



المندوبية السامية للتخطيط
HAUT-COMMISSARIAT AU PLAN

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



INSEA

Projet de Fin d'Etudes

IFRS 17 : Etude de la norme et de son impact sur le provisionnement pour le produit Accident de Travail

Préparé par : *Mme Mahassine EL IDRISSE*

Sous la direction de : *M. Fouad MARRI (INSEA)*

M. Mohamed Reda LAHMINE (Fidaroc Grant Thornton)

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

Diplôme d'Ingénieur d'Etat

Filière : Actuariat - Finance

Devant le jury composé de :

- *M. Fouad MARRI (INSEA)*
- *M. Ahmed OUAZZA (INSEA)*
- *M. Mohamed Reda LAHMINE (Fidaroc Grant Thornton)*

Résumé

Dans l'objectif de créer un cadre comptable uniforme pour le secteur assurantiel, l'International Accountings Standard Board a publié, en mai 2017, une nouvelle norme qui standardise l'évaluation du passif technique des assurances à l'échelle mondiale.

La mise en place de cette norme va introduire des nouvelles notions entraînant plusieurs changements au niveau de l'élaboration du passif d'assurance. Dans ce sens, nous présentons dans ce mémoire les principes et les consignes de la norme et nous les appliquons pour un portefeuille de contrats Accident de Travail afin d'étudier ces changements.

La norme IFRS 17 exige aux compagnies d'assurance que les provisions soit calculées en trois éléments nommés Current Estimate, l'ajustement pour risque et la marge de service contractuelle, et que le passif sera modélisé par trois modèles de comptabilisation dépendant du type du contrat, à savoir : le Building Block Approach, la Premium Allocation Approach et le Variable Fee Approach.

Dans cette optique, et tenant compte de la nature du contrat accident de Travail sur lequel nous travaillons, nous appliquons le modèle Premium Allocation Approach qui a la particularité de se baser uniquement sur le Current Estimate et le Risk Adjustment pour le passif relatif aux sinistres survenus, et sur la provision pour primes non acquises pour le passif relatif à la couverture restante.

Pour l'évaluation de la provision Current Estimate, elle requiert de projeter les flux futurs de trésorerie émanant des contrats et de les actualiser à partir de la courbe du taux d'actualisation modélisé, dans ce mémoire, par la méthode Bottom-Up. Quant à l'ajustement pour risque, nous avons choisi l'approche par Value at Risk parmi plusieurs autres méthodes permettant de le calculer.

Mots Clés

IFRS 17, Current Estimate, Ajustement pour Risque, Marge de Service Contractuelle, Premium Allocation Approach, Bottom up, ²Cox-Ingresoll-Ross, Bootstrap, Chain-Ladder, Provision pour Primes Non Acquises.

Abstract

With the aim of creating a uniform accounting framework for the insurance industry, the International Accounting Standard Board issued a new standard in May 2017 that standardizes the measurement of insurance technical liabilities globally.

The implementation of this standard will introduce new concepts leading to several changes in the development of insurance liabilities. In light of this, we present in this memorandum the principles and instructions of the standard and we apply them to a portfolio of Workers' Compensation contracts in order to study these changes.

On the one hand, IFRS 17 requires insurance companies to calculate provisions in three elements : the current estimate, the risk adjustment and the contractual service margin. On the other hand, the liabilities must be modeled by three accounting models that depend on the type of contract : the Building Block Approach, the Premium Allocation Approach and the Variable Fee Approach.

From this point of view, and taking into consideration the nature of the workers' compensation contract that is the subject of our thesis, we apply the Premium Allocation Approach model. This model has the particularity of being based solely on the Current Estimate and the Risk Adjustment for the liability for claims incurred, and on the unearned premium reserve for the liability relating to the remaining coverage.

For the valuation of the Current Estimate provision, it requires to project the future cash flows from the contracts and to discount them using the discount rate curve modeled in our thesis by the Bottom-Up method. As for the risk adjustment, after having examined the different methods for calculating it, we have chosen the Value at Risk approach.

Dédicace

Avec l'expression de ma reconnaissance et beaucoup de fierté, Je dédie ce travail,

À mes très chers parents Asmae et Youssef, auxquels je dois ce que je suis, pour votre amour démesuré et soutien inconditionnel, pour votre patience et confiance, pour tous vos sacrifices, je vous aime infiniment ;

À mes très chers grands parents, pour votre affection infinie et vos prières abondantes. Là où vous êtes, j'espère être à la hauteur de l'image que vous faites de moi,

À mes chères sœurs Loubaba et Anbar, pour votre tendresse et motivation, pour le bonheur que vous me portez. Je vous souhaite de tout mon cœur les plus belles choses au monde ;

À mes tantes, mes oncles, mes cousins et toute la famille, pour votre soutien moral, vos conseils précieux et vos encouragements chaleureux ; À mes meilleurs amis, ma deuxième famille, pour votre présence à mes côtés et votre support sans limite, pour tous les souvenirs mémorables que nous avons partagés. Votre amitié est un trésor. Je vous souhaite du bonheur et beaucoup de succès ;

À toute personne que j'aime, qui m'aime, ce travail est dédié à vous et à tous ceux ayant contribué à son élaboration.

« Merci infiniment »

Remerciements

Au terme de mon projet de fin d'études, ma sincère reconnaissance va à tous ceux qui, de près ou de loin, ont contribué à l'aboutissement et au bon déroulement de ce travail.

Ainsi, je tiens d'abord à présenter mes sincères remerciements à M. MARRI Fouad pour son encadrement tout au long de ce stage, et pour ses conseils et remarques pertinents.

Je tiens également à remercier mon encadrant de stage M. LAHMINI Mohamed Reda associé assurance au sein de Fidaroc Grant Thornton (FDT) pour ses orientations et son précieux suivi.

Je ne manquerai d'exprimer mes remerciements à toute l'équipe FDT et plus particulièrement l'équipe XXX, d'avoir bien voulu partager leurs connaissances dans un cadre professionnel, et d'avoir fait de ce stage une expérience très enrichissante.

Je ne saurai oublier dans mes remerciements Monsieur OUAZZA Ahmed de m'avoir honoré en acceptant de juger mon travail. Veuillez trouver ici le témoignage de mon respect le plus profond.

