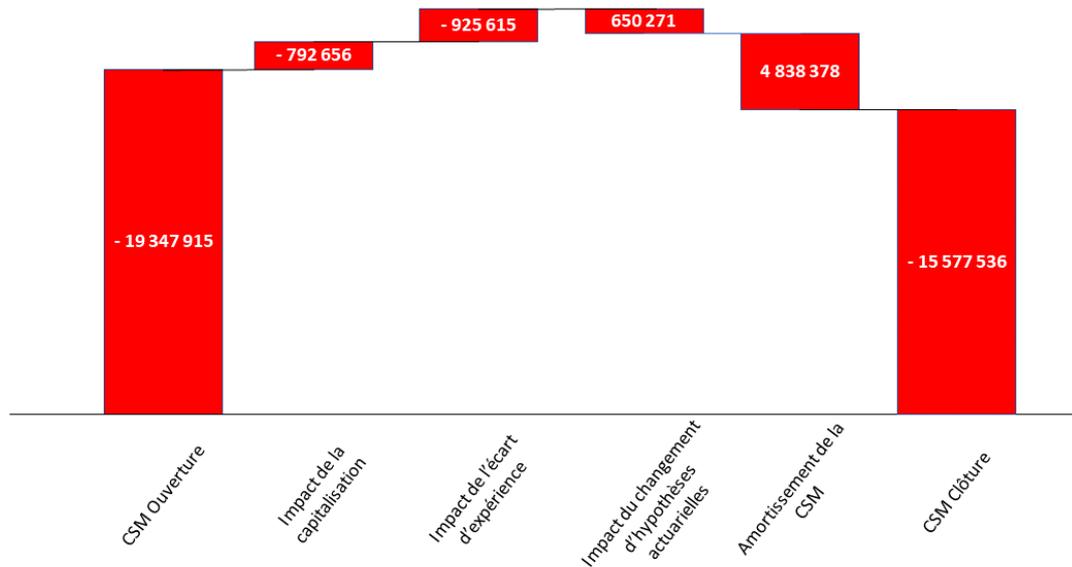


Figure 53: Évolution de la CSM du stock d'assurance de transition

À noter que l'amortissement de la CSM représente environ 23,7 % de cette dernière avant amortissement (donc en comprenant les variations dues aux étapes précédentes), ce qui signifie qu'on estime avoir fourni cette année 23,7 % des services à fournir sur ce portefeuille depuis le 31/12/2020. Il faut bien comprendre comment on obtient un tel pourcentage, car puisque l'amortissement de CSM se retrouve dans le résultat, il s'agit d'un gain concret réel. Ce pourcentage peut paraître énorme, puisqu'il signifie qu'en un an, nous avons accompli presque un quart des services restants, pour des contrats dont la durée est d'en moyenne 20 ans. Nous allons prendre l'exemple de SLADE qui sera plus facile à étudier. Pour ce produit, le taux d'amortissement descend à 21 % environ, ce qui est logique, puisqu'un contrat plus jeune signifie plus d'années de couverture restantes. Néanmoins, cela reste plus d'un cinquième des services totaux pour ce produit. Pour comprendre ce résultat, nous allons étudier l'évolution du CRD moyen du portefeuille, sous un taux moyen et une durée de contrat moyenne:

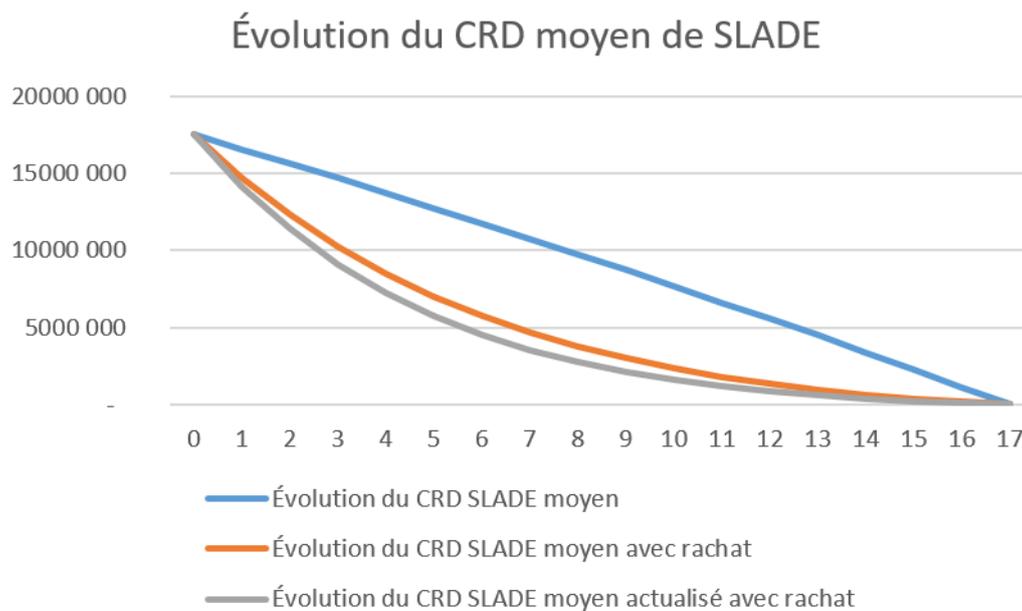


Figure 54: Évolution du CRD moyen de SLADE, avec et sans rachat, avec et sans actualisation

La courbe bleue représente l'évolution du CRD moyen, donc en ne considérant que la formule

dépendant de l'ancienneté (voir 16). Dans ce cas, la courbe est quasiment linéaire, et le poids du CRD actuel sur la somme des CRDs est de 10,75 %. La courbe orange représente cette même évolution si on prend en compte l'hypothèse de taux de rachat 2020 de SLADE, de 11,26 %. On voit tout de suite qu'avec l'hypothèse de taux de rachat, dont l'impact est exponentiel dans le temps, on obtient une courbe bien plus convexe. On passe d'un poids de 10,75 % à un poids de 18,44 %. Enfin, après la prise en compte de l'actualisation (courbe grise), le poids monte à 21,14 %. On ne retrouve pas exactement l'amortissement réel de la CSM parce que l'exemple pris est une moyenne, mais l'ordre de grandeur est bon et il nous permet de comprendre comment un amortissement de CSM aussi fort peut apparaître.

### 8.1.5 L'évolution du BEL LIC

Il ne nous reste plus qu'à comprendre l'évolution du BEL LIC pour comprendre comment fonctionne le bilan et l'origine de ses variations.

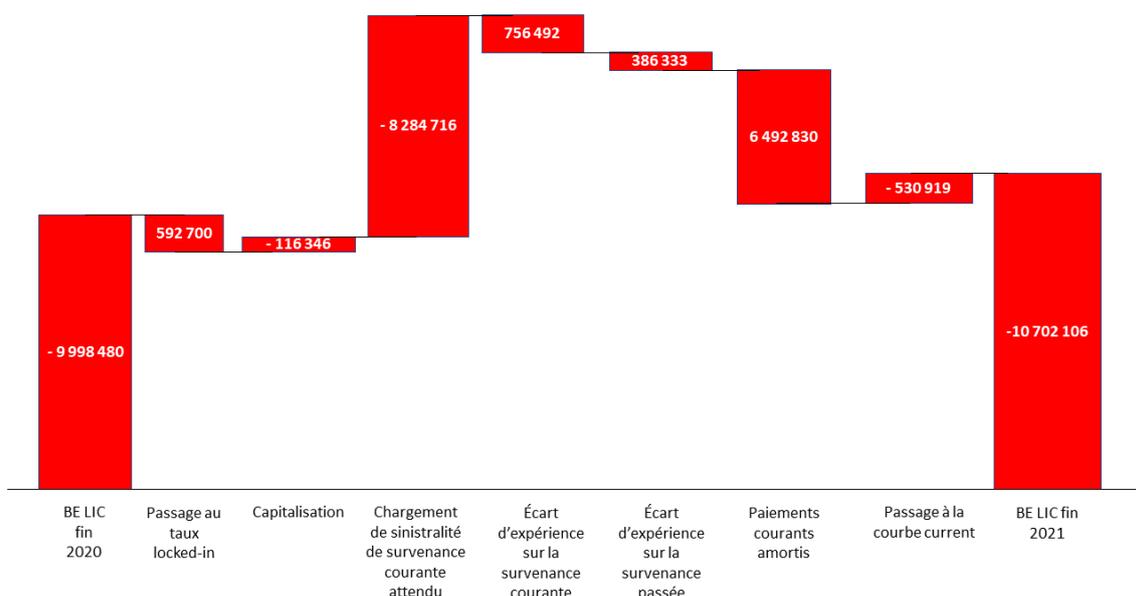


Figure 55: Évolution du BEL LIC du stock d'assurance de transition

Nous voyons avec ce graphique que la provision sur la sinistralité future a augmenté entre le début d'exercice et la fin d'exercice. L'impact financier n'aura que très peu joué (on parle d'un impact global d'environ 50 000 euros), et c'est plutôt vers l'arrivée des paiements de survenance courante ainsi que les écarts d'expérience qu'il faut se tourner.

Concernant les paiements de survenance courante, on retrouve les valeurs du compte de résultats (cf 45) avec une VAN de paiements futurs modélisés de  $-8\,284\,716$  et un écart d'expérience de  $756\,492$ . Nous n'avons pas abordé le sujet dans la partie du compte de résultat, nous allons donc détailler comment la charge de sinistralité courante réelle est déterminée. On peut séparer cette charge en deux parties: la première regroupe les paiements de survenance courante durant l'année - i.e. les paiements - et la deuxième regroupe les paiements de survenance courante des années futures - i.e. les provisions. Comme nous avons accès aux paiements réels de l'année de survenance courante, ceux-ci constituent la première partie. Pour la seconde, nous utilisons les provisions inscrites dans les MPs (cf 6.3), que nous actualisons avec la courbe de taux locked-in. Ainsi, l'écart d'expérience est d'une part l'écart entre les paiements de survenance courante et les paiements de survenance courante réellement payés, et d'autre part l'écart d'expérience sur les provisions à partir de 2022, actualisées au taux locked-in. La même réflexion est faite pour l'écart d'expérience sur les sinistres de survenance passée. L'exemple ci-dessous est fait pour la survenance passée, mais peut être adapté à la survenance courante:

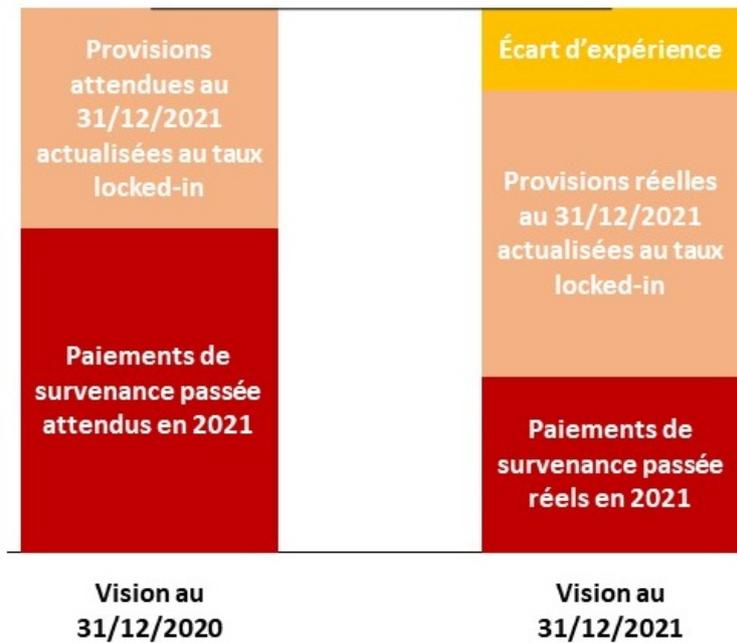


Figure 56: Écart d'expérience pour les provisions

Une fois les provisions pour la survenance courante intégrées et les écarts d'expérience ajoutés, il faut encore retirer les paiements effectués pendant l'année, une provision n'étant plus nécessaire pour ceux-ci. Les paiements réels courants toute survenance représentent 6 492 830 euros. Ces paiements représentent environ 38 % des provisions de début d'exercice capitalisées, auxquelles on ajoute les provisions pour la nouvelle année. Concrètement, cela signifie qu'à paiements constants dans le temps, nos provisions nous permettraient de payer un peu moins de trois années pour les sinistralités actuelles et passées. Nous allons maintenant essayer de déterminer si ce pourcentage est cohérent ou non.

Pour cela, nous allons refaire le modèle à la main pour le produit SLADE, comparer ses résultats aux résultats du modèle pour vérifier que nous n'avons pas fait d'erreur, et en tirer des conclusions. Grâce aux Model Points de début d'exercice, nous avons accès aux provisions DC et AT (cf 6.3). Cela nous permet d'écouler ces provisions dans le temps, en suivant la méthode évoquée pour l'exemple ???. Enfin, nous sommes capable de calculer la VAN sur la base de la courbe de taux 2020 avec cet écoulement. Notre modèle à la main est annuel, contrairement au modèle normal qui est mensuel. Cela crée des écarts de valeurs, mais ceux-ci restent mineurs.

	SLADE	
Provisions DC MP 2020	984 538	
Provisions AT MP 2020	589 965	

	SLADE		
	VAN des provisions	Paievements courants/VAN	Paievements courants/VAN ajustée
Modèle à la main	1 596 883	64%	
Modèle utilisé	1 589 545	64%	54%

Figure 57: Part des paiements courants sur les provisions

Dans le premier tableau, on a en première ligne la provision totale DC de SLADE au 31/12/2020, et dans la deuxième sa provision totale AT au même moment. Comme expliqué précédemment, nous

---

calculons des écoulements puis des VAN et les paiements de l'année 2020 à partir des provisions. Les données résultantes se trouvent dans le deuxième tableau, avec en première ligne le modèle fait à la main (annuel) et en deuxième ligne le vrai modèle utilisé (mensuel). La VAN du tableau représente la VAN des paiements des provisions évaluées en début d'exercice pour la survenance passée et la VAN ajustée représente la VAN de début d'exercice avec l'écart d'expérience sur la survenance passée. Les VAN sont supérieures aux provisions totales car la courbe de taux 2020 est négative sur les premières années.

Concernant la part de paiement courant par rapport à la VAN des paiements, le ratio de SLADE est environ 16 % plus élevé que celui du portefeuille (on passe d'environ 48 % pour le portefeuille à 64 % pour SLADE). On remarque que le taux donné plus haut pour le portefeuille était de 38 % au lieu de 48 %. En réalité, ce taux était le poids des paiements courants sur la VAN des paiements toutes survenances confondues, ce qui crée un écart. Celui-ci s'explique par la différence de poids des paiements courants pour la survenance passée et la survenance courante. En effet, si on reprend l'exemple ??, pour la survenance passée, l'ensemble de la provision DC est écoulé dans l'année. Or, pour la survenance courante, seul 80 % des provisions DC est écoulé la première année. Ainsi, les poids des paiements courants peuvent être différents en fonction de leur survenance passée ou courante. Sans compter qu'on parle ici d'une estimation du pourcentage sur la base de nos modèles (alors que poids qu'on cherche à comprendre est la part de paiements réels sur la VAN de départ réelle), ce qui sous-entend que notre modèle est parfait, ou au moins très proche de la réalité.

Il y a un néanmoins un grand écart entre le poids des paiements courants pour la survenance courante et pour la survenance passée. Cet écart peut venir de plusieurs endroits:

- comme expliqué précédemment, la différence d'écoulement entre une survenance passée et une survenance courante, en admettant qu'elle se retrouve dans la réalité;
- les paiements réels de survenance passée de cette année sont hauts;
- il y a une sous-provision pour la survenance passée;
- il y a une surprovision pour la survenance courante;
- les paiements réels courants de survenance courante de cette année sont bas;

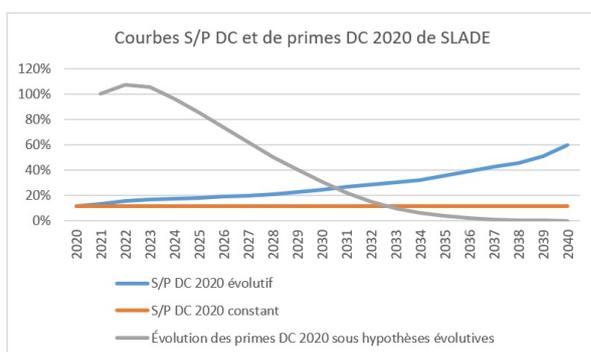
Une sous-provision en début d'exercice ou une sur-provision en fin d'exercice peut avoir un gros impact sur le poids. Par exemple, si on regarde dans le second tableau ci-dessus, le poids des paiements courants de survenance passée par rapport à la VAN et la VAN ajustée varie de 10 %.

En conclusion de cette partie, les indicateurs financiers sont plutôt positifs avec les hypothèses constantes. On a d'une part un BEL LRC bien supérieur à 0, ce qui signifie que les gains futurs sont estimés supérieurs aux coûts futurs. De plus, la CSM clôture nous indique qu'on pourrait s'attendre à 13 millions de profit dans le futur. La précision qu'on peut accorder à de tels résultats est basée sur le compte de résultat. Plus les écarts sont faibles, plus on peut accorder de la confiance à notre modèle, et donc à nos indicateurs financiers. En l'occurrence, nos écarts d'expérience sont plutôt grands pour la prestation, et cela vient principalement d'une grosse sinistralité sur UGIP, comme on l'a vu précédemment. Cependant, quand on étudie de plus près le compte de résultat complet (voir 88), on remarque que même si l'écart brut n'est pas important, l'écart d'expérience sur la variation de chaque produit est plutôt grand. Seulement, il s'agit d'une sous-estimation pour SLADE qui est un produit jeune, et une surestimation pour le reste, il y a donc un effet de compensation. Cela rassure quant à l'efficacité douteuse du Chain Ladder dans notre cas, et joint notre hypothèse suite à l'étude des C-C plots. Il y a également un écart important sur les frais, mais cela est dû à une absence d'étude adaptée, étant donné que ce n'est pas le but de ce mémoire. Néanmoins, l'écart d'expérience sur les primes est plutôt bas, ce qui est surprenant. En effet, pour les taux de rachat, le calcul n'était pas précis. Pour rappel, le taux prenait aussi en compte la variation de CRD, de tarification et de déformation. On peut dans tous les cas avancer que les hypothèses actuarielles n'ont aucune raison de rester constantes dans le temps, contrairement à ce qui est utilisé dans le modèle. C'est pourquoi, avec les résultats mitigés qui découlent de cette méthode, nous allons en essayer une deuxième.

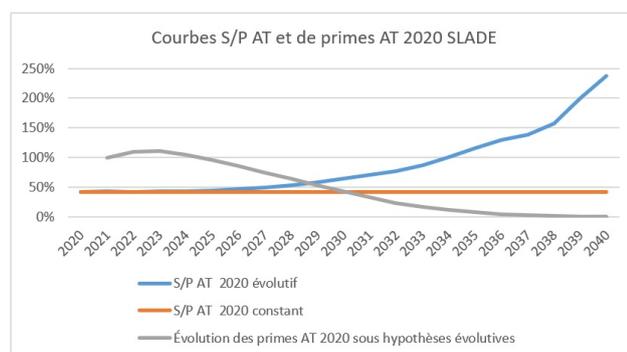
## 8.2 Jeu d'hypothèses actuarielles évolutives

Dans cette partie, nous étudions les bilans et les comptes de résultats du stock d'assurance de transition, cette fois-ci avec des hypothèses différentes par rapport à la partie précédente, à la fois pour les hypothèses de transition et celles de fin d'exercice. Dans cette partie, les hypothèses de taux de rachat et de S/P sont évolutives, ce qui a priori nous permettrait d'affiner nos résultats et de nous rapprocher de la réalité.