Toutes mes gratitudes et estime vont finalement au corps professoral de l'Institut National de Statistique et d'Economie Appliquée qui veille à nous assurer une formation de valeur.

Table des matières

I	Cadre général	13
1	Présentation de l'organisme d'accueil : Fidaroc Grant Thornton	14
1	Fidaroc Grant Thornton : Cabinet d'audit, de fiscalité et de conseil	14
2	Champ d'application	15
3	Comité des associés de Fidaroc GT	16
4	Services offerts par Fidaroc GT	17
4.1	Audit et conseil comptable :	17
4.2	Advisory	18
4.3	Conseil Juridique, Fiscal et Social	18
II	Cadre Théorique	19
2	Présentation de la norme IFRS 17	20
1	La norme IFRS 17	20
1.1	Objectifs	20
1.2	Champ d'application	21
1.3	Regroupement des contrats	21
2	Valorisation du passif	23
2.1	Éléments du passif technique	23
2.2	Modèles d'évaluation du passif	26
3	Approches de transition à l'IFRS 17	31
3.1	Approche rétrospective complète	31
3.2	Approche rétrospective modifiée	31
3.3	Approche par juste valeur	32
4	Présentation du compte de résultat	32
3	Présentation et caractéristiques du produit AT	34
1	Assurance Accident de Travail	34

2	Conséquences	35
3	Prestations garanties	35
4	Accident de travail au Maroc	36
III Cadre pratique		38
4	Mise en pratique de la norme IFRS 17	39
1	Taux d'actualisation	39
1.1	Construction de la courbe des taux zéro-coupon par le boostraping . .	39
1.2	Modélisation du taux zéro-coupon par le modèle CIR	43
1.3	Prime de liquidité	51
2	Current Estimate	53
2.1	Chain Ladder	53
2.2	Calcul du Current Estimate	55
3	Risk Adjustment	56
3.1	La Value at Risk :	56
3.2	La méthode de Bootstrap	57
3.3	Le modèle de Poisson surdispersé et la méthode de Chain Ladder . . .	59
3.4	Ajustement pour risque par approche VaR	60
4	Application à un contrat AT	60
4.1	Description des données	60
4.2	Mise en as-if des données	61
4.3	Test d'hypothèses et estimation des provisions	67
4.4	Calcul du Current Estimate	70
4.5	Calcul du Risk Adjusment	71
4.6	Calcul des provisions pour primes non acquises	73
5	Conclusion	75

Liste d'abréviations

IFRS : International financial reporting standards

IASB : International Accountings Standard Board

CE : Current Estimate

RA : Risk Adjustment

CSM : Contractual Service Margin

FCF : Fulfilment Cash-Flow

BBA : Building Block Approach

PAA : Premium Allocation Approach

VFA : Variable Fee Approach

FDT : Fidaroc Grant Thornton

PMO : Project Management Office

AT : Accident de Travail

PSAP : Provision pour Sinistres A Payer

PPNA : Provision pour Primes Non Acquises

LRC : Liability for Remaining Coverage

LIC : Liability for Incurred Claims

LLP : Last Liquid Point

CIR : Cox, Ingersoll et Ross

ARIMA : AutoRegressive Integrated Moving Average

IPP : Incapacité Physique Permanente

ADF : Augmented Dickey-Fuller

TMP : Taux moyen pondéré

iid : indépendantes et identiquement distribuées

VaR : Value at Risk

TVaR : Tail Value at Risk

K-S : Kolmogorov-Smirnov

Liste des figures

1.1	étape de la mise en page de la norme	15
1.2	Comité des associés de FDT	17
2.1	Etapes de la mise en forme de la norme	20
2.2	Regroupement des contrats	22
2.3	Approches d'estimation des taux d'actualisation	24
2.4	Le passif d'assurance pour le modèle BBA	26
2.5	Le passif technique du modèle BBA	27
2.6	Evolution de la CSM dans le modèle BBA	28
2.7	Le passif technique du modèle PAA	29
2.8	Le passif d'assurance pour le modèle PAA	30
2.9	Evolution de la CSM dans le modèle BBA	30
2.10	Compte de résultat IFRS 17	33
3.1	Structure du Chiffre d'Affaires des assurances au Maroc (Source : FMSAR)	37
4.1	Les transactions sur les bons de trésor en milliers de dirhams (Source : Bank Al Maghrib)	40
4.2	Les taux actuariels	41
4.3	Les taux actuariels pour les maturités pleines	42
4.4	Courbe des taux zéro-coupon	43
4.5	L'évolution du TMP du 01/01/2006 au 31/12/2021	47
4.6	Résultats du test du racine unitaire pour la série y_t	48
4.7	Résultats du test du racine unitaire pour la série z_t	48
4.8	Résultats du test du racine unitaire pour la série x_t	49
4.9	les paramètres estimés par le modèle CIR	49
4.10	Simulation des taux courts	50
4.11	Simulation des taux zéro-coupons	51
4.12	les paramètres optimaux estimés	51

4.13	Simulation des taux zéro-coupons par les paramètres optimaux	51
4.14	Triangle des charges non-cumulées	53
4.15	Triangle des charges cumulées	53
4.16	Triangles des charges futures	54
4.17	L'évolution de l'indice d'inflation entre 1960 et 2020	63
4.18	Résultat du test racine unité pour la série des indices d'inflation	63
4.19	Figure : la série des indices d'inflation après stationnarisation	64
4.20	Le modèle estimée des indices d'inflation	65
4.21	Previsions de l'indice d'inflation	66
4.22	Résultats des tests d'indépendance des facteurs de développement pour $j=0,$..., 5	68
4.23	Cashflows et Cashflows actualisés	70
4.24	Les paramètres estimés pour chacune des lois et les résultats du test Kolmogorov- Smirnov	72
4.25	La fonction de répartition de CE et du modèle log-normale	73
4.26	Calcul de la VaR et du RA empiriquement et par log-normale	73

Introduction

La mondialisation s'est accélérée de manière considérable grâce au développement du réseau économique international. Actuellement, les économies des différents pays sont devenues de plus en plus interdépendantes, la raison pour laquelle l'International Accounting Standard Board (IASB), organisme en charge de l'élaboration des normes comptables, a publié les normes IFRS dans le but de standardiser la présentation des données comptables au niveau international, d'assurer la transparence et de faciliter l'investissement et les échanges internationaux.