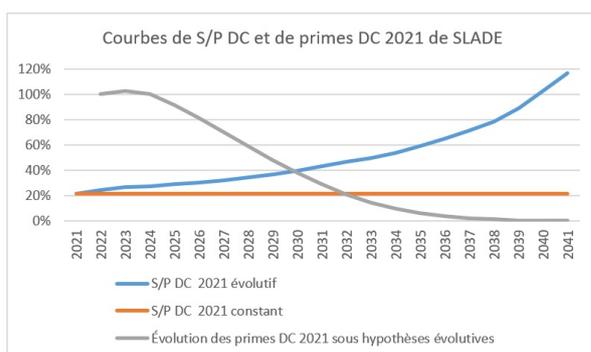
Avant de regarder l'impact de ces nouvelles hypothèses sur le bilan et le compte de résultat, comparons-les avec les anciennes hypothèses. Nous effectuerons cette étude sur les hypothèses de transition du plus gros produit du portefeuille, SLADE.



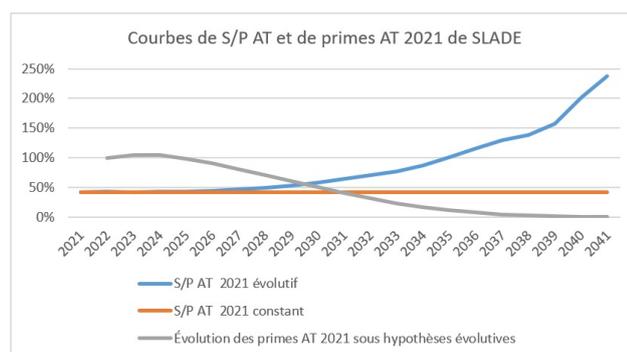
Graphique 1



Graphique 2



Graphique 3



Graphique 4

Figure 58: Comparaisons des S/P DC et AT de SLADE, constants et évolutifs

Dans chacun de ces quatre graphiques, nous avons rajouté la courbe d'évolution des primes en plus de la comparaison des S/P pour donner une idée de l'importance à donner à l'écart entre les deux courbes. Par exemple, dans le graphique 2, le S/P AT évolutif ne dépasse clairement le S/P AT constant qu'à partir de 2029. Or, en 2029, le montant des primes n'est plus que la moitié de ce qu'il était initialement. Un autre facteur à prendre en compte, qui n'est pas affiché sur les images, est la courbe de taux financiers. Avec une courbe de taux positive, plus les flux sont éloignés dans le temps et moins ils ont de poids en reconnaissance initiale. Ainsi, pour reprendre l'exemple du graphique 2, non seulement en 2029 les primes ne sont que la moitié de ce qu'elles étaient initialement, mais les flux apparaissent près de dix ans après la situation initiale. Ainsi, l'impact de cette différence est léger, et on peut supposer que pour le produit SLADE, le S/P AT évolutif n'apporte pas de grande différence par rapport au S/P AT constant.

À partir de ces quatre graphiques, dressons une comparaison des différents S/P pour SLADE:

- avec le graphique 1, on voit que la courbe de S/P évolutifs ne cesse de croître et est donc tout le temps supérieure à celle des S/P constants. Cette croissance constante est attendue de la part d'un portefeuille jeune;
- comme on l'a déjà évoqué ci-dessus, le graphique 2 nous montre que l'impact de la courbe

de S/P AT évolutifs de SLADE ne diffère pas significativement de celui de la courbe de S/P AT constants. On peut noter que la courbe de S/P évolutifs met un peu moins de dix ans à décoller, ce qui est surprenant. Comme pour la courbe de S/P DC, on s'attend pour un portefeuille jeune à ce qu'elle augmente rapidement. Bien sûr, on peut douter une courbe de S/P qui dépasse les 100 %, mais d'abord ce n'est pas sûr que le S/P global dépasse les 100 % au vu de la courbe de S/P DC, et surtout les primes sont descendues à environ 10 % de leur valeur initiale lorsque le S/P AT dépasse les 100 %;

- le graphique 3 compare les S/P DC évolutifs et constants de SLADE - mais cette fois-ci il s'agit des hypothèses au 31/12/2021, avec l'évolution des primes dans le temps. Comme pour 2020, la courbe décolle rapidement, et comme elle est calée sur le S/P constant, elle finit par dépasser les 100 %. Au même moment, la courbe de S/P AT (graphique 4), est également supérieure à 100 %, i.e. les sinistres sont supérieurs aux primes. Néanmoins, les primes sont quasiment nulles à ce moment, car non seulement une quantité importante de contrats auront déjà été rachetés ou clôtés, mais les restants n'ont qu'un CRD restant faible. Ainsi, cette perte n'importe que peu;
- enfin, comme la courbe d'évolution du S/P AT n'a pas beaucoup changé entre 2020 et 2021 et que le S/P constant sur lequel on se cale n'a pas non plus grandement varié, on peut faire la même analyse que pour la courbe de S/P AT 2020.

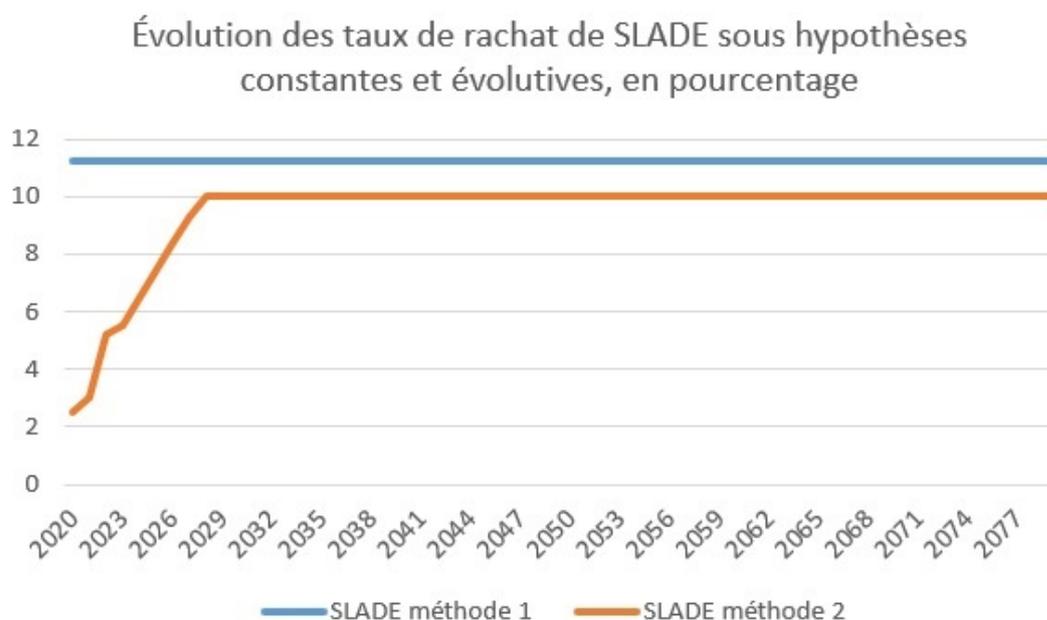


Figure 59: Comparaisons des taux de rachat pour SLADE

On voit que la courbe de taux de rachat évolutifs tend vers un taux constant de 10 %. Il s'agit du rythme de croisière estimé du marché emprunteur. Les taux évolutifs se situent en-dessous du taux constant de la première méthode, ce qui signifie une augmentation actuarielle du BEL LRC.

En conclusion, on a vu une hausse globale des hypothèses de Loss Ratio, bien que moins qu'attendue (notamment sur l'AT), ce qui présage d'une hausse de la sinistralité et donc d'une baisse du BEL LRC. Néanmoins, on a dans le même temps une baisse des taux de rachat, donc une augmentation de l'ensemble des flux et donc d'une augmentation du BEL LRC. Ainsi, on peut prévoir une hausse de la sinistralité attendue dans le compte de résultat, mais on ne peut pas encore déduire le sens de variation du BEL LRC.

### 8.2.1 Le bilan

<b>Provisions techniques au 31/12/2020</b>		<b>-2 152 723</b>
<b>LRC</b>		<b>7 845 758</b>
	BEL LRC	31 970 127
	RA LRC	-544 153
	CSM	-23 580 216
<b>LIC</b>		<b>-9 998 480</b>
	BEL LIC	-9 998 480
	RA LIC	0
<b>Provisions techniques au 31/12/2021</b>		<b>-3 546 340</b>
<b>LRC</b>		<b>7 155 766</b>
	BEL LRC	27 193 283
	RA LRC	-545 390
	CSM	-19 492 126
<b>LIC</b>		<b>-10 702 106</b>
	BEL LIC	-10 702 106
	RA LIC	0

Figure 60: Provisions techniques du stock d'assurance avec les hypothèses évolutives

En comparant nos provisions techniques à celles basées sur les hypothèses constantes (voir 44), on voit que notre BEL augmente (environ 1,5 millions), et que notre CSM aussi (environ 4,1 millions). Cela s'explique de la façon suivante: d'abord, notre BEL augmente, ce qui signifie que l'impact de la hausse des hypothèses de S/P a été surclassé par celui de la baisse des taux de rachat. Ensuite, on peut en déduire que notre CSM initiale (donc la CSM au 31/12/2005), est également augmentée. Mais comme notre CSM ne s'amortit que sur la base des primes jusqu'à la date de transition, et qu'une baisse des taux de rachat signifie une hausse des primes projetées à partir de 2021, alors le poids des primes réelles jusqu'à 2020 est diminuée, ergo les amortissements sont diminués, et c'est ce qui explique l'écart de CSM de 4,1 millions quand l'écart de BEL n'est que de 1,5 millions.

Concrètement, la différence principale avec la première méthode est la hausse significative de la CSM de transition (de plus de 4 millions), qui signifie une estimation des profits futurs augmentés de la même façon. Encore faut-il que notre compte de résultat démontre la précision de ces estimations, avec des écarts d'expérience suffisamment petits.

### 8.2.2 Le compte de résultat

Nous rappelons que le but de cette partie d'étude est de démontrer la supériorité des hypothèses évolutives sur les hypothèses constantes, et donc leur réalisme accru. Ainsi, plutôt que de faire la même étude qu'avec la méthode des hypothèses constantes, nous allons surtout comparer les relâchements et écarts d'expérience des deux méthodes.

	0	Year 1		0	Year 1
<b>Revenu d'assurance</b>	<b>-15 230 222</b>		<b>Charge d'assurance</b>	<b>8 565 644</b>	
Prestations attendues sauf contrats onéreux	-8 482 827		Charge de sinistralité réelle	7 528 224	
Frais attendus	-1 980 274		Frais réels	1 423 752	
Relâchement du RA LRC	-83 570		Variation non financière du RA LIC	0	
Reconnaissance de la CSM	-4 965 222		Pertes et reprise de pertes pour les contrats onéreux	0	
coûts attendus pour les contrats onéreux	0		Prestations et frais réels durant l'exercice comptable pour les contrats onéreux	0	
Écart d'expérience sur les primes	590 900		Écart d'expérience sur les sinistres de survenance passée	-386 333	
Écart d'expérience sur les commissions d'acquisition	-309 228				
				<b>0</b>	<b>Year 1</b>
<b>Résultat d'assurance</b>				<b>-6 664 578</b>	
<b>Résultat financier</b>				<b>21 850</b>	
Résultat financier sur l'exercice comptable				21 850	
<b>Résultat</b>				<b>-6 642 728</b>	

Figure 61: Compte de résultat du stock d'assurance de transition avec les hypothèses évolutives

	Compte de résultat sous hypothèses constantes	Compte de résultat sous hypothèses évolutives
Écart d'expérience sur les sinistres de survenance courante	-756 492	-954 603
Écart d'expérience sur les sinistres de survenance passée	-386 333	-386 333
Écart d'expérience sur les frais	-341 116	-556 522
Écart d'expérience sur les primes	-233 575	590 900
Écart d'expérience sur les commissions d'acquisition	-41 603	-309 228
Reconnaissance de CSM	-4 838 378	-4 965 222
Reconnaissance de RA	-86 887	-83 570

Figure 62: Comparaison des comptes de résultat sous les hypothèses constantes et évolutives

- Avec la hausse de l'hypothèse de sinistralité et la baisse de l'hypothèse de taux de rachat, la sinistralité attendue a augmenté et s'est éloignée de la sinistralité réelle. C'est une mauvaise nouvelle car on a accentué notre surplus de sinistralité attendue et que nos hypothèses sont trop prudentes;
- il n'y a pas d'évolution sur l'écart d'expérience sur les sinistres de survenance passée, ce qui est normal puisque les changements de nos hypothèses n'impactent pas les provisions;
- on a une augmentation des frais attendus, qui s'explique selon deux facteurs. Dans un premier temps, une baisse du taux de rachat implique une hausse des primes, donc une hausse des frais (hors participation aux bénéficiaires, aussi appelée PB partenaire). Dans un second temps, cette PB partenaire, qui est une part du résultat donnée au partenaire (pour les produits CSF et Alptis), augmente également puisque l'impact du taux de rachat évolutif l'emporte sur l'impact du S/P évolutif, ce qui augmente le résultat. On finit donc avec deux augmentations dans les frais et donc une augmentation globale de ceux-ci;
- avec la forte diminution de l'hypothèse de taux de rachat, on a une hausse importante des primes attendues, ce qui nous vaut un écart d'expérience beaucoup plus important que dans le cas des hypothèses constantes. De plus, on surestime les primes; ce qui revient à une perte pour l'assureur;
- même remarque pour les commissions d'acquisition que pour les primes, si ce n'est qu'il s'agit cette fois d'un gain pour l'assureur;
- on a une augmentation légère de la reconnaissance de CSM, variation qui est détaillée dans la partie d'analyse de la CSM;
- la reconnaissance de RA reste similaire sous les deux méthodes, celle-ci ne sera pas analysée.

On peut remarquer une tendance dans nos analyses: bien que tous plus éloignés de la réalité que dans la première méthode, tous nos flux sont des surestimations de la réalité. Ainsi, on peut penser qu'il s'agit uniquement d'un problème de taux de rachat, étant donné la forte baisse de celui-ci.

	SLADE	CSF	UGIP	Autres	Total
<b>Primes réelles</b>	<b>6 937 942</b>	<b>12 705 389</b>	<b>1 135 381</b>	<b>2 082 477</b>	<b>22 861 190</b>
Primes attendues sous hypothèses évolutives	7 283 546	12 681 216	1 238 405	2 248 922	23 452 090
Écart	345 604	-24 173	103 025	166 445	590 900
Écart en pourcentage	5%	0%	9%	8%	3%
<b>Charge de sinistralité réelle</b>	<b>1 659 051</b>	<b>5 120 771</b>	<b>243 461</b>	<b>504 942</b>	<b>7 528 224</b>
Charge de sinistralité attendue sous hypothèses évolutives	1 428 494	5 443 686	865 269	745 378	8 482 827
Écart	-230 557	322 915	621 808	240 436	954 603
Écart en pourcentage	-14%	6%	255%	48%	13%

Figure 63: Détail des écarts de primes et de charges de sinistralité sous les hypothèses évolutives

Dans ce tableau, on étudie d'abord les écarts sur les primes pour avoir une idée de l'impact de notre hypothèse de taux de rachat, puis on étudie les écarts sur la charge de sinistralité pour avoir une précision de l'impact de l'hypothèse de S/P. En l'occurrence, on voit avec nos primes que nos taux de rachat sont à la fois quasiment parfaits pour CSF, bons pour SLADE et trop bas pour le reste. Néanmoins, l'écart dénote une surestimation des primes, ce qui se traduit en perte pour l'assureur. De plus, dans la première méthode, l'écart de primes de SLADE tombe à 1 %, et même si CSF perd également 4 % d'écart, non seulement l'écart global est meilleur, mais il dénote surtout des hypothèses de taux de rachat suffisamment prudentes pour l'assureur (voir tableau ci-dessous).

Concernant la charge de sinistralité, on peut voir que celle de SLADE est fortement sous-estimée (environ -14 %), ce à quoi on s'attendait au vu de la méthode employée. Ce résultat est par contre meilleur que celui obtenu sous les hypothèses constantes (environ -21 %, voir tableau ci-dessous). Même si on retire les 4 % d'écart dus aux primes -et donc à l'hypothèse de taux de rachat, il nous reste 3 % d'amélioration simplement dû au changement d'hypothèse de S/P. Le problème, c'est que de la même manière, les autres écarts, déjà élevés dans la première méthode, s'en sont retrouvés accrus. L'écart vient notamment d'UGIP, avec une variation de 232 % entre les charges réelles et les charges attendues. Comme on l'a vu, cela vient d'une sursinistralité de 2020 sur laquelle on s'est basé pour la méthode Chain Ladder.

	SLADE	CSF	UGIP	Autres	Total
<b>Primes réelles</b>	<b>6 937 942</b>	<b>12 705 389</b>	<b>1 135 381</b>	<b>2 082 477</b>	<b>22 861 190</b>
Primes attendues sous hypothèses constantes	7 026 904	12 225 845	1 185 427	2 189 438	22 627 615
Écart	88 962	-479 544	50 047	106 960	-233 575
Écart en pourcentage	1%	-4%	4%	5%	-1%
<b>Charge de sinistralité réelle</b>	<b>1 659 051</b>	<b>5 120 771</b>	<b>243 461</b>	<b>504 942</b>	<b>7 528 224</b>
Charge de sinistralité attendue sous hypothèses constantes	1 313 545	5 494 809	809 215	667 148	8 284 716
Écart	-345 506	374 038	565 754	162 206	756 492
Écart en pourcentage	-21%	7%	232%	32%	10%

Figure 64: Détail des écarts de primes et de charges de sinistralité sous les hypothèses constantes

À la suite de cette étude, on décèle déjà des problèmes dans nos hypothèses, des taux de rachat globalement un peu trop élevés, et surtout des S/P trop loins de la réalité. Même avec la compensation des différents produits dans le portefeuille, on trouve un écart de 13 % sur la charge de sinistralité. Le point positif de cette méthode, c'est que les hypothèses évolutives semblent en effet plus adaptées à SLADE, puisque l'évolution du S/P pour passer de l'estimation du S/P 2020 au S/P 2021 a rapproché le résultat de la réalité.

### 8.2.3 L'évolution du BEL LRC

Malgré qu'on ait déjà des pistes d'amélioration avec les études précédentes, nous allons compléter notre comparaison pour avoir une étude détaillée, avant d'essayer une troisième et meilleure méthode.

Nous allons commencer par détailler les impacts qu'ont eu les changements d'hypothèses sur le BEL de transition (c'est-à-dire les changements vus ici : 58). Puis, nous allons analyser l'évolution de ce BEL, toujours en comparaison avec la première évolution vue ici ??, tout en détaillant les impacts des deux changements d'hypothèses actuarielles.

		BEL LRC initial
<b>Hypothèses actuarielles constantes</b>		<b>30 460 096</b>
	Impact du passage au S/P évolutif	-4 310 102
<b>S/P évolutif et taux de rachat constant</b>		<b>26 149 994</b>
	Impact du passage au taux de rachat évolutif	5 820 133
<b>Hypothèses actuarielles évolutives</b>		<b>31 970 127</b>

Figure 65: Étude de l'écart du BEL LRC initial entre les deux méthodes

On voit avec ce tableau que c'est effectivement, l'impact du passage au taux de rachat évolutif qui l'emporte sur celui du passage au S/P évolutif. Au vu des graphiques sur les hypothèses vues plus haut (voir 58 et 59), on s'attendait à cet impact. Néanmoins, il faut noter que le résultat aurait tout à fait pu être inversé. En effet, si on voit bien sur les graphiques que le taux de rachat a plus d'impact proportionnel que le S/P, ces deux hypothèses ne s'appliquent pas aux mêmes flux, ce qui fait une énorme différence. Les S/P impactent la sinistralité alors que le taux de rachat impacte chaque flux du BEL. Or, les flux de sinistralité sont bien plus grands que le BEL (en l'occurrence 70 % plus grands sous hypothèses constantes). Ainsi, au global, il n'est pas évident de savoir quelle variable a le plus d'importance dans la variation du BEL. En l'occurrence, l'impact du passage aux S/P évolutifs est de 8 % environ sur la sinistralité, ce qui équivaut à 14 % sur le BEL. Quant à l'impact du passage au taux de rachat évolutif, celui-ci est de 19 % environ sur le BEL.

Maintenant que nous avons compris d'où provient la différence entre le BEL LRC initial de la première méthode et celui de la deuxième méthode, comparons leurs évolutions annuelles:

	Méthode hypothèses constantes			Méthode hypothèses évolutives						
	Total Emprunteur	Total Emprunteur	Total des produits	SLADE	CSF	ALPTIS GC34	ASSUREA	UGIP	ALPTIS V5	
<b>BEL ouverture</b>	<b>30 460 096</b>	<b>31 970 127</b>	<b>31 970 127</b>	<b>25 776 409</b>	<b>4 349 973</b>	<b>109 758</b>	<b>1 522 431</b>	<b>48 899</b>	<b>162 656</b>	
<i>Impact passage au taux locked-in</i>	-1 869 349	-1 297 498	-1 297 498	-2 179 646	701 336	-5 571	-99 612	222 944	63 051	
<b>Passage au taux locked-in</b>	<b>28 590 747</b>	<b>30 672 629</b>	<b>30 672 629</b>	<b>23 596 763</b>	<b>5 051 309</b>	<b>104 187</b>	<b>1 422 819</b>	<b>271 843</b>	<b>225 707</b>	
<i>Impact de la capitalisation</i>	993 902	1 077 112	1 077 112	880 366	143 997	2 424	47 780	1 710	835	
<b>Capitalisation</b>	<b>29 584 649</b>	<b>31 749 741</b>	<b>31 749 741</b>	<b>24 477 129</b>	<b>5 195 307</b>	<b>106 612</b>	<b>1 470 599</b>	<b>273 552</b>	<b>226 542</b>	
<i>Impact des flux courants</i>	-5 289 361	-5 432 693	-5 432 693	-3 779 539	-874 075	-35 883	-414 649	-86 020	-242 526	
<i>Impact de la mise à jour du portefeuille</i>	941 073	-625 173	-625 173	-754 179	-96 773	164 898	-12 713	-7 910	81 505	
<b>Mise à jour du portefeuille</b>	<b>25 236 362</b>	<b>25 691 875</b>	<b>25 691 875</b>	<b>19 943 411</b>	<b>4 224 458</b>	<b>235 627</b>	<b>1 043 237</b>	<b>179 622</b>	<b>65 520</b>	
<i>Impact S/P 2021</i>	-273 863	-60 761	-60 761	-3 053 137	315 253	318 392	171 694	2 098 662	88 375	
<i>Impact taux de rachat 2021</i>	-387 268	595 630	595 630	325 157	274 292	423	2 981	-7 221	-1	
<b>Changement d'hypothèses actuarielles</b>	<b>24 575 231</b>	<b>26 226 744</b>	<b>26 226 744</b>	<b>17 215 430</b>	<b>4 814 003</b>	<b>554 441</b>	<b>1 217 911</b>	<b>2 271 063</b>	<b>153 894</b>	
<i>Impact passage au taux 2021</i>	1 562 740	966 539	966 539	1 085 119	-521 001	61 184	112 030	268 758	-39 551	
<b>BEL clôture</b>	<b>26 137 970</b>	<b>27 193 283</b>	<b>27 193 283</b>	<b>18 300 550</b>	<b>4 293 003</b>	<b>615 625</b>	<b>1 329 942</b>	<b>2 539 821</b>	<b>114 343</b>	

Figure 66: Étude de l'évolution du BEL LRC et comparaison entre les deux méthodes

Concernant le passage au taux locked-in, celui-ci a un impact négatif sur le BEL total, ce qui est normal puisque la courbe locked-in forwardée en au 31/12/2020 est supérieure à la courbe du 31/12/2020. On peut néanmoins noter que ce n'est pas le cas pour tous les produits du portefeuille, avec par exemple UGIP, qui grossit son BEL LRC de 700 000 environ. Cela vient d'une subtilité dans l'actualisation dont on n'a pas encore parlé. Rigoureusement, l'actualisation ne s'applique pas au BEL, mais aux flux sous-jacents du BEL. Or, comme le BEL est une soustraction et non une somme, on a en réalité deux variations qui se soustraient. On pourrait avancer que puisque dans notre modèle, chaque flux est un pourcentage des primes, l'actualisation impacte de la même manière tous les flux, et donc par linéarité, de la même façon le BEL. Mais une seconde subtilité arrive: le calcul de la sinistralité. Si on reprend l'exemple fait dans la partie sur le modèle emprunteur de SwissLife (voir ??), on voit que la charge de sinistralité, qui est égale aux primes

multipliées par le S/P, est écoulee dans le temps. Or, dans le calcul de la VAN de sinistralité, cet écoulement augmente l'impact de l'hypothèse financière. Ainsi, la VAN de sinistralité est impactée deux fois par l'hypothèse financière: la première fois lors de la VAN de charge de sinistralité, et la seconde fois dans l'écoulement de cette charge de sinistralité.

<u>Hypothèses:</u>			
Année	1	2	
Facteur d'actualisation annuel	90%	90%	
Écoulement décès	80%	20%	
S/P décès	50%		
<u>Flux:</u>			
Prime décès	100		
Charge de sinistralité	50		
Sinistralité décès	40	10	

	Primes	Charge de sinistralité	Sinistralité
<b>VAN</b>	90	45	44
<b>Impact financier</b>	90%	90%	88%

Figure 67: Exemple de l'impact de l'hypothèse financière sur les flux de sinistralité

Dans cet exemple, on veut montrer la sursensibilité de la sinistralité à l'hypothèse financière. Pour cela, on suppose recevoir une prime de 100 l'année 1. Avec notre hypothèse de S/P, on a une charge de sinistralité de 50 l'année 1. On écoule ensuite cette charge selon notre hypothèse, ce qui nous donne 40 de sinistralité payée l'année 1, et 10 l'année 2. On va ensuite utiliser nos facteurs d'actualisation pour calculer nos VAN. Chaque facteur d'actualisation permet d'actualiser sur une seule année seulement. Ainsi, nos VAN valent simplement:

$$\begin{aligned}
 VAN_P &= 100 \cdot 90 \% = 90 \\
 VAN_{CS} &= 50 \cdot 90 \% = 45 \\
 VAN_S &= 40 \cdot 90 \% + 10 \cdot 90 \% \cdot 90 \% = 44
 \end{aligned}$$

Avec,

- $VAN_P$  la VAN des primes
- $VAN_{CS}$  la VAN de charge de sinistralité
- $VAN_S$  la VAN de sinistralité

En découle de ces résultats une sursensibilité de la VAN de sinistralité pour l'hypothèse financière par rapport à la VAN des primes. En l'occurrence, pour en revenir à CSF, le passage à la courbe locked-in a fait baisser tous les flux du BEL de 20 %, sauf la sinistralité qui a diminué de 3 %. Mais en opérant le même raisonnement que précédemment, lorsqu'on comparait l'impact du passage au S/P évolutif et celui du passage au taux de rachat évolutif (voir 65), on comprend d'où vient le gain observé. En effet, la diminution de 3 % supplémentaire pour la sinistralité implique un gain de l'ordre de 1 million, là où une diminution du BEL de 20 % lui coûte un peu moins de 0,9 million.

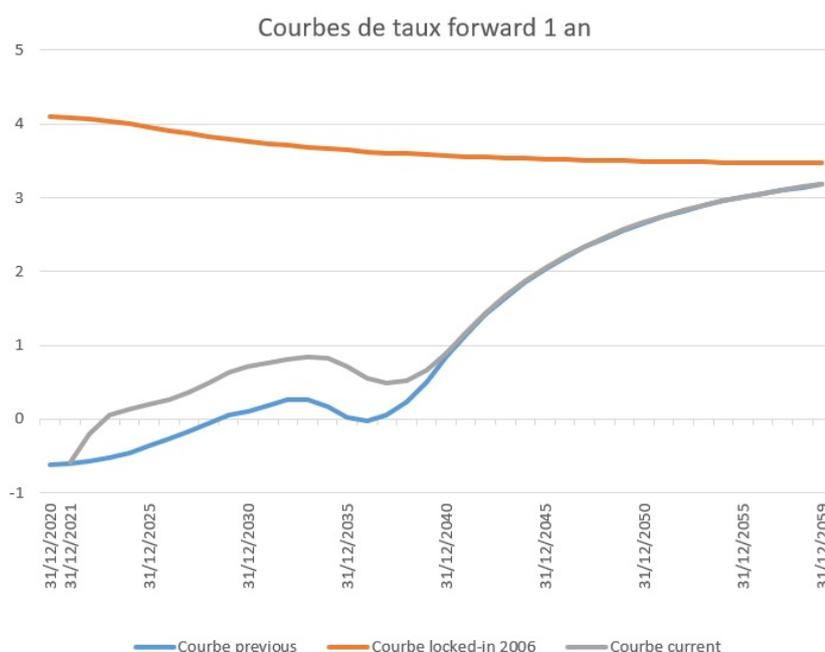


Figure 68: Courbes de taux

Ensuite vient la capitalisation, qui gonfle le BEL puisque la courbe locked-in est positive. Après quoi, on amortit les flux courants. Les cash-flows amortits sont plus importants pour le BEL initial le plus important, ce qui est logique. Puis arrive la mise à jour du portefeuille, avec un impact négatif pour le BEL LRC issu des hypothèses évolutives, alors qu'il est positif pour celui issu des hypothèses constantes.

	Total Emprunteur sous hypothèses constantes		Total Emprunteur sous hypothèses évolutives	
	Variation	Variation en pourcentage	Variation	Variation en pourcentage
<b>Primes</b>	7 397 921	8%	1 428 888	1%
<b>Commissions d'acquisition</b>	2 673 947	9%	783 684	2%
<b>Frais</b>	414 337	8%	102 646	2%
<b>Sinistralité</b>	2 717 803	8%	422 729	1%
<b>PB partenaire</b>	650 761	35%	745 002	10%
<b>Total</b>	941 073	4%	-625 173	-2%

Figure 69: Tableau sur l'évolution des flux du BEL LRC lors de l'implémentation des nouveaux Model Points

Avec ce tableau, on va pouvoir décortiquer l'évolution du BEL avec la mise à jour du portefeuille, puisqu'on a la variation brute et en pourcentage de chaque VAN de flux du BEL. On voit que pour chaque méthode, toutes les VAN de flux ont à peu près la même évolution (+8 % sous hypothèses constantes et +1 % sous hypothèses évolutives). Il y a quelques écarts entre chaque flux, et c'est normal puisqu'on étudie un portefeuille, et donc le poids de chaque produit varie avec le nouveau portefeuille, donc l'impact de ses hypothèses actuarielles sur les flux du portefeuilles, qu'il s'agisse du pourcentage de commission d'acquisition, des S/P ou encore des taux de frais. On peut noter un flux qui se démarque particulièrement des autres, à savoir la PB partenaire. On ne rentrera pas dans les détails de l'explication de cette différence. On donnera comme unique justification qu'une part de la PB provient d'une provision d'égalisation, et que cette provision n'a aucune raison de varier comme les primes de par sa construction. Ainsi, en omettant la PB partenaire, on voit que les variations des différents flux se valent à peu près, d'où on pourrait penser que la variation proviendrait de notre hypothèse de taux de rachat, trop élevée. Sauf que, comme on l'a vu lors de l'analyse du compte de résultat, le taux de rachat est en réalité trop bas. Notre variation est positive malgré tout, car le taux de rachat n'est pas la seule variable à prendre en compte lors d'une mise à jour de portefeuille. Par exemple, pour un même taux de chute de 10 %, avoir 10 % de personnes âgées de 60 ans qui rachètent leur contrat n'a pas le même impact sur la tarification

que 10 % de personnes âgées de 20 ans qui rachètent leur contrat.

Ensuite, il nous reste à étudier l'impact de variation des hypothèses actuarielles. On remarque que l'impact du S/P est quasiment nul. Cela est néanmoins un effet de compensation des produits au sein du portefeuille, et on peut voir que pour chaque produit, l'impact de la variation de S/P est plus importante que celui de la variation du taux de rachat. C'est encore plus vrai pour SLADE, et ce résultat est attendu quand on observe les courbes d'hypothèses actuarielles 2020 et 2021:

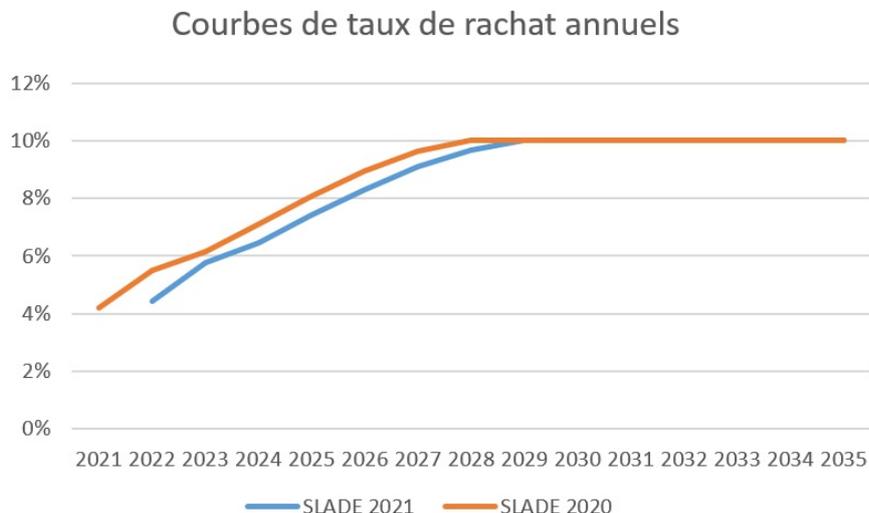


Figure 70: Comparaison des courbes de taux de rachat évolutifs de SLADE en 2020 et 2021

On voit que les courbes d'hypothèses de taux de rachat de SLADE sont très proches, ce qui explique que l'impact ne soit que de 300 000 environ. L'impact est positif car la courbe 2021 est en-dessous de la courbe 2020, ce qui implique une augmentation des flux avec la même proportion, donc par linéarité une augmentation du BEL.

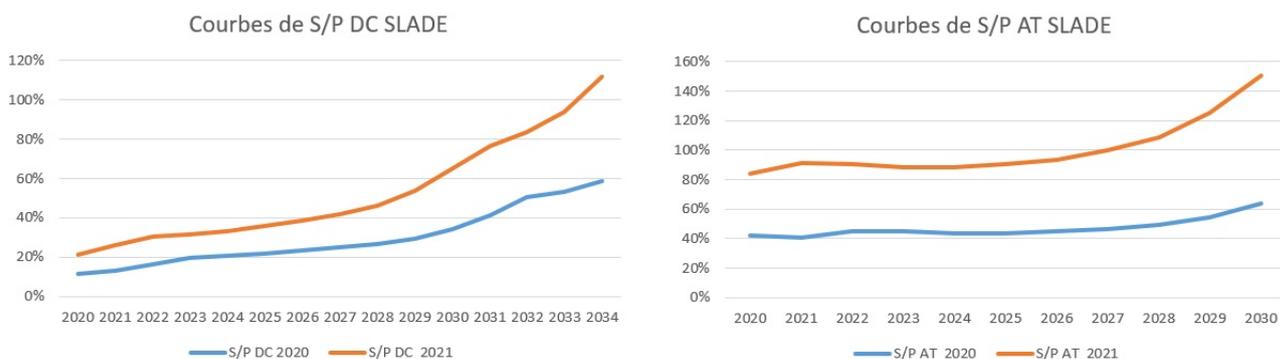


Figure 71: Comparaison des courbes de S/P évolutifs de SLADE en 2020 et 2021

Il faut garder en tête que les courbes ci-dessus sont basées sur une projection en run-off, donc sans nouveaux contrats chaque année. Ainsi, cette courbe ne concerne que les contrats présents aujourd'hui dans le portefeuille. Or, on s'attend à de nouveaux contrats de souscrits chaque année pour le produit SLADE, ce qui viendra largement diminuer les S/P affichés dans ces graphiques. De plus, on rappelle que les primes diminuent très rapidement dans le temps car un contrat dure environ 20 ans, et il faut également prendre en compte l'actualisation. Tout cela pour expliquer que même si les courbes dépassent les 100 % vers 2034, l'impact sera tout de même réduit. D'ailleurs, c'est pour cela que le changement de S/P baisse de seulement 3 millions le BEL, et que celui-ci reste

au alentours de 17 millions. Sans compter que pour le portefeuille, l'effet inverse se produit, avec UGIP qui voit ses hypothèses de S/P fortement diminuer, ce qui augmente le BEL de 2 millions.

Enfin, le BEL est réhaussé en repassant de la courbe locked-in à la courbe courante, ce qui est logique puisque cette dernière est la plus petite. On a déjà expliqué pourquoi l'inverse serait également possible donc on ne va pas s'attarder sur ce sujet une nouvelle fois.

## 8.2.4 L'évolution de la CSM

Lorsqu'on a comparé les comptes de résultats (voir 62), on a pu voir que sous les hypothèses évolutives, la CSM de transition était plus importante, et son amortissement l'était aussi. On peut déjà comprendre pourquoi rapidement étant donné qu'on a étudié l'évolution du BEL LRC, et que ses écarts d'expérience et ses variations dues aux changements d'hypothèses sont reflétés dans la CSM, mais nous allons le détailler:

	Portefeuille sous hypothèses constantes	Portefeuille sous hypothèses évolutives
<b>CSM Ouverture</b>	<b>-19 347 915</b>	<b>-23 580 216</b>
Impact capitalisation	-792 656	-966 047
Impact écart d'expérience	-925 615	615 556
Impact changement d'hypothèses actuarielles	650 271	-526 641
<b>CSM avant amortissement</b>	<b>-20 415 914</b>	<b>-24 457 349</b>
Amortissement	4 838 378	4 965 222
<b>CSM Clôture</b>	<b>-15 577 536</b>	<b>-19 492 126</b>

Figure 72: Comparaison des évolutions de CSM

Comme on a déjà analysé l'écart d'expérience et le changement d'hypothèses actuarielles, qui reflètent celles du BE, la seule variation à regarder est l'amortissement de CSM. En l'occurrence, l'amortissement de la CSM sous hypothèses constantes est d'environ 24 % alors que sous les hypothèses évolutives, l'amortissement est de 20 %. C'est normal que l'amortissement sous hypothèses évolutives soit le plus bas. En effet, l'amortissement est basé sur les CRD annuels courants et futurs du portefeuille, et les CRD dépendent du taux de rachat. Plus haut est le taux de rachat, plus bas sont les CRD. Mais, comme on l'a déjà vu dans le graphique 55, les CRD baissent exponentiellement dans le temps, donc plus les taux de rachat sont élevés, plus les CRD diminuent rapidement dans le temps, et plus les CRD de départ ont un poids importants, ergo plus l'amortissement est important.