Dans le même contexte, et à cause de la nature particulière du cycle de production du secteur des assurances, l'IASB a publié IFRS 17 contrats d'assurance afin de proposer un cadre complet et uniforme pour la comptabilité des assurances. Les contrats d'assurance et de réassurance, ainsi que les contrats d'investissement avec participations aux bénéfices discrétionnaires seront comptabilisés de façon homogène.

La nouvelle norme représente alors un enjeu majeur pour les compagnies d'assurance en particulier au niveau de la communication financière. D'une part, l'évaluation du passif d'assurance s'effectue en constituant trois blocs de provisions : Current Estimate, Risk Adjustment et Contractual Service Margin. D'autre part, la norme présente trois modèles comptables différents à appliquer en fonction de la nature des contrats : le Building Block Approach, la Premium Allocation Approach et le Variable Fee Approach.

L'IFRS 17 publiée en mai 2017 va entrer en vigueur en janvier 2023, d'où l'intérêt de cerner et de comprendre les changements induits par la nouvelle norme notamment sur le processus de provisionnement et de l'application des méthodes comptables d'évaluation du passif.

Ce travail consiste à présenter la norme IFRS 17 et à appliquer le modèle Premium Allocation Approach sur un portefeuille de contrats Accidents de travail.

Première partie

Cadre général

Chapitre 1

Présentation de l'organisme d'accueil : Fidaroc Grant Thornton

1 Fidaroc Grant Thornton : Cabinet d'audit, de fiscalité et de conseil

Fidaroc Grant Thornton, étant l'un des cabinets membres de Grant Thornton, délivre des services d'audit, de fiscalité et de conseil en management.

Le cabinet rassemble plus de 150 collaborateurs qui perpétuent une activité initiée en 1929 à Casablanca. En effet, le parcours de Grant Thornton au Maroc est passé par plusieurs dates clés :

1929	Création de la Société Fiduciaire du Maroc offrant les activités du Conseil Juridique, Fiscal, Social et l'expertise comptable
1994	Création de Fidaroc, émanant de la SFM, pour couvrir de façon distincte les services d'audit et commissariat aux comptes
2005	Fidaroc rejoint l'organisation mondiale Grant Thornton
2008	Une division Conseil est mise en place
2010	Fidaroc Grant Thornton inaugure un bureau à Marrakech, impulsant le développement de secteurs d'activité phares
2011	Grant Thornton Conseil, une entité entièrement dédiée aux métiers du Conseil, est mise en place par Fidaroc
2013	Le dirigeant de Fidaroc Grant Thornton, est nommé par ses pairs à la Présidence du Hub Afrique Francophone (8 pays) au sein de Grant Thornton
2014	Fidaroc Grant Thornton fête ses 20 ans
2015	Transformation stratégique « Growing Together »
2019	Fidaroc Grant Thornton fête ses 25 ans et inaugure son nouveau siège

FIGURE 1.1 – étape de la mise en page de la norme

2 Champ d'application

IFRS 17 concerne la majorité des pays et la quasi-totalité des principaux assureurs mondiaux. Elle s'applique aux :

- Contrats d'assurance et de réassurance émis ;
- Contrats de réassurance détenus ;
- Contrats d'investissement avec des participations aux bénéfices discrétionnaires si l'entité

émet également des contrats d'assurance.

IFRS 17 est lié également à d'autres normes IFRS, en particulier avec IFRS 9 instruments financiers. D'ailleurs les assureurs ont été permis de décaler l'application d'IFRS 9 dans le but d'avoir une entrée en vigueur simultanée avec IFRS 17 pour permettre une meilleure cohérence actif-passif au bilan. En effet, la problématique du décalage entre les deux normes provient de la différence du mode d'évaluation des actifs censés couvrir les engagements pris par les assureurs envers leurs assurés.

Le cabinet d'autant plus qu'il offre une approche unique qui allie un savoir-faire mondial à un accompagnement local adapté au service des organisations de tous les secteurs de l'activité socioéconomique, à savoir les PME, les grandes entreprises et les organismes publics, s'inscrit dans une dynamique perpétuelle d'écoute des tendances et s'attache à tout mettre en œuvre pour construire une expérience unique et durable avec ses clients, ses collaborateurs, et ses fournisseurs.

3 Comité des associés de Fidaroc GT

Présent dans deux villes : Casablanca et Marrakech, le cabinet compte 8 associés.



FIGURE 1.2 – Comité des associés de FDT

4 Services offerts par Fidaroc GT

Présent sur le marché national depuis près de 25 ans, Fidaroc Grant Thornton délivre des services d'audit et de conseil à forte valeur ajoutée.

4.1 Audit et conseil comptable :

Le cabinet met en œuvre une méthodologie globale qui s'appuie sur des logiciels aux standards internationaux afin de délivrer des services d'Audit efficaces et contribuer ainsi à la production d'états financiers fiables et de qualité.

Les missions attribuées à ce service concernent :

- Audit

- Consolidation / IFRS
- Externalisation comptable et sociable
- Gestion du patrimoine immobilisé

4.2 Advisory

Dans le but d'accompagner toute organisation dans le développement de son agilité et l'anticipation des besoins de ses clients, Fidaroc tâche de rassembler les équipes les plus performantes pour faire émerger les options gagnantes au service de la stratégie de ses clients, de les aider à s'adapter plus rapidement aux changements et transformer chaque défi en opportunité.

Les services clés offerts dans ce cadre comprennent :

- Support aux transactions
- Etudes
- Stratégie
- Organisation
- Business Risk Services
- Risk Management
- PMO
- IS Technology Services
- Actuariat
- Labellisation / Catégorisation

4.3 Conseil Juridique, Fiscal et Social

Le cabinet offre l'ensemble des services nécessaires et indispensables à la gestion juridique, sociale et fiscale que ce soit au niveau national ou international.

Deuxième partie

Cadre Théorique

Chapitre 2

Présentation de la norme IFRS 17

1 La norme IFRS 17

IFRS 17 Contrats d'assurance vient remplacer IFRS 4 Contrats d'assurance considérée comme norme transitoire autorisant une évaluation selon les normes comptables locales qui ne reflètent pas la situation économique réelle. IFRS 17 fournit un modèle comptable unique qui mesure les contrats d'assurance à l'aide d'estimations actuelles afin que les investisseurs du monde entier puissent comprendre et comparer de façon transparente la situation financière, les positions de risque et les performances des compagnies qui émettent des contrats d'assurance en n'importe quel pays. Les investisseurs peuvent également faire des comparaisons avec des compagnies d'autres secteurs. Ci-dessous les étapes de mise en place de la norme IFRS 17 :

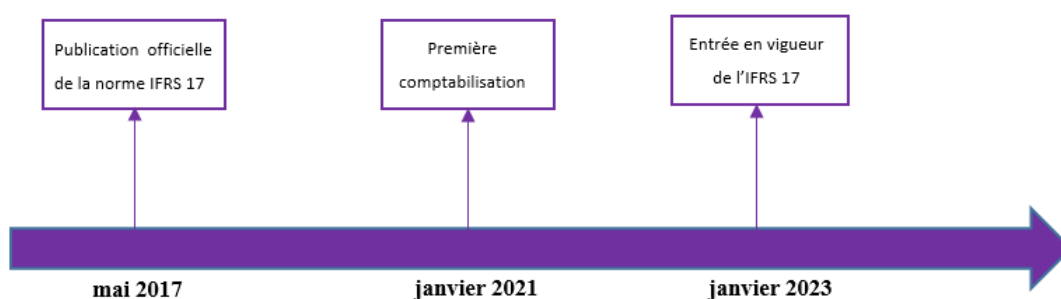


FIGURE 2.1 – Etapes de la mise en forme de la norme

1.1 Objectifs

L'objectif principal de la norme IFRS 17 est la mesure, l'identification, la présentation et la publication autour des contrats d'assurance identifiés dans (appartenant au) le champ

d'application de la norme, présenté par la partie qui suit. Le but de cette nouvelle norme est :

- Fournir une information comparable pour les contrats d'assurances dans toutes les zones géographiques et avec les autres industries ;
- Assurer une évaluation unifiée et économique des contrats d'assurance ;
- Produire des indicateurs de rentabilité homogènes entre les acteurs.

1.2 Champ d'application

IFRS 17 concerne la majorité des pays et la quasi-totalité des principaux assureurs mondiaux. Elle s'applique aux :

- Contrats d'assurance et de réassurance émis ;
- Contrats de réassurance détenus ;
- Contrats d'investissement avec des participations aux bénéficiaires discrétionnaires si l'entité émet également des contrats d'assurance.

IFRS 17 est lié également à d'autres normes IFRS, en particulier avec IFRS 9 instruments financiers. D'ailleurs les assureurs ont été permis de décaler l'application d'IFRS 9 dans le but d'avoir une entrée en vigueur simultanée avec IFRS 17 pour permettre une meilleure cohérence actif-passif au bilan. En effet, la problématique du décalage entre les deux normes provient de la différence du mode d'évaluation des actifs censés couvrir les engagements pris par les assureurs envers leurs assurés.

1.3 Regroupement des contrats

Selon IFRS 17, tous les nouveaux contrats d'une entité doivent être regroupés avant d'être comptabilisés pour la première fois. Le groupe de contrats constitue la maille élémentaire des calculs de passifs d'assurance sous IFRS 17. La valeur comptable de chaque groupe est ensuite agrégée pour l'affichage des états financiers.

Les trois critères de regroupement sont : les portefeuilles, les cohortes et les classes de profitabilité.

- Portefeuille : Les contrats d'un même groupe doivent comporter des risques similaires et être habituellement gérés ensemble. Des contrats soumis à un risque similaire sont des contrats qui font partie de la même ligne de produit.

- Cohorte : Les contrats d'un même groupe doivent appartenir à une même cohorte générationnelle, c'est-à-dire les contrats souscrits à plus d'un an d'écart ne peuvent pas appartenir au même groupe. Ceci élimine la possibilité de compenser les résultats d'une cohorte par une autre.

- Profitabilité : Les contrats d'un même groupe doivent être classés en trois niveaux de profitabilité :

- Contrats onéreux : Un groupe de contrats déficitaire à la comptabilisation initiale ;
- Contrats profitables : Un groupe de contrats avec une faible probabilité de devenir déficitaire par la suite ;
- Contrats potentiellement onéreux : Un groupe contenant tous les contrats restants.

La figure suivante illustre ce regroupement de contrats suivant les trois critères cités ci-dessus.

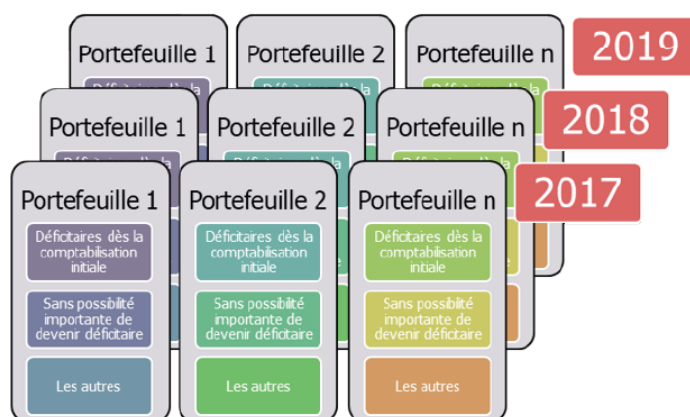


FIGURE 2.2 – Regroupement des contrats

Si l'entité conclut, sur une base d'informations raisonnables et justifiables, qu'un ensemble de contrats seront classés dans le même groupe, elle peut évaluer cet ensemble de contrats de façon globale pour déterminer leur profitabilité. En absence de ces informations, celle-ci doit être déterminée de manière individuelle.

En outre, la profitabilité n'est pas réévaluée au niveau du groupe de contrat, donc une fois le regroupement effectué, un contrat ne peut pas passer d'un groupe à l'autre.