## 8.2.5 L'évolution du BEL LIC

	Portefeuille sous hypothèses constantes	Portefeuille sous hypothèses évolutives
<b>BEL LIC Ouverture</b>	<b>-9 998 480</b>	<b>-9 998 480</b>
Passage au taux locked-in	592 700	592 700
Capitalisation	-116 346	-116 346
Chargement de sinistralité de survenance courante attendu	-8 482 827	-8 284 716
Écart d'expérience sur la survenance courante	954 603	756 492
Écart d'expérience sur la survenance passée	386 333	386 333
Paievements courants	6 492 830	6 492 830
Passage au taux courant	-530 919	-530 919
<b>BEL LIC Clôture</b>	<b>-10 702 106</b>	<b>-10 702 106</b>

Figure 73: Comparaison des évolutions des BEL LIC

On voit que le BEL LIC en fin d'exercice est le même sous les deux modélisations. C'est normal puisque les hypothèses de taux de rachat et de S/P n'ont d'impact que sur les estimations de flux de trésorerie futurs de survenance courante ou future, alors que le BEL LIC correspond à l'estimation de la VAN des flux de trésorerie futurs de survenance passée. Il est vrai qu'il y a une différence dans la charge de sinistralité courante attendue, puisque celle-ci est impactée par nos hypothèses

---

actuarielles, mais comme c'est la charge de sinistralité réelle qui est attribuée au BEL LIC, l'écart d'expérience sur la survenance courante vient neutraliser la variation précédente.

En conclusion de cette étude sur la modélisation sous hypothèses évolutives, on peut avancer que malgré l'ascendant théorique de cette méthode sur la première, ses résultats sont à améliorer. Les taux de rachat sont trop bas et l'évolution de la courbe de S/P n'a été bénéfique que pour SLADE. On peut supposer que cela vient du fait que SLADE est le seul produit jeune, donc sa sinistralité augmente avec les années, quand les autres produits ont déjà atteint leur rythme de croisière. Les indicateurs financiers sous cette méthodes sont meilleurs, mais les écarts d'expérience dans le compte de résultat sont plus importants, donc on ne peut accorder que moins de crédibilité à nos chiffres par rapport à ceux découlant du modèle sous hypothèses constantes. Néanmoins, dans le compte de résultat, une hausse de la courbe de taux de rachat rapprocherait les primes attendues et les commissions d'acquisition attendues de leurs homologues réels. Et pour SLADE, qui sous-estime déjà la sinistralité réelle, il faudrait une méthode pour réhausser son S/P de sorte à compenser l'effet de la hausse la courbe de taux de rachat, voire l'excéder. C'est avec ces objectifs en tête, qu'on va mettre à l'épreuve la troisième et dernière méthode.

### 8.3 Méthode basée sur les statistiques

Dans cette méthode, nous allons utiliser le meilleur des deux précédentes méthodes, auquel nous allons ajouter une méthode statistique. Nous avons vu précédemment que malgré le doute émissable quant à l'efficacité de la première méthode, ses résultats sont convaincants, à tel point que la deuxième méthode n'améliore pas réellement les résultats au global. C'est pourquoi on peut se demander si finalement, des produits assez vieux n'auraient pas atteint un rythme de croisière, et que dans ce cas, des hypothèses constantes seraient cohérentes. C'est en fait le cas de l'ensemble des produits, hormis SLADE. En suivant ce raisonnement, il pourrait être sage de séparer les méthodes en fonction de l'âge du produit.

Pour SLADE, un portefeuille jeune, on souhaite utiliser des hypothèses évolutives, pour prévoir la détérioration des hypothèses pour l'instant très avantageuses. En effet, non seulement SLADE a été lancé récemment (ce qui pose à la fois le problème du manque de données et de l'impact important de la sélection médicale), mais ses assurés sont globalement jeunes, ce qui se traduit par une faible sinistralité. Pour prévoir cette détérioration, on commence par calculer chaque hypothèse actuarielle de 2021 grâce à des modèles statistiques. Puis, nous calons les courbes d'évolution d'hypothèses actuarielles de la méthode précédente sur les hypothèses 2021 préalablement calculées. On met à jour le processus pour l'année 2022.

Pour le reste cependant, des hypothèses constantes devraient suffire. Pour cette année néanmoins, on ne peut pas estimer que le S/P 2020 de UGIP soit celui de 2021, car ce produit a eu une forte sinistralité en 2020. Donc on ne peut pas appliquer Chain Ladder à la prestation connue de 2020 pour obtenir un S/P qu'on appliquera pour l'année 2021. Pour remplacer cette hypothèse, nous allons calculer un S/P avec la même méthode statistique que SLADE, puis nous allons garder l'hypothèse de constance des S/P dans le temps, puisqu'UGIP est un produit vieux (en l'occurrence, les premiers contrats ont été souscrits en 2003).

#### 8.3.1 Modèle statistique pour le taux de rachat: la loi de Bernoulli

Comme on l'a vu dans les tableaux 63 et 64, l'hypothèse de taux de rachat de SLADE a jusqu'alors été trop basse, ce qui impliquait des primes plus grandes que la réalité, donc une perte pour l'assureur. L'objectif est donc d'utiliser un modèle statistique pour avoir accès au théorème central limite et pouvoir choisir un degré de prudence. L'objectif est que notre nouvelle hypothèse de taux de rachat nous fasse sous-estimer les primes de 2021, tout en restant le plus près possible de la réalité.

Soit  $n$  le nombre d'assurés dans le portefeuille du produit SLADE. Notons  $X_i$  la variable aléatoire qui représente le rachat du contrat de l'assuré  $i$  du portefeuille du produit SLADE en 2021. Concrètement,  $X_i = 1$  si le contrat de l'assuré  $i$  a été racheté dans l'année, et  $X_i = 0$  sinon. On

Produit	Méthode de calcul de taux de rachat	Méthode de calcul de S/P
SLADE	Méthode statistique + calage de la courbe de taux de rachat de la méthodologie évolutive	Méthode statistique + calage de la courbe de S/P de la méthodologie évolutive
UGIP	Méthode basée sur le chiffre d'affaire + constance du taux de rachat dans le temps	Méthode statistique + constance du S/P dans le temps
Autres produits	Méthode basée sur le chiffre d'affaire + constance du taux de rachat dans le temps	Chain Ladder + constance du S/P dans le temps

Figure 74: Tableau des différentes méthodes utilisées en fonction des produits et des hypothèses

suppose que  $X_i$  suit une loi de Bernoulli de paramètre  $p$ . Ce paramètre correspond à notre taux de rachat réel en 2021. En effet, notre taux de rachat réel est le nombre de contrats rachetés divisé par le nombre d'assurés, soit  $p$ . On suppose également que les rachats des contrats des assurés sont indépendants, et que la probabilité de rachat de chaque assuré est la même. Autrement dit, on suppose que  $(X_i)_{1 \leq i \leq n}$  est une suite de variable aléatoire indépendantes et identiquement distribuées (i.i.d.), de loi Bernoulli de paramètre  $p$ . Ces variables aléatoires sont également deux fois intégrables, et leur variance théorique vaut  $p(1-p)$ . Donc, d'après la loi des grands nombres:

$$\left\{ \begin{array}{l} \hat{\mu} = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n x_i \\ \hat{\sigma} = \sqrt{\frac{1}{n} \cdot (\sum_{i=1}^n x_i^2) - \hat{\mu}^2} \xrightarrow{\mathbb{P}} \sigma, \end{array} \right.$$

avec  $x_i$  l'observation concernant le rachat du contrat de l'assuré  $i$ ,  $\hat{\mu}$  une estimation de l'espérance des  $X_i$ ,  $\hat{\sigma}$  une estimation de l'écart-type des  $X_i$ , et  $\sigma$  l'écart-type théorique des  $X_i$ .

Une estimation de la moyenne et de l'écart-type étant établie, on peut utiliser le théorème central limite, qui approche la loi normale centrée réduite à partir de nos  $n$  observations avec la formule suivante:

$$\sqrt{n} \frac{\hat{\mu} - \mu}{\sigma} \xrightarrow{\mathcal{L}} \mathcal{N}(1, 0) \quad (34)$$

On n'a certes pas connaissance de l'écart-type théorique, mais on en a une estimation. De plus, par le théorème de Slutsky, on a:

$$\begin{aligned} X_n &\xrightarrow{\mathcal{L}} X \text{ et } Y_n \xrightarrow{\mathbb{P}} Y \text{ alors,} \\ X_n Y_n &\xrightarrow{\mathcal{L}} XY \end{aligned}$$

D'où, on peut remplacer l'écart-type par son estimation en conservant la convergence en loi. On peut ensuite utiliser une majoration connue de la moyenne de la loi normale pour en déduire une majoration de la moyenne de notre loi de Bernoulli. Pour déterminer cette majoration, il faut d'abord décider du niveau de confiance qu'on souhaite avoir. Pour en revenir à l'objectif de cette modélisation, on veut avoir une hypothèse de taux de rachat cohérente et prudente. Un taux de rachat prudent est plus élevé que la moyenne, car cela implique une prime attendue plus basse. Comme de plus SLADE est un produit en croissance, nous choisissons de prendre une majoration pour notre taux de rachat réel avec un niveau de confiance de 70%. Nous prendrons pour estimation du taux de rachat réel la valeur la plus prudente de l'encadrement implicite, soit la majoration en question. Un tableau reliant les antécédants et les images de la fonction de répartition de la loi normale centrée réduite est mis à disposition dans l'Annexe (voir 89, de source *Table des valeurs de la fonction de répartition de la loi Normale centrée réduite* n.d.). Sur ce tableau se trouve un

exemple de lecture, encadré en bleu, avec la probabilité associée à côté. Comme on choisit un niveau de confiance de 70 %, on voit d'après le tableau qu'on a :

$$\mathbb{P}(Y \leq 0,52) = 0,6985,$$

avec  $Y$  suivant une loi normale centrée réduite. Donc, d'après 34, on a :

$$\mathbb{P}\left(\mu \leq \hat{\mu} + \frac{0,52 \cdot \hat{\sigma}}{\sqrt{n}}\right) = 0,6985,$$

et donc en prenant la valeur la plus prudente pour notre taux de rachat de 2021, noté  $tdr$ , on obtient :

$$tdr = \mu = \hat{\mu} + \frac{0,52 \cdot \hat{\sigma}}{\sqrt{n}}$$

Il ne nous reste plus qu'à caler notre courbe d'évolution des taux de rachat produite dans la méthode sur les hypothèses évolutives sur ce  $tdr$  pour avoir notre hypothèse 2020 pour SLADE.

### 8.3.2 Modèle statistique pour les Loss Ratio: le modèle collectif

Pour estimer le S/P de 2021, on va utiliser une modélisation charge sinistre, plus particulièrement en utilisant un modèle collectif. Si on note  $X$  la variable aléatoire représentant la sinistralité de l'année, on a comme modèle :

$$X = \sum_{i=1}^N U_i,$$

avec :

- $N$  qui est une variable de comptage représentant le nombre de sinistralités de l'année;
- $(U_i)_{1 \leq i \leq n}$  une suite i.i.d. de variable aléatoires positives représentant le coût individuel de chacun des  $n$  sinistres.

On prend dans notre modélisation des lois classiques, à savoir  $N$  qui suit une loi de Poisson de paramètre  $\lambda$ , et  $(U_i)_{1 \leq i \leq n} \sim U$  qui suivent une loi exponentielle de paramètre  $\epsilon$ . On peut montrer rapidement que la loi exponentielle est à queue légère, en notant  $M_U(s)$  la fonction génératrice des moments de  $U$  en s :

$$M_U(s) = (E)(e^{su}) = \frac{\epsilon}{\epsilon - s} \neq \infty, \quad \text{ssi } s \neq \epsilon$$

Les loi à queue légère ont tendance à sous-estimer la probabilité des gros sinistres, mais étant donné que SLADE a une réassurance en excédent plein, cela n'est pas problématique.

On peut également critiquer le choix d'une loi de Poisson, puisqu'elle est équidispersée, et qu'en général on préfère une loi surdispersée, car plus réaliste. En l'occurrence, nous n'avons pas de données sur le nombre de sinistralités, donc on ne peut pas réellement vérifier la dispersion de cette variable, même s'il est probable que la variance des observations auraient été plus grande que son espérance.

Maintenant qu'on a défini la variable de comptage  $N$  et la suite de variables aléatoires  $(U_i)_{1 \leq i \leq n}$ , on peut en déduire l'égalité suivante (voir Goffard n.d.):

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(X) &= \mathbb{E}(N) \cdot \mathbb{E}(U) \\ \mathbb{V}(X) &= \mathbb{V}(N) \cdot \mathbb{E}(U)^2 + \mathbb{E}(N) \cdot \mathbb{V}(U) \end{aligned} \tag{35}$$

---

La preuve se fait grâce aux formules suivantes:

$$\begin{aligned}\mathbb{E}(X) &= \mathbb{E}[\mathbb{E}(X)|N] \\ \mathbb{V}(X) &= \mathbb{E}[\mathbb{V}(X)|N] + \mathbb{V}[\mathbb{E}(X)|N]\end{aligned}$$

En reprenant 35, on peut en déduire que:

$$\begin{cases} \epsilon = 2 \cdot \frac{\mathbb{E}(X)}{\mathbb{V}(X)} \\ \lambda = 2 \cdot \frac{\mathbb{E}(X)^2}{\mathbb{V}(X)} \end{cases}$$

Bien entendu, on n'a pas les valeurs exactes de  $\mathbb{E}(X)$  et  $\mathbb{V}(X)$ , mais en utilisant les observations découlant des triangles de liquidités, on peut les estimer. On en déduira donc une estimation des paramètres des lois de Poisson et exponentielle.

On peut essayer à partir de là de calculer la fonction de répartition de  $X$ , grâce à une somme de probabilités conditionnelles sur  $N$ , et en utilisant le fait qu'une somme de lois exponentielle i.i.d. suit une loi gamma, mais malheureusement la formule en découlant est difficilement calculable, du fait des nombreuses factorielles et puissance.

On cherche donc plutôt à appliquer le TCL (théorème central limite). Pour cela, on a la réflexion suivante:

- la sinistralité individuelle en emprunteur est le CRD pour la garantie décès, et un pourcentage du CRD pour la garantie d'arrêt de travail. Or, les primes est, via la tarification, un certain % du CRD. Ainsi, si la sinistralité augmente de 10 % par exemple, les primes augmentent également de 10 % mécaniquement, et donc le S/P ne change pas. C'est pourquoi, on décide que  $\mathbb{E}(X) = \frac{1}{\hat{\epsilon}}$ , avec  $\hat{\epsilon}$  l'estimation du paramètre de la loi exponentielle;
- par contre, pour le nombre de sinistralités, il n'y a aucune raison pour que ses variations n'impactent pas le S/P. C'est pourquoi, nous effectuons un TCL sur cette variable de comptage. Pour SLADE, nous prenons de nouveau un niveau de confiance - par ailleurs arbitraire - à 70 %. Pour UGIP, qui bénéficie exceptionnellement de cette méthode, nous utilisons un niveau de confiance un peu plus bas, de 60 %, puisque c'est un produit plus vieux qui a atteint son rythme de croisière. En réutilisant le processus dont on a parlé dans la méthode statistique du taux de rachat, on va en déduire un nombre de sinistres à partir du paramètre estimé et du tableau sur la fonction de répartition de la loi normale centrée réduite en annexe.

On applique ce processus pour la charge de sinistralité de la garantie décès et la charge de sinistralité de la garantie d'arrêt de travail, et il ne nous reste qu'à les diviser par les primes adaptées, qui sont données avec les triangles de liquidités.

Il ne reste qu'un problème dont nous n'avons pas parlé: la détermination de la charge de sinistralité de la garantie AT. En effet, dans ce cas, nous n'avons pas encore dans nos données tous les paiements liés à chaque survenance, puisque les paiements se font au cours des années. C'est pourquoi, nous allons modéliser les paiements restants de la manière suivante:

- on calcule l'âge moyen du portefeuille du produit à la date d'étude;
- on en déduit une durée moyenne pendant laquelle un assuré reste en arrêt de travail grâce à la matrice de maintien en AT, basée sur les données de marché. On a déjà utilisé cette matrice dans la méthode des hypothèses évolutives;
- pour chaque année de survenance, on multiplie le dernier paiement annuel connu par le nombre d'années restant avant d'atteindre la durée moyenne de maintien en AT calculé précédemment.

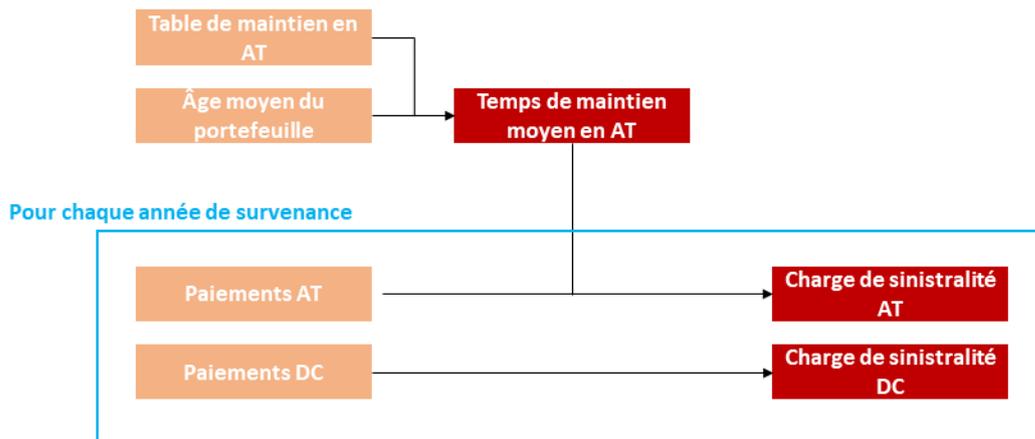


Figure 75: Schéma de détermination de la charge de sinistralité en fonction de l'année de survenance

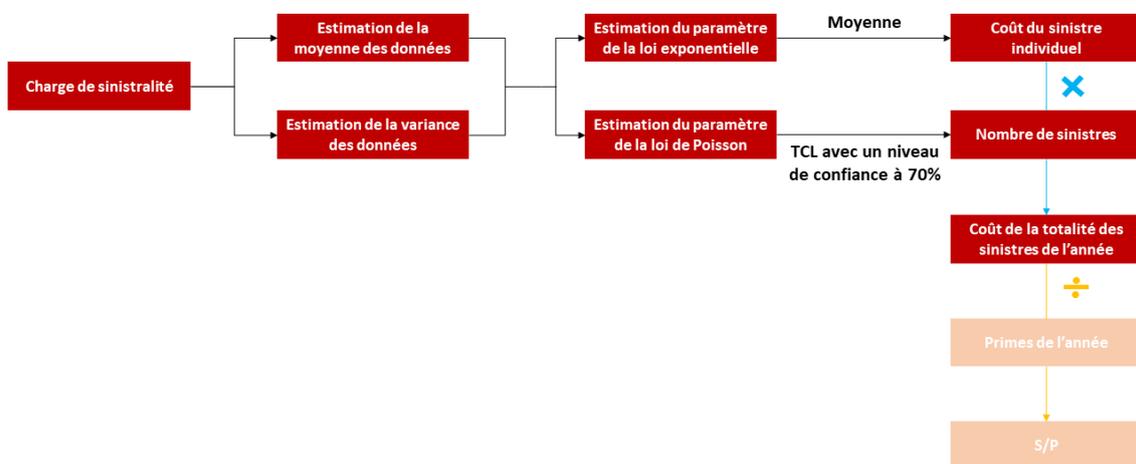


Figure 76: Processus de détermination du S/P à partir des données de charge de sinistralité

### 8.3.3 Résultats de la méthode statistique

Avant de présenter les indicateurs financiers résultant de cette méthode, nous allons comparer les hypothèses de 2020 de taux de rachat de SLADE aux anciennes, et les hypothèses de 2020 de S/P de SLADE et UGIP aux anciennes.