Cependant, la classe de profitabilité d'un groupe de contrats peut changer dépendamment aux changements d'hypothèses dans le futur.

2 Valorisation du passif

La norme IFRS 17 vise à fournir une représentation fidèle de la situation économique de l'entité. Ainsi, l'un des principaux changements induits par la norme concerne la valorisation du passif d'assurance. En effet, l'ensemble des engagements doit être comptabilisé en valeur de marché et non plus en valeur historique. Le passif sera donc valorisé sur la base de la valeur actuelle des futurs flux de trésorerie en y incluant une marge de risque afin de prendre en compte l'incertitude générée par ces flux. La norme introduit aussi une nouvelle provision appelée la marge de service contractuelle qui correspond aux profits futurs attendus et propose trois modèles de comptabilisation à utiliser selon la nature des contrats.

2.1 Éléments du passif technique

La norme IFRS 17 exige la détermination de trois provisions à partir des primes reçues nettes des frais d'acquisition. Ces provisions constituent les éléments du passif technique : le current estimate, l'ajustement pour risque et la marge de risque contractuelle.

a. Current estimate

Le Current Estimate est la meilleure estimation actualisée des flux futurs de trésorerie d'exécution. C'est la moyenne actualisée et pondérée en probabilité de l'ensemble des cash-flows possibles. Elle est mesurée à partir de la différence entre la valeur temps des flux futurs sortants et des flux futurs entrants.

La norme indique que l'estimation des flux de trésorerie d'exécution doit être ajustée pour refléter la valeur temps de l'argent et des risques financiers.

Ainsi l'utilisation d'une courbe de taux d'actualisation est nécessaire. Il n'y a aucune spécification de la courbe à utiliser de la part de l'IFRS 17, pourtant cette courbe doit répondre aux critères suivants :

- Refléter les caractéristiques des contrats d'assurance,
- Être cohérentes avec les prix de marché observables,
- Ne pas tenir compte des facteurs qui n'ont pas d'impact direct sur les flux de trésorerie futurs.

La norme propose deux approches pour estimer la courbe des taux d'actualisation :

- **Approche Top-down** : repose sur la courbe de rendement d'un portefeuille constitué d'actifs de référence. Cette courbe est par la suite ajustée pour exclure les éléments qui ne

sont pas constitutifs des risques associés au groupe de contrats.

- **Approche Bottom-up** : utilise une courbe de taux sans risque, cette dernière est ensuite ajustée pour intégrer une prime de liquidité. L'IFRS 17 laisse la liberté dans le choix de la courbe à utiliser, ainsi qu'aucune directive n'est donnée quant au calcul de la prime de liquidité.

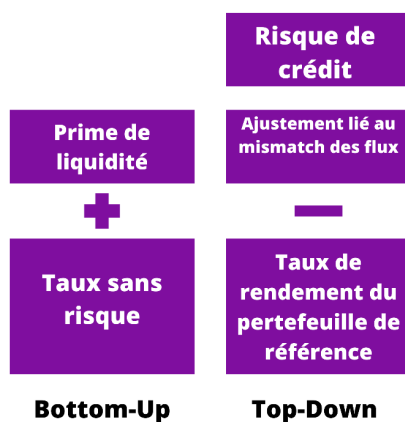


FIGURE 2.3 – Approches d'estimation des taux d'actualisation

Généralement les deux méthodes doivent mener au même résultat. Mais la norme a précisé qu'il n'est pas nécessaire de le vérifier. Il suffit d'utiliser une des deux approches sans besoin de prouver que l'autre aurait abouti à la même courbe d'actualisation.

b. Ajustement pour risque

Le Risk Adjustment pour risques non financiers correspond à la compensation que demanderait une entité pour supporter l'incertitude sur les montants et les dates de paiement des flux futurs de trésorerie liés aux contrats d'assurances. Cette incertitude peut être vue comme l'écart attendu entre l'estimation des flux futurs et leurs montants réalisés.

Concernant sa méthode de calcul, aucune approche particulière n'est précisée par la norme, laissant aux entités de choisir la méthode à utiliser. Néanmoins, le RA doit respecter les principes suivants :

- o Le RA pour les risques de faible fréquence et de forte sévérité doit être supérieur à celui pour les risques de haute fréquence et de faible sévérité.
- o Le RA augmente avec la maturité du contrat et avec l'écart type.
- o Le RA augmente avec l'incertitude associée à l'estimation du Current Estimate. En effet,

l'objectif du RA est de faire face aux fluctuations de l'engagement réel par rapport à la CE.
 o Le RA diminue lorsque l'information permettant de réduire l'incertitude sur le montant et l'échéancier des flux de trésorerie futurs augmente.

Les méthodes de calcul du RA les plus connues sont : Cout de capital, différence entre la Value at Risk ou la Tail Value at Risk et le Current Estimate.

c. Marge de service contractuelle

La marge de service contractuelle CSM représente les profits attendus du contrat mais pas encore acquis, car ils sont liés à des services futurs. Ces profits sont reconnus en résultat par la compagnie d'assurance au rythme des services rendus. Initialisée dès la première comptabilisation du contrat d'assurance, la CSM correspond à la différence entre la valeur actuelle probable des flux de trésoreries entrants et sortants à laquelle est soustrait l'ajustement pour risque.

La CSM initiale est calculée de la manière suivante, comme différence entre les primes reçues et l'engagement de l'assureur :

$$CSM_0 = \max (0 ; Primes\ reçues - Frais\ d'acquisition - CE - RA)$$

Lorsque la différence calculée est négative, c'est-à-dire une perte est attendue, le contrat ou le groupe de contrats est appelé onéreux. Le montant est donc comptabilisé immédiatement en compte de résultat comme composante de perte supportée directement par l'assureur, et la CSM à l'initialisation est considérée comme nulle. En fait, la CSM ne peut être que positive ou nulle.

Lorsqu'un profit est attendu, cette somme constitue la CSM. Son rôle est d'annuler tout gain à la souscription, neutralisant d'une certaine façon le cycle inverse de production caractérisant le secteur d'assurance.