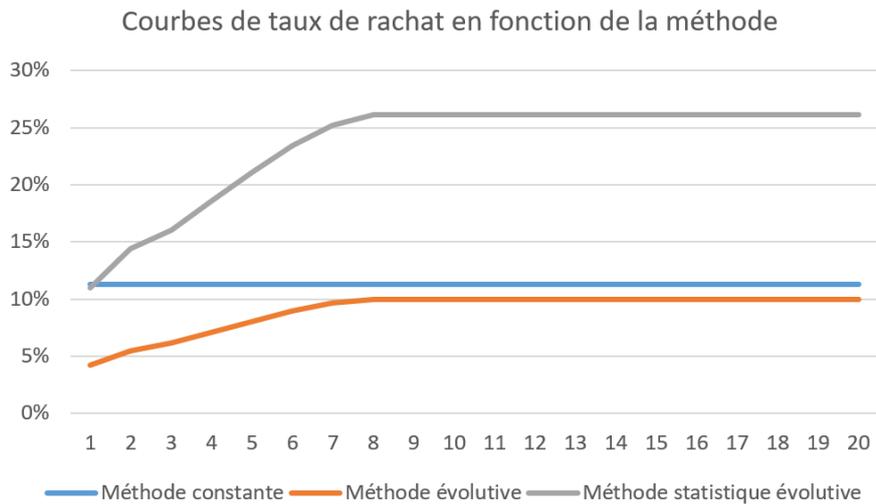


Figure 77: Comparaison de la courbe de taux de rachat de SLADE sous les 3 méthodes

La courbe de la méthode 3 commence avec un taux bien plus élevé que la méthode 2, grâce au niveau de confiance à 70 % choisi, mais il est encore un peu en-dessous de celui de la première méthode. Par contre, malgré les apparences, les évolutions des courbes évolutives sont les mêmes, et c'est pourquoi on touche un plafond supérieur à 25 % dans notre dernière méthode. Cette courbe est très critiquable. En effet, il paraît excessif de penser que d'ici 5 ans plus d'un assuré sur cinq rachètera son contrat. Le problème dans notre méthode, c'est que notre prudence pour cette année s'est propagée sur l'entièreté de la courbe, ce qui nous renvoie une hypothèse sûrement trop prudente.

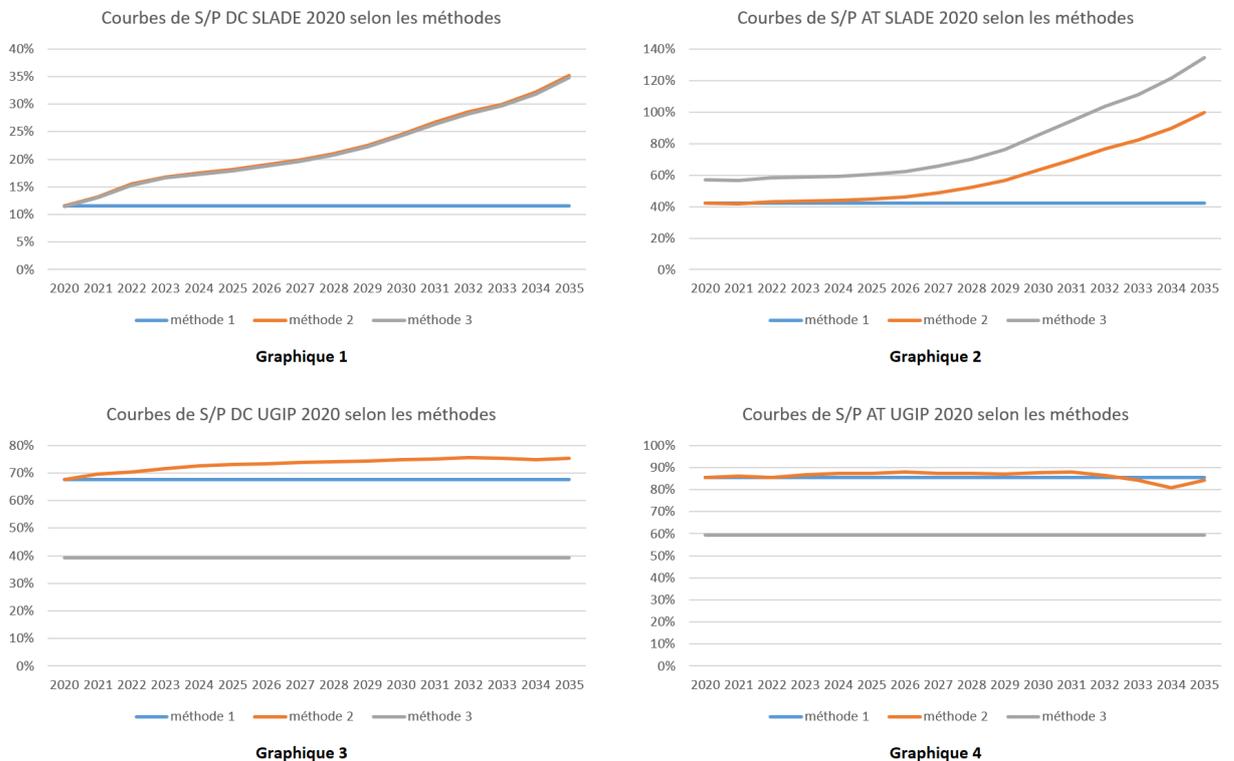


Figure 78: Comparaison des courbes de S/P de SLADE et UGIP sous les 3 méthodes

Pour SLADE, les courbes de S/P DC sont quasiment identiques entre les méthodes 2 et 3. La

différence se fait sur la courbe AT, pour laquelle le niveau de confiance à 70 % a fait la différence, et l'hypothèse de S/P AT dans cette dernière méthode est 50 % plus élevée que dans la méthode évolutive. Pour rappel, cela ne signifie pas que la sinistralité va augmenter de 50 %, puisque la part de garantie d'arrêt de travail dans le portefeuille du produit SLADE rentre en compte. Tout de même, cela augmente notre estimation de la sinistralité, ce qui est le but de cette méthode.

Concernant UGIP, le résultat est très satisfaisant. On voit que les hypothèses précédentes étaient effectivement bien trop élevées, puisqu'elles sont plus de 1,5 fois plus élevées que les hypothèses avec 60 % de prudence, pour un portefeuille âgé qui plus est. Une diminution de presque 30 % sur le S/P DC et de 25 % sur le S/P AT va faire drastiquement chuter la sinistralité estimée de UGIP, ce qui était également l'objectif.

Pour l'instant, à part le S/P DC de SLADE qui reste au même niveau que les hypothèses précédentes, on peut dire que notre nouvelle méthode a rempli ses objectifs pour les hypothèses de S/P. Voyons maintenant leur impact sur les indicateurs financiers.

### 8.3.3.1 Le bilan

Méthode statistique		Méthode hypothèses constantes	Méthode hypothèses évolutives	
<b>Provisions techniques au 31/12/2020</b>		<b>-6 849 620</b>	<b>588 417</b>	<b>-2 152 723</b>
<b>LRC</b>		<b>3 148 861</b>	<b>10 586 897</b>	<b>7 845 758</b>
	BEL LRC	19 244 408	30 460 096	31 970 127
	RA LRC	-331 870	-525 285	-544 153
	CSM	-15 763 678	-19 347 915	-23 580 216
<b>LIC</b>		<b>-9 998 480</b>	<b>-9 998 480</b>	<b>-9 998 480</b>
	BEL LIC	-9 998 480	-9 998 480	-9 998 480
	RA LIC	0	0	0

Méthode statistique		Méthode hypothèses constantes	Méthode hypothèses évolutives	
<b>Provisions techniques au 31/12/2021</b>		<b>-5 613 530</b>	<b>-659 218</b>	<b>-3 546 340</b>
<b>LRC</b>		<b>5 088 577</b>	<b>10 042 888</b>	<b>7 155 766</b>
	BEL LRC	21 257 357	26 137 970	27 193 283
	RA LRC	-496 957	-517 546	-545 390
	CSM	-15 671 824	-15 577 536	-19 492 126
<b>LIC</b>		<b>-10 702 106</b>	<b>-10 702 106</b>	<b>-10 702 106</b>
	BEL LIC	-10 702 106	-10 702 106	-10 702 106
	RA LIC	0	0	0

Figure 79: Comparaisons des provisions techniques des bilans sous les 3 méthodes

La première chose que l'on remarque, c'est la forte baisse du BEL LRC et de la CSM de transition. On ne détaillera pas cette fois-ci l'évolution des indicateurs financiers, mais il est ici évident que cette forte baisse de ces indicateurs est due à la forte hausse du taux de rachat de SLADE, qui est le produit principal du portefeuille emprunteur. En effet, une importante augmentation de l'hypothèse de taux de rachat implique une baisse de tous les cash-flows projetés, donc une baisse du BEL et une augmentation des unités de couverture pré-transition pour la CSM.

La deuxième chose qu'on remarque, c'est que le BEL LRC a augmenté au 31/12/2021, et s'est rapproché des BEL LRC des autres méthodes. Cela est dû à une baisse de la courbe de taux de rachat par rapport à l'hypothèse de l'année précédente, et sûrement aussi la baisse des hypothèses de S/P 2021 (ce n'est pas sûr car l'hypothèse de S/P de CSF augmente, et CSF est le produit avec les flux les plus importants parmi les produits du portefeuille). Encore une fois, il faudrait faire les analyses qu'on a déjà faites dans les parties précédentes pour être certain de l'impact des hypothèses de S/P.

On voit donc que les indicateurs financiers à la transition ont beaucoup diminué, étudions à présent le compte de résultat pour savoir si on peut être confiant dans les résultats du bilan.

### 8.3.3.2 Le compte de résultat

	0	Year 1		0	Year 1
<b>Revenu d'assurance</b>		<b>-16 450 911</b>	<b>Charge d'assurance</b>		<b>8 565 644</b>
Prestations attendues sauf contrats onéreux		-8 330 663	Charge de sinistralité réelle		7 528 224
Frais attendus		-1 755 083	Frais réels		1 423 752
Relâchement du RA LRC		-83 942	Variation non financière du RA LIC		0
Reconnaissance de la CSM		-5 862 896	Pertes et reprise de pertes pour les contrats onéreux		0
coûts attendus pour les contrats onéreux		0	Prestations et frais réels durant l'exercice comptable pour les contrats onéreux		0
Écart d'expérience sur les primes		-420 087	Écart d'expérience sur les sinistres de survenance passée		-386 333
Écart d'expérience sur les commissions d'acquisition		1 761			
<b>Résultat d'assurance</b>				<b>0</b>	<b>Year 1</b>
					<b>- 7 885 267</b>
<b>Résultat financier</b>					<b>125 623</b>
Résultat financier sur l'exercice comptable					125 623
<b>Résultat</b>					<b>- 7 759 644</b>

Figure 80: Compte de résultat de la méthode statistique

Il n'y a que trois impacts qui nous intéressent réellement dans ce compte de résultat: l'écart d'expérience sur la charge de sinistralité, l'écart d'expérience sur les primes, et l'amortissement de la CSM. Normalement, les autres écarts nous intéresseraient, mais étant donné qu'on les a déjà analysés avec les autres méthodes, et qu'ils sont moins importants que les trois impacts qu'on retient, on choisit de passer leur analyse.

On voit que l'écart sur la charge de sinistralité ne s'est pas amélioré dans cette méthode pour le portefeuille, avec toujours un écart de 0,8 million environ. Pour les primes, l'écart est repassé en négatif, ce qui est bonne nouvelle, car cela signifie que nos hypothèses sont suffisamment prudentes (encore heureux vu la courbe de taux de rachat de SLADE!), par contre nous sommes plus éloignés de la réalité qu'avec la première méthode.

Curieusement, alors que notre CSM de transition est la plus basse, on a l'amortissement de CSM la plus importante (on rappelle que la méthode d'hypothèses constantes a un amortissement de CSM d'environ 4,8 millions et que la méthode d'hypothèses évolutives en a un d'environ 5 millions). Nous ne ferons pas non plus d'analyse, mais on peut déjà se baser sur le bilan et l'hypothèse de taux de rachat pour avoir une idée de la raison. D'abord, on voit que le BEL LRC augmente entre le 31/12/2020 et le 31/12/2021, ce qui vient en très grande partie du changement de portefeuille et du changement des hypothèses actuarielles. Cette variation de BEL LRC se reflète sur la CSM, donc on peut comprendre que la CSM sur laquelle on applique l'amortissement est plus élevée que la CSM de transition. De plus, avec l'hypothèse de taux de rachat qui est bien plus élevée que dans les autres méthodes, les CRD vont chuter beaucoup plus rapidement, et donc on comprend que les CRD de l'année auront bien plus de poids dans la somme des CRD courants et futurs. En fin de compte, notre taux d'amortissement sera le plus élevé des trois méthodes.

	Portefeuille emprunteur			SLADE			CSF		
	Méthode 1	Méthode 2	Méthode 3	Méthode 1	Méthode 2	Méthode 3	Méthode 1	Méthode 2	Méthode 3
<b>Primes réelles</b>	<b>22 861 190</b>	<b>22 861 190</b>	<b>22 861 190</b>	<b>6 937 942</b>	<b>6 937 942</b>	<b>6 937 942</b>	<b>12 705 389</b>	<b>12 705 389</b>	<b>12 705 389</b>
Primes attendues	22 627 615	23 452 090	22 441 103	7 026 904	7 283 546	6 840 392	12 225 845	12 681 216	12 225 845
Ecart en %	-1,0%	2,6%	-1,8%	1,3%	5,0%	-1,4%	-3,8%	-0,2%	-3,8%
<b>Sinistralité réelle</b>	<b>7 528 224</b>	<b>7 528 224</b>	<b>7 528 224</b>	<b>1 659 051</b>	<b>1 659 051</b>	<b>1 659 051</b>	<b>5 120 771</b>	<b>5 120 771</b>	<b>5 120 771</b>
Sinistralité attendue	8 284 716	8 482 827	8 330 663	1 313 545	1 428 494	1 601 671	5 494 809	5 443 686	5 494 809
Ecart en %	10,0%	12,7%	10,7%	-20,8%	-13,9%	-3,5%	7,3%	6,3%	7,3%

	UGIP			Autres		
	Méthode 1	Méthode 2	Méthode 3	Méthode 1	Méthode 2	Méthode 3
<b>Primes réelles</b>	<b>1 135 381</b>	<b>1 135 381</b>	<b>1 135 381</b>	<b>2 082 477</b>	<b>2 082 477</b>	<b>2 082 477</b>
Primes attendues	1 185 427	1 238 405	1 185 427	2 189 438	2 248 922	2 189 438
Ecart en %	4,4%	9,1%	4,4%	5,1%	8,0%	5,1%
<b>Sinistralité réelle</b>	<b>243 461</b>	<b>243 461</b>	<b>243 461</b>	<b>504 942</b>	<b>504 942</b>	<b>504 942</b>
Sinistralité attendue	809 215	865 269	567 036	667 148	745 378	667 148
Ecart en %	232,4%	255,4%	132,9%	32,1%	47,6%	32,1%

Figure 81: Comparaisons par produit sur les écarts d'expérience sous les 3 méthodes

Avec ce tableau, nous allons préciser notre analyse des écarts d'expérience sur les primes et les charges de sinistralité produit par produit. On voit qu'au global, notre méthode est effectivement moins précise que la méthode sur les hypothèses constantes, que ce soit pour les primes ou les sinistres. Néanmoins, lorsqu'on se penche sur l'analyse produit par produit, on peut juger complètement l'inverse. En effet, à part SLADE et UGIP, tous les impacts sont les mêmes, puisqu'on a gardé les mêmes hypothèses. Et si on se concentre sur les deux produits restants, on s'aperçoit qu'en réalité, individuellement, nos résultats se sont améliorés.

Pour SLADE, ses primes se sont certes un peu éloignées de la réalité par rapport à la première méthode, mais notre hypothèse est cette fois prudente, puisqu'on sous-estime les primes reçues dans l'année. Quant à son écart d'expérience sur les sinistres, notre précision surclasse celle des autres méthodes, avec seulement 3,5 % d'écart sur la réalité (dont 1,4 % qui vient des primes). On peut cependant noter que même avec un niveau de confiance à 70 %, on sous-estime la sinistralité, il aurait donc été apparemment plus sage de prendre un niveau de confiance plus élevé. Toujours est-il que nous approchons très bien la réalité des primes et de la sinistralité de SLADE avec cette méthode.

Pour la sinistralité d'UGIP, on surestime toujours largement la sinistralité réelle, mais deux remarques s'imposent. D'abord, le produit UGIP n'a qu'une petite sinistralité en 2021, et on ne peut pas se permettre de projeter des sinistralités en-dessous de la moyenne, donc il est normal d'être éloigné de la réalité cette année. Et surtout, lorsqu'on compare les 3 méthodes, notre dernière méthode surclasse les deux autres. Cependant, il est important de noter que cela ne veut absolument pas dire que cette méthode est la meilleure, puisque les deux autres sont biaisées par la sursinistralité de 2020.

On peut noter plusieurs points en conclusion de cette partie. Tout d'abord, on a vu que plusieurs méthodes avec des résultats acceptables dans les écarts d'expérience du compte de résultat peuvent avoir des provisions techniques et des amortissements de CSM totalement différents. En effet, le compte de résultat ne prend en compte que la première année simulée, quand la projection entière du modèle dure 20 ans. De plus, comme on l'a vu en comparant la méthode 1 et la méthode 3, on peut avoir des résultats individuellement meilleurs sous une méthode, mais des résultats globalement meilleurs sous une autre méthode, grâce à la compensation des écarts d'expérience des différents produits au sein d'un même portefeuille. Tout ces éléments font que malgré nos outils, il peut être difficile de classer avec certitude les différentes méthodes. Par exemple, on peut trouver que la troisième méthode a engendré le meilleur compte de résultat. Pourtant, on a vu que l'hypothèse de courbe de taux de rachat peut être très discutable. C'est pour cette raison que les assureurs doivent présenter des sensibilités avec leurs indicateurs financiers.

---

## 9 Sensibilités

Nous avons pu voir les différents impacts qu'ont les hypothèses actuarielles sur le bilan et le compte de résultat, et à quel point ces derniers peuvent fluctuer suite à une variations d'une de ces hypothèses. De plus, par souci de simplicité, nous ne traitons dans ce mémoire que de trois hypothèses: le S/P DC, le S/P AT et le taux de rachat. Mais en réalité, nous en traitons plus chez Swisslife, à savoir en tout:

- le S/P DC;
- le S/P AT;
- le taux de rachat;
- le taux de frais;
- la courbe de taux financier.

Chacune de ces variables impactent le bilan ou le compte de résultat. C'est pourquoi, en plus du bilan et du compte de résultat, les assureurs doivent fournir des résultats de sensibilités sur leurs hypothèses. Pour chaque variable citée ci-dessus, il faut effectuer deux sensibilités, c'est-à-dire une variation à la hausse et une à la baisse. Et pour chaque sensibilité, il faut recalculer le bilan et le compte de résultat. Ainsi, le travail mené pour le scénario principal (c'est-à-dire sans que les hypothèses ne subissent de variation), doit être effectué de nouveau pour chaque sensibilité.

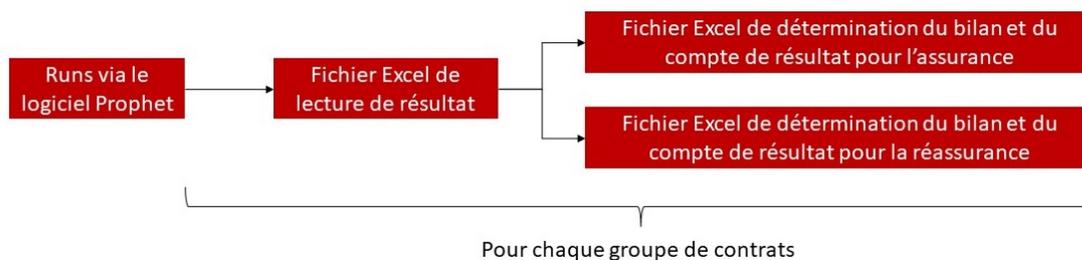


Figure 82: Schéma du processus de détermination des bilans et des comptes de résultat du scénario principal

On retrouve ci-dessus la structure nous permettant de passer des runs du scénario principal aux bilans et compte de résultats des différents groupes de contrats, en assurance et en réassurance. En effet, même si dans ce mémoire on n'étudie que le stock d'assurance de transition, il y a en réalité l'analyse de la réassurance et du New Business à rajouter. On voit que pour chaque groupe de contrat, on a besoin de créer trois fichiers Excel: un pour la lecture des résultats Prophet et deux pour l'exploitation de ces résultats. Ainsi, en 2021, nous avons 6 fichiers Excel créés pour le scénario principal. Pour en revenir aux sensibilités, si nous reprenons la même structure, cela signifie que pour chaque sensibilité de chacune des 5 hypothèses énumérées en début de partie, nous devons créer 3 fichiers Excel et les mettre à jour, et ce pour chaque groupe de contrats. Cela signifie en tout  $2 \cdot 5 \cdot 3 \cdot 2 = 60$  fichiers Excel créés et mis à jour en 2021. Plus généralement, en notant  $N$  le nombre de groupes de contrats, on a  $30 \cdot N$  fichiers Excel à créer et à mettre à jour.

### 9.1 Système d'automatisation

Au vu du nombre de fichiers à créer chaque année pour les sensibilités, il aurait été fastidieux de devoir faire ce travail à la main, sans considérer les possibilités d'erreurs opérationnelles. C'est pourquoi une automatisation a été créée avec deux objectifs: créer automatiquement les fichiers utiles à la détermination des bilans et comptes de résultat de chaque sensibilité, et diminuer le

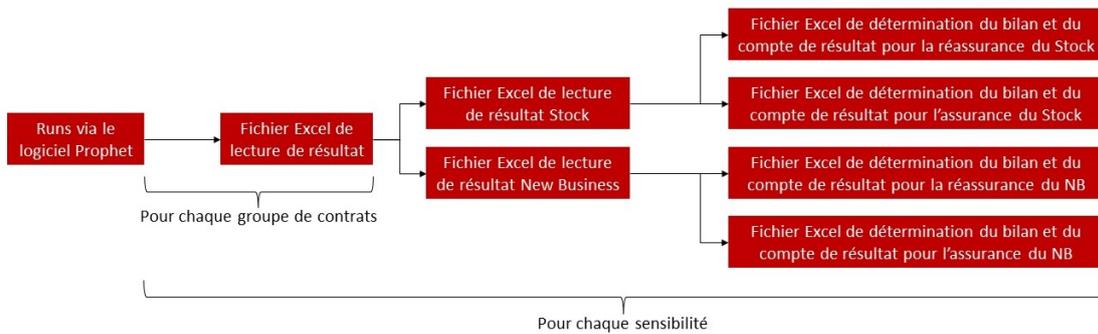


Figure 83: Schéma du processus de détermination des bilans et des comptes de résultat pour les sensibilités

nombre de fichiers créés. Ci-dessous se trouve la structure organisée par cette macro pour remplir ces objectifs:

On voit que le squelette du processus a légèrement changé avec son automatisation. Comme pour le scénario principal, le processus des sensibilités commence par lire les résultats des runs Prophet pour chaque groupe de contrats. Ensuite, au lieu d'utiliser directement ces informations, il va les regrouper en un Stock et un New Business. Ce regroupement nous permet d'obtenir les bilans et comptes de résultat pour le Stock et le New Business, pour l'assurance et la réassurance. Si on perd en précision en mêlant tous les groupes de contrats liés au Stock, on en gagne en clarté. Disons que des résultats suivant cette méthode paraissent en 2025. Nous avons toujours l'impact de la variation de l'hypothèse - ce qui est l'objectif de ce travail, et nous savons la part de l'écart allouée au New Business et celle allouée au Stock. Certes, nous ne savons pas identifier l'impact des 5 groupes de contrats dans le Stock, mais nous n'avons pas non plus à comparer 10 bilans et comptes de résultat.

Ce regroupement nous permet de diminuer largement notre nombre de fichiers créés, puisque le nombre de fichiers Excel dédiés au calcul du bilan et du compte de résultat ne dépend plus du nombre de groupes de contrat. Ainsi, en notant  $N$  le nombre de contrats, on passe de  $30 \cdot N$  nombre de fichiers Excel à créer avec l'ancien processus à  $2 \cdot 5 \cdot (N + 2 + 4) = 10 \cdot N + 60$ . Certes on a au total plus de fichiers créés cette année, mais d'une part au fil des ans, le nombre total de fichiers avec cette nouvelle méthode est plus intéressant qu'avec la première méthode, et surtout, le nombre de fichiers qui contiennent les bilans et les comptes de résultats passent à un nombre constant de 40.

## 9.2 Sensibilités des Loss Ratio

Comme nous n'avons étudié que le stock de transition au fil de ce mémoire, nous en faisons de même dans cette partie. Nous commençons par regarder les résultats de sensibilité de la méthode statistique, puis nous allons les comparer à ceux des deux autres, pour comprendre les impacts des variations des hypothèses actuarielles sur les indicateurs financiers (à savoir le BEL LRC et la CSM). Nous essaierons pour finir d'en tirer des conclusions et de clôturer ce mémoire en choisissant la meilleure méthode parmi les trois proposées.

BEL Scénario principal					CSM Scénario principal				
21 257 357					-15 671 824				
Sensibilité S/P DC			Sensibilité S/P AT		Sensibilité S/P DC			Sensibilité S/P AT	
	BEL	Variation	BEL	Variation		CSM	Variation	CSM	Variation
+5%	21 031 922	-1,1%	20 906 772	-1,6%	+5%	-15 534 474	-0,9%	-15 530 243	-0,9%
-5%	21 482 547	1,1%	21 607 923	1,6%	-5%	-15 810 405	0,9%	-15 813 489	0,9%

Figure 84: Variations du BEL LRC et de la CSM de la méthode 3 suivant les sensibilités et les hypothèses de S/P

On trouve dans les tableaux du dessus le BEL et la CSM du scénario principal, c'est-à-dire du scénario sans sensibilité. Dans les tableaux du dessous, on retrouve, pour chaque hypothèse actuarielle et chaque variation de la sensibilité, un BEL et une CSM, et sa variation par rapport au scénario principal. Par exemple, on voit que le BEL diminue de 1,1 % lorsque l'hypothèse de S/P DC augmente de 5 %, et qu'il diminue de 1,6 % lorsque l'hypothèse de S/P AT augmente de 5 %. Au global, on a donc un BEL qui diminue de  $1,1 + 1,6 = 2,7$  % quand la sinistralité totale augmente de 5 %. C'est à la fois rassurant de voir qu'une augmentation de l'hypothèse de S/P entraîne une diminution de BEL LRC, mais c'est déconcertant que la variation du BEL soit plus petite que celle de la VAN de sinistralité.

En effet, quand on compare la VAN de sinistralité et le BEL du scénario principal, on observe que  $\frac{VAN_S}{BEL} = -2,4$ , avec  $VAN_S$  la VAN de sinistralité. On s'attendrait donc à ce qu'une variation des S/P de +5 % entraîne une variation du BEL LRC de  $5 \cdot -2,4 = -12$  %.

Ce qui peut sembler être une incohérence vient une fois encore de la PB partenaire. En effet, celle-ci absorbe une grande partie de la sinistralité ajoutée ou diminuée par la sensibilité. Et si on ne prend en compte que les produits sans PB partenaire, le rapport VAN de sinistralité sur BEL LRC tombe à 0,6, ce qui explique pourquoi notre variation de BEL LRC est si basse comparée à celle des hypothèses de S/P.

On remarque une symétrie pour les variations de BEL et de CSM, entre les sensibilités positives et négatives des hypothèses de S/P. C'est normal, puisqu'une sensibilité, positive ou négative, de sinistralité revient à respectivement rajouter ou ôter le même montant brut de sinistralité. Ce même montant au signe près rentre en suite dans le BEL, donc l'écart de BEL est le même dans les deux cas, et donc sa variation est la même, au signe près. À partir de maintenant, nous n'étudions que la sensibilité sur le S/P DC, car le raisonnement est le même pour l'AT.

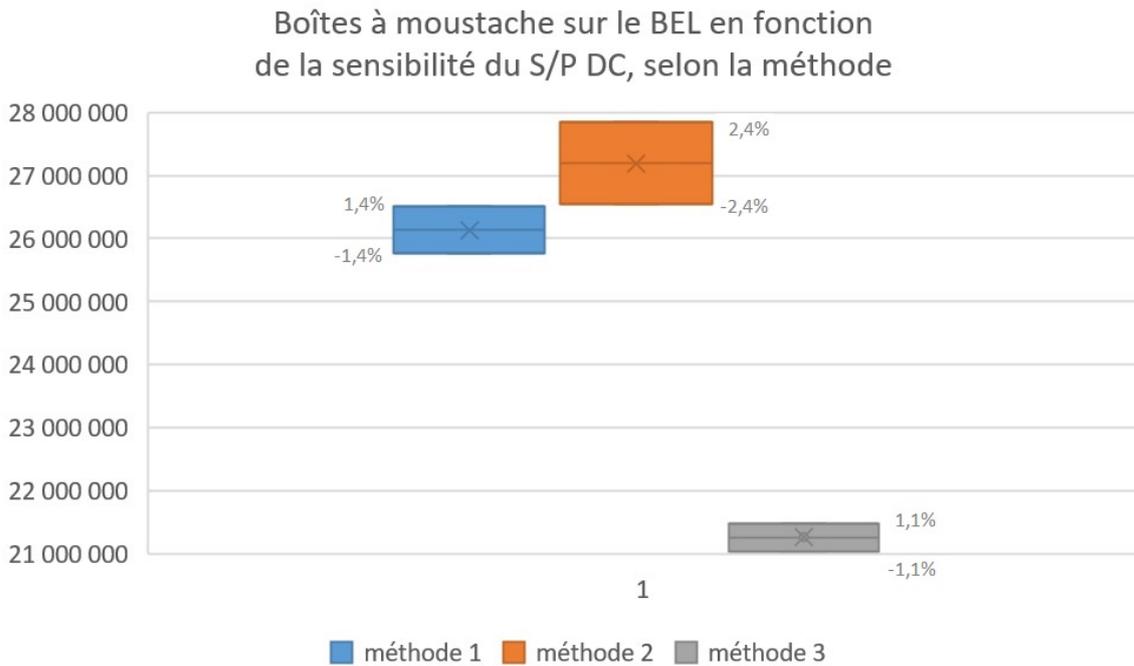


Figure 85: Boîtes à moustache expliquant les variations du BEL

Ci-dessus se trouve un graphique, comportant une boîte à moustache par méthode. Chacune d'entre elles est un résumé de trois valeurs: un BEL sous la sensibilité basse, un BEL sous la sensibilité hausse et le BEL du scénario central. Pour rappel, le trait horizontal le plus haut de la boîte à moustache correspond au maximum des 3 BEL - donc celui sous sensibilité basse -, le plus bas correspond au minimum, le trait horizontal coupant la boîte en son milieu correspond à la médiane des valeurs (donc le BEL du scénario principal), et la croix à la moyenne, ce qui correspond par symétrie des variations du BEL également au BEL du scénario principal. Si besoin, les tableaux récapitulants toutes les variations pour les sensibilités sur les hypothèses de S/P se trouvent en Annexe (voir 90).

La méthode 3 a certes le BEL le plus bas, mais semble être la méthode la plus robuste. Ce qui est signifié par robuste, c'est la capacité du BEL à ne pas être affecté par la sensibilité sur l'hypothèse actuarielle. Ainsi, pour une même sensibilité, moins le BEL varie, plus il est considéré robuste. On peut se demander s'il y a un lien entre cette robustesse et la valeur du BEL du scénario principal. Pour répondre à cette interrogation, nous allons refaire le modèle emprunteur à la main, mais annuel, sans PB partenaire et avec des hypothèses constantes choisies à la main pour se simplifier la situation. Cela nous donne une situation hypothétique dans laquelle nous allons pouvoir étudier simplement les sensibilités. Avant tout, il est intéressant de remarquer qu'on peut écrire le BEL sous la forme:

$$BEL(S) = a - VAN_{DC} \cdot (1 + S) \quad (36)$$

avec  $a$  une constante,  $VAN_{DC}$  la VAN de sinistralité de la garantie décès du scénario principal (la VAN sous cette notation est positive!),  $S$  la sensibilité en pourcentage, et  $BEL(S)$  le BEL dans le scénario de sensibilité  $S$ .

La constante  $a$  est en réalité la VAN des flux entrants moins la VAN des flux sortants - hors la VAN de paiements DC -, mais il s'agit effectivement d'une constante une fois que les hypothèses actuarielles de départ sont fixées. Alors, en repartant de 36:

$$\frac{BEL(S)-BEL(0)}{BEL(0)} = \frac{(a-VAN_{DC}(1+S))-a}{BEL(0)}$$

$$V(BEL)(S) = -\frac{VAN_{DC}}{BEL(0)} \cdot S$$

avec  $V(BEL)(S)$  la variation du BEL dans le scénario de sensibilité  $S$ .

Il y a deux points très intéressants qui découlent de ce résultat. Dans un premier temps, la variation du BEL est une fonction linéaire de la sensibilité, avec comme coefficient directeur l'opposé du rapport entre la VAN des paiements DC du scénario principal et le BEL du scénario principal. On retrouve donc notre symétrie observée et la corrélation négative entre la sensibilité et la variation du BEL. Dans un second temps, le coefficient directeur nous montre qu'il est très compliqué de prédire la variation du BEL, et donc sa robustesse à la sensibilité de S/P, avant d'avoir fixé nos hypothèses actuarielles. En effet, il n'est pas absurde de penser que plus un S/P DC est élevé dans le scénario principal, plus le BEL sera sensible à sa variation. Par contre, ce qui était moins évident, c'est qu'en réalité, toutes les hypothèses actuarielles ont un impact sur la robustesse du BEL par rapport à la sensibilité du S/P DC.

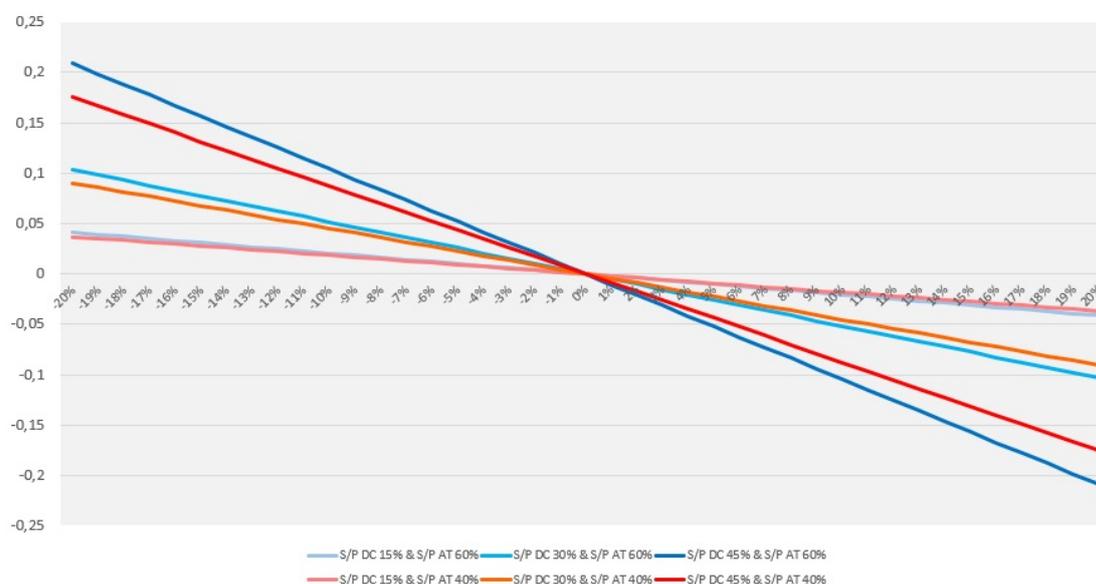


Figure 86: Graphique de la variation du BEL en fonction de la sensibilité et des hypothèses de S/P DC et S/P AT de départ

Dans le graphique ci-dessus, nous avons des droites reliant la sensibilité appliquée à l'hypothèse de S/P DC et la variation du BEL, en fonction de l'hypothèse de S/P DC et de l'hypothèse de S/P AT de départ. Concernant l'hypothèse S/P AT, on a deux situations: une hypothèse de départ à 40 % et une à 60 %. Pour chaque hypothèse de S/P AT, on a trois S/P DC: un à 15 %, un à 30 %, et un à 45 %. Pour le S/P AT à 40 %, on a trois courbes en rouge, et plus le S/P DC est élevé, plus la couleur rouge de la courbe est sombre. C'est le même fonctionnement avec le S/P AT à 60 %, mais avec des courbes d'un bleu de plus en plus sombre.

On remarque que pour un certain S/P AT -n'importe lequel-, plus la couleur de la courbe est foncée - donc plus le S/P DC de départ est important -, plus le coefficient directeur de la droite est grand en valeur absolue, et donc plus le BEL est sensible à la variation de S/P DC. C'est en accord avec la formule du coefficient directeur démontrée plus haut.

De plus, lorsqu'on compare deux droites avec un même S/P DC de départ, c'est celle avec le S/P AT de départ le plus élevé qui va voir son coefficient directeur le plus élevé en valeur absolue (les courbes bleues sont au-dessus des courbes rouges à S/P DC de départ égal). C'est encore une fois en accord avec notre formule, puisque qu'une augmentation du S/P AT signifie une diminution du BEL dans le scénario central, et donc une augmentation du rapport  $\frac{VAN_{DC}}{BEL(0)}$ . Ainsi, une augmentation de

---

l'hypothèse de S/P AT diminue la robustesse du BEL, même si la sensibilité ne se fait pas sur cette hypothèse.

### 9.3 Sensibilités des taux de rachat

Refaire ce raisonnement sur l'hypothèse de taux de rachat s'avère bien plus compliqué. En effet, en considérant que toutes les charges de sinistralités s'écoulent en un an et que les taux de rachat sont constants, on simplifie largement le modèle, et on obtient:

$$BEL = \sum_{i=1}^N (1 + tdr)^i \cdot DF_i \cdot F_i \quad (37)$$

avec,

- $N$  la durée de vie du portefeuille;
- $tdr$  le taux de rachat, considéré constant dans le temps;
- $DF_i$  le taux d'actualisation depuis l'année  $i$ ;
- $F_i$  la somme des flux entrants moins la somme des flux sortants pour l'année  $i$

Malgré ce modèle très simplifié, seul un encadrement de la variation du log du BEL a été trouvé (voir A.4):

$$\begin{cases} 0 \geq \frac{\ln(BEL(S)) - \ln(BEL(0))}{\ln(BEL(0))} \geq -\frac{N(N+1)}{2 \cdot \ln(BEL(0))} \cdot \frac{tdr}{1-tdr} \cdot S & , \forall S > 0 \\ 0 \leq \frac{\ln(BEL(S)) - \ln(BEL(0))}{\ln(BEL(0))} \leq -\frac{N(N+1)}{2 \cdot \ln(BEL(0))} \cdot \frac{tdr}{1-tdr} \cdot S & , \forall S < 0 \end{cases}$$

Cet encadrement a le mérite de montrer qu'une sensibilité positive implique une diminution du BEL. Mais d'une part, de par le rôle du taux de rachat, c'est évident, et d'autre part, on se rend compte avec quelques tests que l'encadrement est bien trop large pour être intéressant - c'est d'ailleurs pourquoi la preuve concernant cet encadrement n'est pas faite ici.

Puisqu'il est compliqué de déterminer théoriquement la relation entre la sensibilité du taux de rachat et la variation du BEL, nous allons nous en remettre aux graphiques.