Au cours du temps, la CSM évolue et continue de représenter chaque année les profits pas encore acquis au titre des couvertures futures. Elle doit donc être réévaluée chaque année afin de prendre en compte l'amortissement du aux services rendus pendant la période passée, l'évolution du temps, et aussi les modifications des hypothèses impactant les cashflows futurs d'exécution.

La réévaluation de la CSM au cours du temps dépend du modèle de comptabilisation utilisé.

2.2 Modèles d'évaluation du passif

Afin de répondre à la spécificité de chaque contrat, IFRS 17 propose trois modèles comptables d'évaluation du passif selon la nature de chaque contrat. Ces modèles sont : le modèle général (Building Block Approach), le modèle simplifié de répartition de prime (Premium Allocation Approach) et le modèle VFA (Variable Fee Approach).

a. Building Block Approach

Le modèle Building Block Approach ou le modèle général s'applique à l'ensemble des contrats d'assurance, à l'exception des contrats participatifs directs, car son application pour ce type de contrats est un peu complexe, IFRS 17 a donc proposé un autre modèle pour ce type de contrats. Il s'agit d'une approche par 3 blocs : Le current estimate, l'ajustement pour risque non financiers et la marge de service contractuelle. Le passif IFRS 17 est donc composé des fulfilment cash-flow (FCF) qui englobe le CE et le RA, et de la CSM.

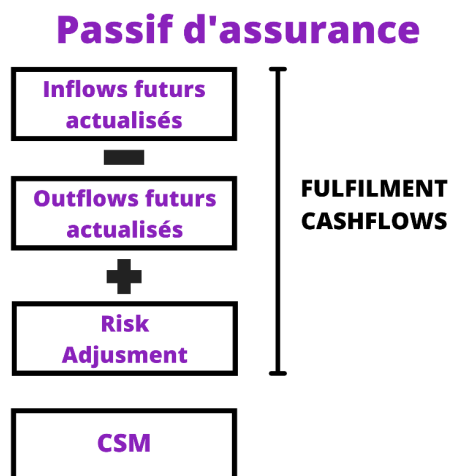


FIGURE 2.4 – Le passif d'assurance pour le modèle BBA

Après segmentation des contrats par groupes homogènes (mailles de calcul) et calcul de la CSM initiale pour chaque groupe, cette CSM doit être réévaluée, comme mentionné précédemment, chaque année. Sur la base de cette réévaluation, le groupe de contrats soit il va rester profitable ou bien il deviendra onéreux et donc la perte est comptabilisée en résultat.

À chaque date d'arrêté, la valeur d'un groupe de contrats d'assurance correspond, sous IFRS 17, à la somme du passif relatif à la couverture restante et du passif relatif aux sinistres survenus.

Le passif relatif à la couverture restante, appelé "Liability for Remaining Coverage/ LRC" et équivalent d'une PPNA en IFRS 4, est l'obligation de l'assureur de fournir des provisions pour les événements qui n'ont pas encore eu lieu. Il comprend le current estimate, l'ajustement pour risque et la marge de service contractuelle.

Le passif relatif aux sinistres survenus, appelé "Liability for Incurred Claims /LIC" et équivalent d'une PSAP en IFRS 4, est l'obligation de l'assureur de régler les sinistres pour des événements qui se sont déjà produits. Il ne comporte que le current estimate et l'ajustement pour risque, car il n'est pas lié aux services futurs et n'affecte donc pas la CSM.

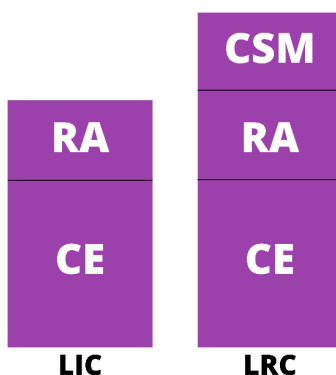


FIGURE 2.5 – Le passif technique du modèle BBA

L'évolution de la CSM d'une année à l'autre, selon le BAA, dépend de l'effet des nouveaux contrats sur les profits futurs, de la valeur temps de l'argent, des profits reconnus au titre des services rendus, et des changements des hypothèses techniques de projection des flux.

Le taux d'intérêt utilisé pour mesurer l'effet de passage du temps sur la CSM est celui utilisé lors de la comptabilisation initiale.

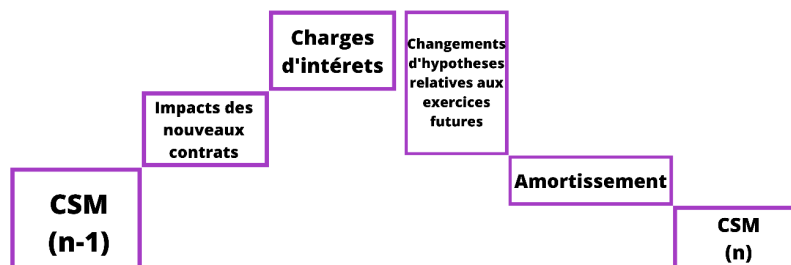


FIGURE 2.6 – Evolution de la CSM dans le modèle BBA

b. Premium Allocation Approach

Le modèle Premium Allocation Approach est une simplification du modèle général, conçu principalement pour les contrats de durée de couverture de moins d'une année et appliqué pour les groupes de contrat qui ne sont pas onéreux. Il est adressé en premier lieu aux assureurs non-vie.

Pour cette méthode, la partie du passif relatif aux sinistres survenus (LIC) est évaluée de la même manière que la méthode générale. Par contre, les trois blocs de la partie du passif relatif à la couverture future (LRC) sont remplacés par une seule provision basée sur les primes non encore acquises (PPNA) réduits des frais d'acquisition. Il n'est donc plus nécessaire de calculer la CSM puisque la durée du contrat ne dépasse pas une année.