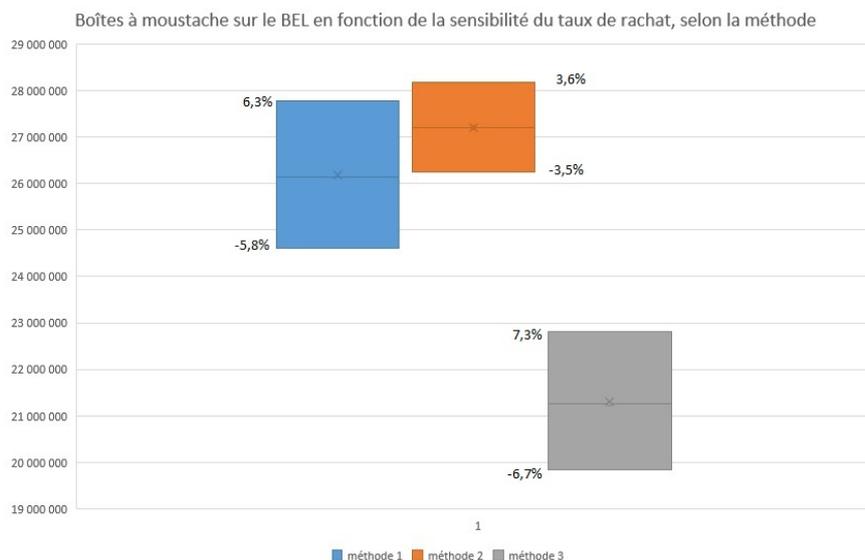


Figure 87: Boîtes à moustache expliquant les variations du BEL en fonction de la sensibilité du taux de rachat

La première chose à remarquer, c'est qu'il n'y a pas de symétrie dans la variation du BEL LRC. Il semblerait que les sensibilités à la baisse ont un impact en valeur absolu plus important que celui des sensibilités à la hausse. Ensuite, lorsqu'on compare les variations, on se rend compte que c'est la troisième méthode qui est la moins robuste, suivie par la première méthode et la deuxième méthode est la plus robuste des trois. C'est un résultat logique, puisque ces résultats se rangent dans le même ordre que celui des courbes de taux de rachat des différentes hypothèses. Avec une courbe de taux de rachat de SLADE qui dépasse les 20 % à partir de la cinquième année, il n'est pas surprenant de voir la 3e méthode réceptive aux sensibilités sur cette méthode.

En conclusion de cette partie sur les sensibilités, la méthode 3 est la plus robuste sur les hypothèses de S/P, mais la plus vulnérable aux sensibilités sur les taux de rachat. On observe à peu près le même phénomène pour la première méthode. La méthode basée sur les hypothèses évolutives, quant à elle, est relativement robuste sous les trois hypothèses (variation entre 1,9 % et 3,6 % selon l'hypothèse actuarielle). Ainsi, quand on se base uniquement sur les sensibilités, la méthode basée sur les hypothèses évolutives semble la meilleure.

---

## 10 Conclusion

Le 18 mai 2017, la nouvelle norme IFRS17 a remplacé IFRS4. Avec cette nouvelle norme, les comptes financiers vont pour la première fois être directement liés au modèle utilisé par l'assureur. Ainsi, le modèle utilisé et le calibrage des hypothèses ont un rôle primordial dans les résultats de l'entreprise. C'est pourquoi, on étudie dans ce mémoire l'impact des hypothèses actuarielles sur les éléments du bilan et sur le compte de résultat sous IFRS17 pour des contrats emprunteurs. Pour ce faire, nous projetons les flux de notre portefeuille emprunteur sous trois ensembles d'hypothèses de taux de rachat et de S/P:

- dans la première méthode, les hypothèses actuarielles sont constantes. Pour chaque produit du portefeuille emprunteur, on calcule un taux de rachat sur la base de l'évolution du chiffre d'affaire, et on calcule les S/P grâce à la méthode Chain Ladder.
- dans la deuxième méthode, on suppose cette fois-ci que les hypothèses actuarielles sont évolutives. Les taux de rachat et les S/P évolutifs sont calculés grâce aux données du marché, et on calibre la courbe des S/P sur les S/P calculés dans la première méthode;
- dans la troisième et dernière méthode, on suppose que SLADE a des hypothèses évolutives, car c'est un produit lancé récemment et ses assurés sont globalement jeunes. À l'inverse, on suppose que les produits du reste du portefeuille, plus matures, ont des hypothèses constantes. On leur attribue ainsi les mêmes hypothèses que celles du premier modèle. Quant à SLADE, on simule sa loi de taux de rachat par une loi de Bernoulli, dont on estime le paramètre empiriquement. Puis, grâce au TCL, on calcule un taux de rachat avec un niveau de confiance à 70 %. Enfin, on cale la courbe des taux de rachat de la deuxième méthode sur ce taux de rachat. Pour déterminer la courbe de S/P de SLADE, on commence par calculer son S/P 2021 via une méthode statistique. Pour cela, on a besoin de ses charges de sinistralité sur les années passées. Nous estimons donc notre charge de sinistralité totale pour chaque année passée grâce à un triangle de liquidation et une table de maintien en arrêt de travail. Une fois les données prêtes, on emploie le même processus qu'avec les taux de rachat. Dans ce cas, la sinistralité est modélisée par un modèle collectif, avec une loi de Poisson pour modéliser le nombre de sinistres et une loi exponentielle pour modéliser le coût d'un sinistre. On trouve nos paramètres empiriquement grâce aux données préparées puis on détermine nos S/P 2021 grâce au TCL, avec un niveau de confiance à 70 %. Enfin, on cale les courbes de S/P de SLADE de la deuxième méthode sur les S/P respectifs de cette méthode. Exceptionnellement, nous utilisons également cette méthode pour les S/P de UGIP, puisqu'il a subi une forte sinistralité en 2020.

On peut identifier des faiblesses dans chacune de ces méthodes. D'abord, dans la première méthode, on peut critiquer le choix de prendre des hypothèses constantes pour SLADE, qui est un produit jeune, donc avec peu de données et subissant un fort impact de la sélection médicale. Ensuite, le calcul du taux de rachat est simplifié, puisqu'il prend en compte d'autres évolutions, comme l'évolution de la tarification. Enfin, l'utilisation de Chain Ladder est contestable, notamment pour SLADE. Dans la deuxième méthode, nos résultats sont simplement trop éloignés de la réalité lorsqu'on regarde les écarts d'expérience du compte de résultat. On peut donc penser que la méthode n'est pas adaptée, du moins pas pour tous les produits. On peut donc également douter les flux projetés, et in fine les indicateurs financiers présentés dans le bilan. C'est pour cela qu'on choisit dans la dernière méthode de considérer des hypothèses évolutives pour SLADE uniquement. Pourtant, on peut toujours largement critiquer son hypothèse de taux de rachat. En effet, celle-ci paraît trop élevée au bout de quelques années.

Il est important de noter les limites de nos différentes méthodes, puisque les hypothèses choisies ont un impact direct sur une partie du bilan (BEL LRC, CSM et RA LRC), et sur le compte de résultat (tous les flux attendus, et la reconnaissance de CSM et de RA). C'est pourquoi nous pouvons classer ces trois méthodes grâce au bilan et au compte de résultat.

La comparaison des bilans indique que la méthode la plus performante est la deuxième (c'est-à-dire la méthode évolutive), avec un BEL et une CSM les plus élevés. La moins performante est la

---

troisième, avec un BEL et une CSM d'ouverture bien en-dessous du reste. En se basant sur la CSM et le BEL LRC, la meilleure méthode est donc la deuxième. Seulement, les écarts d'expérience inscrits dans le compte de résultat peuvent remettre en question les flux projetés, et donc le BEL et la CSM calculés sur leur base.

Pour les écarts d'expérience du compte de résultat, on se concentre surtout sur ceux des primes et de la sinistralité, même si on peut noter que l'écart sur les commissions d'acquisition est le plus élevé pour la deuxième méthode, et que les deux autres sont bien plus cohérentes avec la réalité. L'analyse de l'écart d'expérience sur les primes et de celui de la sinistralité est la même. Dans les deux cas, les résultats de la méthode évolutive sont les plus éloignés, et seule une comparaison poussée entre les méthodes 1 et 3 est nécessaire. À la maille portefeuille, la première méthode est légèrement plus proche de la réalité que la troisième. Seulement, cela provient d'un effet de compensation des écarts des différents produits du portefeuille, et quand on analyse les écarts produits par produits, la méthode 3 est de loin la meilleure. Quand on met en lien ces résultats avec ceux du bilan, on comprend qu'on ne peut pas adopter la deuxième méthode, même si celle-ci présente le plus de profit pour l'assureur. La troisième méthode (basée sur les statistiques avec des hypothèses évolutives pour SLADE) est celle à conserver. Bien qu'elle apporte le moins de profits à l'assureur, elle fournit les résultats les plus proches de la réalité.

Si le compte de résultat a l'avantage de nous donner des indications sur la cohérence des hypothèses lors de la première année, il ne nous apporte aucune information sur la crédibilité du modèle dans le futur, donc ne nous permet pas de trancher entre un modèle d'hypothèses constantes et un modèle d'hypothèses évolutives. En effet, une méthode évolutive et une méthode constante avec les mêmes hypothèses actuarielles sur la première année auraient les mêmes écarts d'expérience, mais des BEL et CSM potentiellement très différents. Dans ce cas, une solution pour comparer les méthodes peut être l'analyse des sensibilités du BEL et de la CSM de chaque modèle. Si des BEL et des CSM sont plus robustes, alors leurs résultats sont plus sûrs. Ainsi, la méthode la plus robuste est jugée la meilleure sur le critère de sensibilité. En l'occurrence, parmi nos trois méthodes, le BEL de la deuxième méthode est le plus sensible à la variation de S/P DC (mais avec une variation faible), et la troisième méthode est la plus robuste. Bien que ce soit le même constat pour le S/P AT, l'ordre est inversé pour la sensibilité sur les taux de rachat. En effet, pour cette sensibilité, alors que le BEL de la deuxième méthode varie faiblement, les BEL des méthodes 1 et 3 varient fortement. On voit l'intérêt de cette étude: la critique sur la courbe de taux de rachat trop élevée dans la troisième méthode prend forme ici.

En fin de compte, la méthode 3 semble être la meilleure, bien qu'il serait avisé de revoir d'abord l'évolution de l'hypothèse de rachat de SLADE. De plus, avec la loi Lemoine du 28 février 2022, le rachat peut maintenant se faire à tout moment, donc de nouvelles études sur les hypothèses de taux de rachat seront nécessaires. Par ailleurs, sans dossier médical pour les prêts en-dessous de 200 000 €, la sinistralité va sûrement augmenter, et donc une nouvelle étude de S/P sera nécessaire.

---

## Bibliographie

- Actélior (2020). *Bilan de l'assurance emprunteur*.
- Assurer un prêt immobilier : que sont la garantie décès, invalidité, incapacité? (N.d.). <https://www.service-public.fr/particuliers/vosdroits/F21128>.
- Bachy, Bruno (n.d.). *Les autres éléments du résultat global en normes IFRS*. <https://www.cegos.fr/ressources/mag/fonction-financiere/comptabilite/les-autres-elements-du-resultat-global-en-normes-ifrs>.
- Comment obtenir un contrat d'assurance emprunteur pour un crédit immobilier ? (N.d.). <https://www.service-public.fr/particuliers/vosdroits/F1671>.
- Foundation, © IFRS (2017). *IFRS 17 Contrats d'assurance*.
- Goffard, Pierre-Olivier (n.d.). 'Cours de Modélisation Charge Sinistre en M2 Actuariat'. In: ().
- IFRS - Home (n.d.). <https://www.ifrs.org/>.
- KPMG (2017). *Insurance Contracts First Impressions IFRS 17*.
- Leboisne, Nicolas (n.d.). 'Cours de Mathématiques financières en L3 Actuariat'. In: ().
- Marcin FEDOR, Julien MOREL (n.d.). *Value at Risk en assurance : recherche d'une méthodologie à long terme*.
- MASIELLO, Esterina (n.d.). 'Cours de Provisionnement Non Vie en M1 Actuariat'. In: ().
- Olivier Ramond Laurent Batsch, Jean-François Casta (n.d.). *Résultat et performance financière en normes IFRS : Quel est le contenu informatif du comprehensive income ?* <https://www.cairn.info/revue-comptabilite-contrôle-audit-2007-3-page-129.htm>.
- Perus, Yannick (2020). *Les impacts de la segmentation en Assurance Emprunteur sous la norme IFRS 17*.
- RIBEREAU, Pierre (n.d.). 'Cours de Probabilités en L3 Actuariat'. In: ().
- SACKO, Sindou (2020). *Etude de l'impact des méthodes de construction des courbes de taux d'actualisation sur les indicateurs IFRS 17 en assurance emprunteur*.
- Table des valeurs de la fonction de répartition de la loi Normale centrée réduite (n.d.). [https://www.researchgate.net/figure/Table-des-valeurs-de-la-fonction-de-repartition-de-la-loi-Normale-centree-reduite\\_fig14\\_281530735](https://www.researchgate.net/figure/Table-des-valeurs-de-la-fonction-de-repartition-de-la-loi-Normale-centree-reduite_fig14_281530735).
- Théron, Pierre-E. (2020). *IFRS 17 : le niveau d'agrégation dans la représentation comptable de l'assurance*.
- Wikipedia (n.d.). *Loi Gamma*. [https://fr.wikipedia.org/wiki/Loi\\_Gamma](https://fr.wikipedia.org/wiki/Loi_Gamma).

## A Annexe

### A.1 Étude du compte de résultat de la méthode sous hypothèses constantes

	Portefeuille emprunteur	Total	SLADE	CSF	UGIP	ASSUREA	ALPTIS V5	ALPTIS GC34
<b>Revenu d'assurance</b>	<b>-15 250 027</b>	<b>-17 060 992</b>	<b>-5 636 562</b>	<b>-7 850 724</b>	<b>-1 716 179</b>	<b>-406 723</b>	<b>-846 048</b>	<b>-604 755</b>
<i>Prestations attendues sauf contrats onéreux</i>	-8 284 716	-8 284 716	-1 313 545	-5 494 809	-809 215	-225 518	-263 282	-178 348
<i>Frais attendus</i>	-1 764 868	-1 764 868	-368 626	-958 096	-52 566	-45 877	-316 922	-22 781
<i>Relâchement du RA LRC</i>	-86 887	-86 887	-64 900	-10 043	-5 069	-3 045	-2 867	-963
<i>Reconnaissance de la CSM</i>	-4 838 378	-6 649 342	-3 909 256	-903 151	-962 462	-257 271	-352 400	-264 802
<i>Coûts attendus pour les contrats onéreux</i>	0	0	0	0	0	0	0	0
<i>Écart d'expérience sur les primes et sur les commissions d'acquisition</i>	-275 178	-275 178	19 765	-484 625	113 134	124 988	89 422	-137 862
<b>Coût d'assurance</b>	<b>8 565 644</b>	<b>8 565 644</b>	<b>1 564 710</b>	<b>6 002 189</b>	<b>-352 745</b>	<b>300 344</b>	<b>868 041</b>	<b>183 103</b>
<i>Charge de sinistralité réelle</i>	7 528 224	7 528 224	1 659 051	5 120 771	243 461	127 870	225 533	151 539
<i>Frais réels</i>	1 423 752	1 423 752	157 093	582 495	25 708	16 018	568 787	73 651
<i>Variation non financière du RA LIC</i>	0	0	0	0	0	0	0	0
<i>Pertes et reprise de pertes pour les contrats onéreux</i>	0	0	0	0	0	0	0	0
<i>Prestations et frais réels durant l'exercice comptable pour les contrats onéreux</i>	0	0	0	0	0	0	0	0
<i>Écart d'expérience sur les sinistres de survenance passée</i>	-386 333	-386 333	-251 433	298 923	-621 914	156 456	73 721	-42 087
<b>Résultat d'assurance</b>	<b>-6 684 384</b>	<b>-8 495 348</b>	<b>-4 071 852</b>	<b>-1 848 535</b>	<b>-2 068 924</b>	<b>-106 379</b>	<b>21 993</b>	<b>-421 652</b>
<b>Résultat financier</b>	<b>-68 574</b>	<b>207 523</b>	<b>15 286</b>	<b>85 246</b>	<b>68 712</b>	<b>-10 353</b>	<b>36 310</b>	<b>12 323</b>
<i>Résultat financier sur l'exercice comptable</i>	-68 574	207 523	15 286	85 246	68 712	-10 353	36 310	12 323
<b>Profit / Loss</b>	<b>-6 752 957</b>	<b>-8 287 825</b>	<b>-4 056 566</b>	<b>-1 763 289</b>	<b>-2 000 212</b>	<b>-116 732</b>	<b>58 303</b>	<b>-409 329</b>

Figure 88: Compte de résultat complet du stock d'assurance

Retour page 58: voir 46

Retour page 68: voir 8.1.5

## A.2 Données sur la fonction de répartition de la loi normale

200

Initiation aux probabilités

Tableau 5.4 Aire  $\Phi(x)$  située sous la densité normale standard à gauche de  $x$

x	.00	.01	.02	.03	.04	.05	.06	.07	.08	.09	2e décimale de x
.0	.5000	.5040	.5080	.5120	.5160	.5199	.5239	.5279	.5319	.5359	
.1	.5398	.5438	.5478	.5517	.5557	.5596	.5636	.5675	.5714	.5753	
.2	.5793	.5832	.5871	.5910	.5948	.5987	.6026	.6064	.6103	.6141	
.3	.6179	.6217	.6255	.6293	.6331	.6368	.6406	.6443	.6480	.6517	
.4	.6554	.6591	.6628	.6664	.6700	.6736	.6772	.6808	.6844	.6879	
.5	.6915	.6950	.6985	.7019	.7054	.7088	.7123	.7157	.7190	.7224	P(X ≤ 0,59)
.6	.7257	.7291	.7324	.7357	.7389	.7422	.7454	.7486	.7517	.7549	
.7	.7580	.7611	.7642	.7673	.7704	.7734	.7764	.7794	.7823	.7852	
.8	.7881	.7910	.7939	.7967	.7995	.8023	.8051	.8078	.8106	.8133	
.9	.8159	.8186	.8212	.8238	.8264	.8289	.8315	.8340	.8365	.8389	
1.0	.8413	.8438	.8461	.8485	.8508	.8531	.8554	.8577	.8599	.8621	
1.1	.8643	.8665	.8686	.8708	.8729	.8749	.8770	.8790	.8810	.8830	
1.2	.8849	.8869	.8888	.8907	.8925	.8944	.8962	.8980	.8997	.9015	
1.3	.9032	.9049	.9066	.9082	.9099	.9115	.9131	.9147	.9162	.9177	
1.4	.9192	.9207	.9222	.9236	.9251	.9265	.9279	.9292	.9306	.9319	
1.5	.9332	.9345	.9357	.9370	.9382	.9394	.9406	.9418	.9429	.9441	
1.6	.9452	.9463	.9474	.9484	.9495	.9505	.9515	.9525	.9535	.9545	
1.7	.9554	.9564	.9573	.9582	.9591	.9599	.9608	.9616	.9625	.9633	
1.8	.9641	.9649	.9656	.9664	.9671	.9678	.9686	.9693	.9699	.9706	
1.9	.9713	.9719	.9726	.9732	.9738	.9744	.9750	.9756	.9761	.9767	
2.0	.9772	.9778	.9783	.9788	.9793	.9798	.9803	.9808	.9812	.9817	
2.1	.9821	.9826	.9830	.9834	.9838	.9842	.9846	.9850	.9854	.9857	
2.2	.9861	.9864	.9868	.9871	.9875	.9878	.9881	.9884	.9887	.9890	
2.3	.9893	.9896	.9898	.9901	.9904	.9906	.9909	.9911	.9913	.9916	
2.4	.9918	.9920	.9922	.9925	.9927	.9929	.9931	.9932	.9934	.9936	
2.5	.9938	.9940	.9941	.9943	.9945	.9946	.9948	.9949	.9951	.9952	
2.6	.9953	.9955	.9956	.9957	.9959	.9960	.9961	.9962	.9963	.9964	
2.7	.9965	.9966	.9967	.9968	.9969	.9970	.9971	.9972	.9973	.9974	
2.8	.9974	.9975	.9976	.9977	.9977	.9978	.9979	.9979	.9980	.9981	
2.9	.9981	.9982	.9982	.9983	.9984	.9984	.9985	.9985	.9986	.9986	
3.0	.9987	.9987	.9987	.9988	.9988	.9989	.9989	.9989	.9990	.9990	
3.1	.9990	.9991	.9991	.9991	.9992	.9992	.9992	.9992	.9993	.9993	
3.2	.9993	.9993	.9994	.9994	.9994	.9994	.9994	.9995	.9995	.9995	
3.3	.9995	.9995	.9995	.9996	.9996	.9996	.9996	.9996	.9996	.9997	
3.4	.9997	.9997	.9997	.9997	.9997	.9997	.9997	.9997	.9997	.9998	