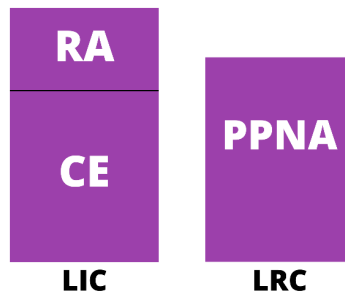


FIGURE 2.7 – Le passif technique du modèle PAA

c. Variable Fee Approach

Le modèle Variable Fee Approach est une variante du modèle général destinée aux contrats participatifs directs. Il n'est appliqué que lorsque les critères suivants sont vérifiés :

- Le contrat doit préciser que l'assuré participe à une part d'un portefeuille d'éléments sous-jacents clairement identifiés.
- L'assureur est tenu de payer à l'assuré une part substantielle des revenus générés par ces éléments sous-jacents.
- Une part substantielle des flux de trésorerie que l'assureur est tenu de payer à l'assuré doit varier en fonction des flux de trésorerie des éléments sous-jacents.

En VFA, l'assureur est obligé de verser à l'assuré un montant correspondant à la juste valeur des éléments sous-jacents diminué des frais variables ou «Variables fee». Ces variables correspondent à la commission de l'entité d'avoir géré les actifs à la place de l'assuré.

3 Approches de transition à l'IFRS 17

La nouvelle norme IFRS 17 exige le calcul des provisions du passif au début des contrats notamment la marge de service contractuelle (CSM). La première mise en œuvre de la norme s'est avérée difficile pour les sociétés d'assurance parce qu'ils sont tenues de calculer cette provision pour les contrats déjà existants. Dans ce sens, trois approches ont été proposées permettant de calculer la CSM à la date de transition pour chaque groupe de contrats.

3.1 Approche rétrospective complète

Il s'agit d'une réévaluation des contrats déjà présents en portefeuille à la date de première commercialisation et reconstitution des courbes de taux. Cela est fait de manière rétrospective en suivant les instructions suivantes :

- identifier, reconnaître et valoriser chaque groupe de contrats comme si l'IFRS 17 avait toujours été en application dès leur souscription ;
- dé-comptabiliser tout élément qui n'existerait pas si l'IFRS 17 avait toujours été en application ;
- reconnaître les différences de montants qui en résultent en résultat.

Cette approche est difficile à mettre en pratique ; elle est complexe, couteuse et nécessite beaucoup de données. Les deux autres méthodes ont été prévues pour simplifier la tâche.

3.2 Approche rétrospective modifiée

C'est une approche simplifiée de l'approche rétrospective. Elle consiste à se rapprocher des résultats qui auraient été obtenus en utilisant la méthode complète. Le calcul de la CSM se fait sur la base de l'estimation des flux futurs au moment de la transition et l'estimation des flux passés entre la date de première comptabilisation et la date de transition.

Etapes d'application pour les contrats participatifs :

Etape 1 : Calcul de la juste valeur des actifs à la date de transition.

Etape 2 : Retrait du BE et du RA calculés pour obtenir la valeur du portefeuille à la date de transition.

Etape 3 : Calcul de la CSM à la souscription du contrat (l'émission), reconstituée en ajoutant le cumul des marges constatées par l'assureur jusqu'à la date de transition.

Etape 4 : Amortissement de la CSM au prorata des services fournis jusqu'à la date de tran-

sition pour obtenir la CSM à la date de transition.

Étapes d'application pour les contrats participatifs :

Étape 1 : Détermination des flux de trésorerie passés et futurs pour en déduire la CSM à l'origine sur les contrats en cours.

Étape 2 : Ajustement de ces derniers des flux de trésorerie futurs qui auront déjà été payés ou reçus.

3.3 Approche par juste valeur

Cette approche considère la CSM à la date de transition comme différence entre la juste valeur des actifs en représentation d'un groupe de contrats d'assurance et les flux de trésorerie d'exécution du groupe mesurés à cette date.

Selon l'IFRS 13, cette juste valeur est le prix qui serait reçu pour la vente d'un actif ou payé pour le transfert d'un passif dans une transaction ordonnée sur le marché principal à la date d'évaluation.

Les pertes relatives aux contrats onéreux sont directement enregistrées au niveau du compte de résultats, ces contrats ne sont pas pris en compte dans le calcul de la CSM à la date de transition.

4 Présentation du compte de résultat

Les changements induits par la nouvelle norme ont également impacté le compte de résultat étant un élément très important dans la communication financière des compagnies. Dans le but d'améliorer cette communication, l'IFRS 17 a introduit l'indicateur solde du résultat global qui est subdivisé en deux composantes : résultat net et autres composantes du revenu global « Other Comprehensive Income ».

La première comprend le résultat opérationnel dû au service d'assurance, le résultat financier net composé du revenu d'investissement diminué des charges financières, et l'impôt sur résultat.

Le poste « revenus des contrats d'assurance » est alimenté par chacun des trois élé-

ments du passif d'assurance : L'estimation des prestations et frais qui vont se réaliser pendant la durée de couverture, le relâchement de la CSM et de la RA.

Le poste « Charges de contrats d'assurance » contient les prestations et frais réels qui se sont effectivement réalisés, ainsi que le relâchement des flux de trésorerie d'acquisition. Le résultat de souscription n'est que la différence entre les deux postes mentionnés précédemment.

Le « résultat du service d'assurance » est la somme du résultat de souscription et les résultats de la réassurance.

La deuxième est réservé pour les éléments qui résultent des variations qui impactent directement les capitaux propres, comme par exemple les plus ou moins-values latentes sur des titres disponibles à la vente ou sur des instruments financiers de couverture, les écarts de conversion, les ajustements liés aux engagements de retraites.