Figure 89: Tableau sur la fonction de répartition de la loi normale centrée réduite

reprise de la lecture page 79: 8.3.1

### A.3 Tableaux sur les variations des BEL et CSM dans différents scénarios

BEL Scénario principal méthode 1				
26 137 970				
	Sensibilité S/P DC		Sensibilité S/P AT	
	BEL	Variation	BEL	Variation
+5%	25 761 060	-1,4%	25 793 061	-1,3%
-5%	26 514 636	1,4%	26 482 862	1,3%

Tableau des impacts des sensibilités sur le BEL (méthode 1)

CSM Scénario principal méthode 1				
-15 577 536				
	Sensibilité S/P DC		Sensibilité S/P AT	
	CSM	Variation	CSM	Variation
+5%	-15 338 161	-1,5%	-15 434 312	-0,9%
-5%	-15 818 202	1,5%	-15 720 849	0,9%

Tableau des impacts des sensibilités sur la CSM (méthode 1)

BEL Scénario principal méthode 2				
27 193 283				
	Sensibilité S/P DC		Sensibilité S/P AT	
	BEL	Variation	BEL	Variation
+5%	26 545 252	-2,4%	26 686 165	-1,9%
-5%	27 842 674	2,4%	27 700 959	1,9%

Tableau des impacts des sensibilités sur le BEL (méthode 2)

CSM Scénario principal méthode 2				
-19 492 126				
	Sensibilité S/P DC		Sensibilité S/P AT	
	CSM	Variation	CSM	Variation
+5%	-19 075 611	-2,1%	-19 269 718	-1,1%
-5%	-19 910 621	2,1%	-19 714 937	1,1%

Tableau des impacts des sensibilités sur la CSM (méthode 2)

Figure 90: Tableaux sur l'impact des sensibilités sur le BEL selon la méthode et l'hypothèse actuarielle

retour à la lecture: 85

---

## A.4 Démonstration de l'encadrement de la variation du logarithme népérien du BEL

### Preuve de l'encadrement des variations du log du BEL, en fonction de la sensibilité sur le taux de rachat

Soit  $BEL$  l'estimation des responsabilités futures de l'assurance envers ses assurés. On suppose les hypothèses actuarielles constantes dans ce modèle simplifié, et on a :

$$BEL = \sum_{i=1}^N (1 - tdr)^i \cdot DF_i \cdot F_i \quad (38)$$

avec :

- $N$  la durée de vie en année du portefeuille;
- $tdr$  l'hypothèse de taux de rachat, comprise entre 0 % et 100 % et constante dans le temps;
- $DF_i$  le facteur d'actualisation depuis l'année  $i$  jusqu'à  $t_0$ ;
- $F_i$  la somme des flux entrants moins la somme des flux sortants de l'année  $i$ . On remplace les paiements DC et AT par leur charge de sinistralité, pour simplifier le modèle au prix de l'impact financier. On part du principe que notre BEL est positif et donc que nos  $F_i$  sont supérieurs à 0.

On veut mesurer l'impact d'une sensibilité  $S$ , un pourcentage de variation, appliquée au taux de rachat, sur le BEL. On note le BEL du scénario de sensibilité  $BEL(S)$ , de sorte que  $BEL(0) = BEL$  et on a :

$$BEL(S) = \sum_{i=1}^N (1 - tdr(1 + S))^i \cdot DF_i \cdot F_i \quad (39)$$

On veut maintenant prouver qu'on peut encadrer la différence des logarithmes népériens des BEL de sensibilité et du scénario principal.

$$\begin{aligned} BEL(S) &= \sum_{i=1}^N (1 - tdr(1 + S))^i \cdot DF_i \cdot F_i \\ \Rightarrow \frac{BEL(S)}{BEL(0)} &= \frac{\sum_{i=1}^N [1 - tdr(1 + S)]^i \cdot DF_i \cdot F_i}{\sum_{i=1}^N [1 - tdr]^i \cdot DF_i \cdot F_i} \end{aligned}$$

$$\Rightarrow \ln(BEL(S)) - \ln(BEL(0)) = \ln\left(\sum_{i=1}^N [1 - tdr(1 + S)]^i \cdot DF_i \cdot F_i\right) - \ln\left(\sum_{i=1}^N [1 - tdr]^i \cdot DF_i \cdot F_i\right) \quad (40)$$

Pour pouvoir avancer dans notre raisonnement, il faut pouvoir interchanger les sommes et les logarithmes pour majorer notre variation. Autrement dit, il faut prouver que la différence des log des sommes est plus petite que la différence des sommes des log.

Soient  $a_1, \dots, a_N$   $N$  réels strictement positifs. Soient  $f_1, \dots, f_N$   $N$  réels strictement positifs. On distingue deux cas :

1er cas: tous les  $f_i$  sont strictement supérieurs à 1,  $1 \leq i \leq N$

Dans ce cas, on a :

$$\frac{\sum_{i=1}^N a_i \cdot f_i}{\sum_{i=1}^N a_i} \leq \prod_{i=1}^N f_i \quad (41)$$

En effet, on peut voir l'élément de gauche comme la moyenne des  $f_i$  pondérée par les  $a_i$ . Il serait donc inférieur au max des  $f_i$ . Mais dans notre cas, tous les  $f_i$  sont supérieurs à 1, d'où le produit des  $f_i$  est plus grand que le max et d'où l'inégalité.

En repartant de (41), on a:

$$\left( \prod_{i=1}^N a_i \right) \cdot \left( \sum_{i=1}^N a_i \cdot f_i \right) \leq \left( \prod_{i=1}^N a_i \cdot f_i \right) \cdot \left( \sum_{i=1}^N a_i \right),$$

puisque les  $a_i$  sont strictement positifs. Comme la fonction logarithme népérien est croissante, on en déduit que:

$$\sum_{i=1}^N \ln(a_i) + \ln \left( \sum_{i=1}^N a_i \cdot f_i \right) \leq \left( \sum_{i=1}^N \ln(a_i \cdot f_i) \right) + \ln \left( \sum_{i=1}^N a_i \right)$$

Et donc en fin de compte:

$$\ln \left( \sum_{i=1}^N a_i \cdot f_i \right) - \ln \left( \sum_{i=1}^N a_i \right) \leq \left( \sum_{i=1}^N \ln(a_i \cdot f_i) \right) - \sum_{i=1}^N \ln(a_i)$$

On peut maintenant, sous contrainte que la sensibilité soit basse, avancer depuis l'égalité (40). En effet, en prenant  $\{a_i = (1 - tdr)^i \cdot DF_i \cdot F_i\}$  et  $\left\{f_i = \left( \frac{[1 - tdr(1+S)]}{1 - tdr} \right)^i \right\}$ , on se retrouve dans le cas énoncé plus haut. De plus,  $S < 0 \Rightarrow f_i > 1, \forall 1 \leq i \leq N$ . Si on continue notre raisonnement:

$$\begin{aligned} \ln(BEL(S)) - \ln(BEL(0)) &\leq \left( \sum_{i=1}^N \ln([1 - tdr(1+S)]^i \cdot DF_i \cdot F_i) \right) - \left( \sum_{i=1}^N \ln([1 - tdr]^i \cdot DF_i \cdot F_i) \right) \\ &= \sum_{i=1}^N \ln \left( \frac{[1 - tdr(1+S)]^i}{[1 - tdr]^i} \right) \\ &= \sum_{i=1}^N i \cdot \ln \left( 1 - \frac{tdr}{1 - tdr} \cdot S \right) \end{aligned}$$

À présent, nous allons utiliser le développement limité de la fonction  $\ln$ . Cela n'est pas absurde puisque par construction,  $0 \leq tdr \leq 1$  et dans ce mémoire  $|S| = 10 \%$  (donc précisément dans ce cas de figure de sensibilité basse,  $S = -10 \%$ ), d'où  $-\frac{tdr}{1 - tdr} \cdot S \leq 10 \%$ . Pour rappel:

$$\ln(1 + x) \underset{x \rightarrow 0}{\approx} x - \frac{x^2}{2} + o(x^2) \leq x$$

Et donc, on peut conclure ce cas par l'inégalité suivante:

$$\begin{aligned} 0 &\leq \ln(BEL(S)) - \ln(BEL(0)) \leq - \sum_{i=1}^N i \cdot \frac{tdr}{1 - tdr} \cdot S \quad , \forall S < 0 \\ \Leftrightarrow 0 &\leq \ln(BEL(S)) - \ln(BEL(0)) \leq - \frac{N(N+1)}{2} \cdot \frac{tdr}{1 - tdr} \cdot S \quad , \forall S < 0 \\ \Leftrightarrow 0 &\leq \frac{\ln(BEL(S)) - \ln(BEL(0))}{\ln(BEL(0))} \leq - \frac{N(N+1)}{2 \cdot \ln(BEL(0))} \cdot \frac{tdr}{1 - tdr} \cdot S \quad , \forall S < 0 \end{aligned}$$

Nous ne détaillons pas l'inégalité de gauche, car il est facile de montrer qu'avec  $S < 0$ , l'écart des log des BEL est positif, en repartant de l'égalité (40). Quant à la positivité de  $\ln(BEL(0))$ , elle ne coûte pas beaucoup plus que l'hypothèse de positivité du BEL du scénario principal, 1 euros est largement négligeable pour un BEL.

2e cas: tous les  $f_i$  sont strictement inférieurs à 1,  $1 \leq i \leq N$

---

Cette partie de la démonstration correspond aux sensibilités positives. En effet, avec  $\{a_i = (1 - tdr)^i \cdot DF_i \cdot F_i\}$  et  $\left\{f_i = \left(\frac{[1-tdr(1+S)]}{1-tdr}\right)^i\right\}$ ,  $S > 0 \Rightarrow f_i < 1, \forall 1 \leq i \leq N$ .

Cette fois, on a:

$$\frac{\sum_{i=1}^N a_i \cdot f_i}{\sum_{i=1}^N a_i} \geq \prod_{i=1}^N f_i$$

Il suffit de faire le même raisonnement que dans le cas précédent, mais avec le minimum des  $f_i$ . En réappliquant le cheminement du premier cas, on obtient:

$$\ln\left(\sum_{i=1}^N a_i \cdot f_i\right) - \ln\left(\sum_{i=1}^N a_i\right) \geq \left(\sum_{i=1}^N \ln(a_i \cdot f_i)\right) - \sum_{i=1}^N \ln(a_i)$$

Néanmoins, dans le cas de sensibilité haute,  $BEL(S) - BEL(0) \leq 0$ . On peut le montrer facilement à partir de 40. Ainsi,

$$0 \geq \ln(BEL(S)) - \ln(BEL(0)) \geq \left(\sum_{i=1}^N \ln([1 - tdr(1 + S)]^i \cdot DF_i \cdot F_i)\right) - \left(\sum_{i=1}^N \ln([1 - tdr]^i \cdot DF_i \cdot F_i)\right)$$

Et donc pour conclure ce cas:

$$0 \geq \frac{\ln(BEL(S)) - \ln(BEL(0))}{\ln(BEL(0))} \geq -\frac{N(N+1)}{2 \cdot \ln(BEL(0))} \cdot \frac{tdr}{1-tdr} \cdot S, \forall S > 0$$

Pour conclure cette démonstration, on a montré que la variation du logarithme népérien du BEL est encadré par 0 et  $-\frac{N(N+1)}{2 \cdot \ln(BEL(0))} \cdot \frac{tdr}{1-tdr} \cdot S$ , et ce quelque soit la sensibilité (l'inégalité change de sens selon qu'il s'agisse d'une hausse ou d'une baisse, mais pas l'encadrement).

Retour à l'analyse de sensibilité des taux de rachat: 37

---

## Liste des figures

1	Schéma récapitulatif du regroupement des contrats d'assurance . . . . .	11
2	Arborescence des différents modèles d'évaluation . . . . .	13
3	Schéma du bilan à la comptabilisation initiale . . . . .	14
4	Schéma explicatif du RA, quand on représente la VAN des flux futurs aléatoires par une loi normale . . . . .	15
5	Schéma du bilan aux comptabilisations de clôture . . . . .	19
6	Schéma d'évolution du BE entre deux clôtures . . . . .	20
7	Schéma d'évolution de la CSM entre deux clôtures . . . . .	21
8	évolution du BE LIC . . . . .	22
9	Compte de résultat . . . . .	23
10	Lien entre évolution de flux et compte de résultat . . . . .	24
11	Schéma des évolutions possibles de la CSM et de la perte . . . . .	26
12	Bilan comptable . . . . .	27
13	Liens entre les différentes notions étudiées . . . . .	28
14	Schéma du choix de la méthode applicable aux contrats pré-transition . . . . .	29
15	Calcul de CSM initiale pour le stock de transition . . . . .	29
16	Calcul de CSM de transition . . . . .	30
17	Schéma récapitulatif de la méthode de calcul de la prime de base . . . . .	32
18	Exemple de courbe de primes mensuelles . . . . .	33
19	Comparaison entre les tarifications CRD et CI_AGE_SOUS . . . . .	34
20	Schéma de règlement de dette pour un prêt amortissable . . . . .	34
21	Exemple de courbe de primes théoriques . . . . .	35
22	Exemple de courbe de primes finales . . . . .	36
23	Schéma récapitulatif complet de la méthode de calcul de la prime dans le cas d'une tarification CRD . . . . .	37
24	Exemple de paiements de sinistres . . . . .	38
25	Schéma de calcul de QP équivalente . . . . .	38
26	Schéma explicatif des courbes utilisées dans le modèle . . . . .	39
27	Schéma comparatif des taux spot et taux forward . . . . .	40
28	Exemple de triangle de liquidation . . . . .	43
29	Estimation du triangle de liquidité complété sur quatre années de délai de règlement	44
30	Triangle de liquidation DC du produit SLADE . . . . .	44
31	Hypothèses de Loss Ratio DC 2020 . . . . .	45
32	Triangle de liquidation AT du produit SLADE . . . . .	46

---

33	Graphique des facteurs de développement de SLADE et du reste du portefeuille . .	46
34	Hypothèses de Loss Ratio AT 2020 . . . . .	47
35	hypothèses de Loss Ratio 2021 . . . . .	47
36	Schéma de l'évolution du chiffre d'affaires entre deux clôtures . . . . .	48
37	Hypothèses de taux de rachat 2021 . . . . .	49
38	Hypothèses de taux de rachat 2022 . . . . .	49
39	C-C plot du produit SLADE . . . . .	51
40	C-C plot du produit CSF . . . . .	51
41	Courbe de taux de rachat du marché (modifiée pour confidentialité) . . . . .	52
42	Schéma récapitulatif de la méthode de calcul de la charge de sinistralité en DC . .	54
43	Schéma récapitulatif de la méthode de calcul de la charge de sinistralité en AT . .	55
44	Provisions techniques aux 31/12/2020 et 31/12/2021 pour le stock en assurance . .	58
45	Compte de résultat de l'année 2020 pour le stock d'assurance . . . . .	59
46	Compte de résultat détaillé du stock d'assurance . . . . .	60
47	Présentation des caractéristiques d'un portefeuille composé de deux produits . . .	60
48	Triangles de sinistralité DC et AT d'UGIP en 2021 . . . . .	61
49	Tableau récapitulatif des S/P 2020 et 2021 du portefeuille . . . . .	61
50	Comparaison BEL SLADE et BEL portefeuille . . . . .	62
51	Graphique de l'évolution du BEL du produit SLADE . . . . .	63
52	Comparaison des courbes previous et locked-in . . . . .	63
53	Évolution de la CSM du stock d'assurance de transition . . . . .	65
54	Évolution du CRD moyen de SLADE, avec et sans rachat, avec et sans actualisation	65
55	Évolution du BEL LIC du stock d'assurance de transition . . . . .	66
56	Écart d'expérience pour les provisions . . . . .	67
57	Part des paiements courants sur les provisions . . . . .	67
58	Comparaisons des S/P DC et AT de SLADE, constants et évolutifs . . . . .	69
59	Comparaisons des taux de rachat pour SLADE . . . . .	70
60	Provisions techniques du stock d'assurance avec les hypothèses évolutives . . . . .	71
61	Compte de résultat du stock d'assurance de transition avec les hypothèses évolutives	72
62	Comparaison des comptes de résultat sous les hypothèses constantes et évolutives .	72
63	Détail des écarts de primes et de charges de sinistralité sous les hypothèses évolutives	73
64	Détail des écarts de primes et de charges de sinistralité sous les hypothèses constantes	73
65	Étude de l'écart du BEL LRC initial entre les deux méthodes . . . . .	74
66	Étude de l'évolution du BEL LRC et comparaison entre les deux méthodes . . . . .	74
67	Exemple de l'impact de l'hypothèse financière sur les flux de sinistralité . . . . .	75

---

---

68	Courbes de taux . . . . .	76
69	Tableau sur l'évolution des flux du BEL LRC lors de l'implémentation des nouveaux Model Points . . . . .	76
70	Comparaison des courbes de taux de rachat évolutifs de SLADE en 2020 et 2021 . . . . .	77
71	Comparaison des courbes de S/P évolutifs de SLADE en 2020 et 2021 . . . . .	77
72	Comparaison des évolutions de CSM . . . . .	78
73	Comparaison des évolutions des BEL LIC . . . . .	78
74	Tableau des différentes méthodes utilisées en fonction des produits et des hypothèses	80
75	Schéma de détermination de la charge de sinistralité en fonction de l'année de survenance . . . . .	83
76	Processus de détermination du S/P à partir des données de charge de sinistralité . . . . .	83
77	Comparaison de la courbe de taux de rachat de SLADE sous les 3 méthodes . . . . .	84
78	Comparaison des courbe de S/P de SLADE et UGIP sous les 3 méthodes . . . . .	84
79	Comparaisons des provisions techniques des bilans sous les 3 méthodes . . . . .	85
80	Compte de résultat de la méthode statistique . . . . .	86
81	Comparaisons par produit sur les écarts d'expérience sous les 3 méthodes . . . . .	87
82	Schéma du processus de détermination des bilans et des comptes de résultat du scénario principal . . . . .	88
83	Schéma du processus de détermination des bilans et des comptes de résultat pour les sensibilités . . . . .	89
84	Variations du BEL LRC et de la CSM de la méthode 3 suivant les sensibilités et les hypothèses de S/P . . . . .	90
85	Boîtes à moustache expliquant les variations du BEL . . . . .	91
86	Graphique de la variation du BEL en fonction de la sensibilité et des hypothèses de S/P DC et S/P AT de départ . . . . .	92
87	Boîtes à moustache expliquant les variations du BEL en fonction de la sensibilité du taux de rachat . . . . .	94
88	Compte de résultat complet du stock d'assurance . . . . .	1
89	Tableau sur la fonction de répartition de la loi normale centrée réduite . . . . .	2
90	Tableaux sur l'impact des sensibilités sur le BEL selon la méthode et l'hypothèse actuarielle . . . . .	3

---