Le compte de résultat sous IFRS 17 est donc présenté comme suit :

A=i+ii+iii	(+) Revenus des contrats d'assurance
i	Prestations et frais attendus
ii	Allocation de la CSM en compte de résultat
iii	Relâchement du Risk Adjustment
B=iv+v	(-) Charges des contrats d'assurance
iv	Prestations et frais constatées pour la composante d'assurance
v	Relâchement des flux de trésorerie d'acquisition
C=A+B	Résultat de souscription (marge d'assurance)
D	Résultat du service d'assurance (Résultat opérationnel) avant la réassurance
E	Revenu et frais des contrats de réassurance détenus
E=C+D+E	Résultat du service d'assurance (Résultat opérationnel)
F=vi+vii	Résultat financier net
vi	(+) Revenu d'investissement
vii	(-) Charges financières
G	Impôt sur le résultat
H=E+F+G	Résultat net
I=viii+ix	Total des autres éléments du résultat global
viii	(+) Les autres éléments du résultat global de l'actif
ix	(-) Les autres éléments du résultat global du passif (option)
J=H+I	Solde du résultat global

FIGURE 2.10 – Compte de résultat IFRS 17

Chapitre 3

Présentation et caractéristiques du produit AT

1 Assurance Accident de Travail

- Accident de travail

L'accident du travail est défini par le code du travail comme « tout accident dont est victime un employé par le fait ou à l'occasion de l'exécution de son travail, même si l'accident résulte d'un cas de force majeure ». Pour que l'accident du travail soit reconnu, l'employé doit justifier plusieurs conditions :

- Il a été victime d'un fait accidentel dans le cadre de son activité professionnelle,
- Le fait accidentel a entraîné l'apparition soudaine d'une lésion corporelle. ou psychologique

- Assurance accident de travail

L'assurance accident du travail (AT) est une assurance de responsabilité souscrite par l'employeur au profit de ses employés pour les couvrir contre les risques qu'ils encourent dans l'exercice de leur activité professionnelle. Cette assurance couvre aussi les accidents de trajet auxquels est exposé l'employé pendant le trajet d'aller ou de retour entre :

- o Le lieu du travail et sa résidence ;
- o Le lieu de travail et le lieu où il prend habituellement ses repas ;
- o Le lieu où l'employé prend habituellement ses repas et sa résidence.

2 Conséquences

La reconnaissance d'un accident du travail ouvre droit au bénéfice de certaines garanties qui sont les indemnisations et la protection contre le licenciement.

- Indemnisations :

- en cas d'arrêt de travail : indemnités versées par la sécurité sociale et indemnités complémentaires versées par l'employeur,
- en cas d'incapacité de travail : indemnisation spécifique, et indemnisation complémentaire en cas de faute inexcusable de l'employeur.

- Protection du salarié contre le licenciement

Le salarié sera licencié durant l'arrêt maladie dans l'un des cas suivants :

- une faute grave du salarié,
- un motif étranger à la maladie professionnelle rendant impossible le maintien du salarié dans l'entreprise (licenciement économique).

3 Prestations garanties

-Les frais de soin :

- o Les frais médicaux et pharmaceutiques ainsi que les frais d'appareillage et de prothèse ;
- o L'assistance d'une tierce personne pour les besoins de la vie courante ;
- o Les frais funéraires en cas de décès

-Les indemnités journalières :

L'indemnité journalière est égale aux deux tiers de la rémunération quotidienne à compter du premier jour suivant la date d'accident ou de la révélation de la maladie professionnelle.

-L'indemnité pour Incapacité Physique Permanente (IPP) :

- o Un capital en cas d'IPP inférieure à 10% ;
- o Une rente viagère en cas d'IPP supérieure ou égale à 10%.

4 Accident de travail au Maroc

Au Maroc, les accidents de travail sont réglementés par le dahir du 27 juin 1927 et complété par le dahir du 6 février 1963 et les lois n°18-01 et n°06-03 qui instituent la responsabilité relative aux accidents dont les travailleurs sont victimes dans leur travail. En outre, la législation marocaine a adopté en 2002, le principe de l'assurance obligatoire sur les accidents du travail et les maladies professionnelles. En fait, toute entreprise est obligée de contracter une assurance en cas d'accident du travail. Ce contrat assure les conséquences pécuniaires de la responsabilité juridique de l'employeur en cas d'accidents du travail pouvant subir ses employés au cours de leur activité professionnelle dont les risques du trajet.

Ce même Dahir, institue une procédure qui devrait être suivie en cas de survenance de l'accident du travail, comportant les informations de l'employeur, la déclaration par l'employeur de la victime de l'accident auprès des autorités compétentes, l'enquête judiciaire menée par le juge de première instance, à l'issue de laquelle une décision statuant sur les indemnités dues par l'employeur ou son assureur au profit de la victime.

D'après la Fédération Marocaine des Sociétés d'Assurance et de Réassurance (FM-SAR), les primes émises au titre de l'exercice 2021 par branches au Maroc sont représentées par figure ci-dessous.

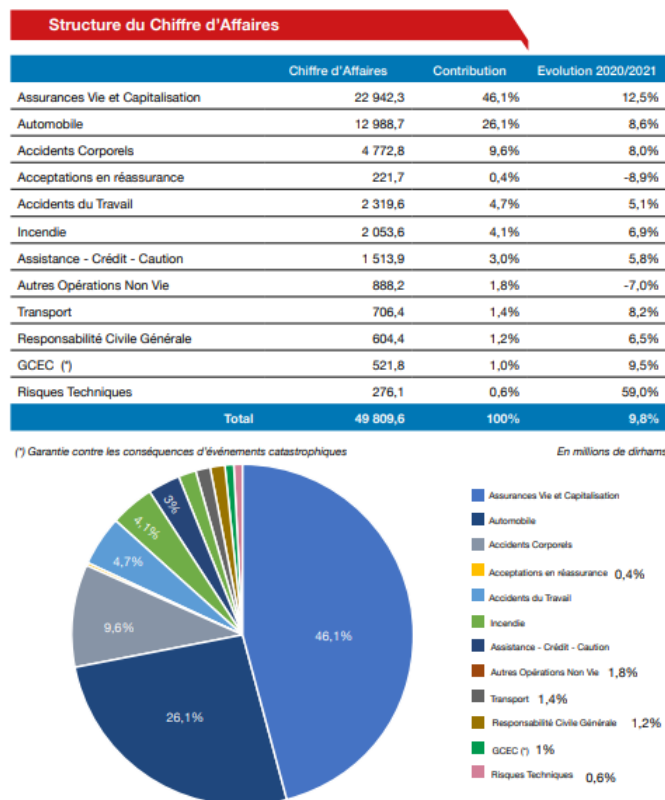


FIGURE 3.1 – Structure du Chiffre d’Affaires des assurances au Maroc (Source : FMSAR)

L’assurance accident de travail constitue 9,6% du marché lui permettant d’occuper la troisième position sur ce marché en termes de chiffre d’affaires.

Troisième partie

Cadre pratique

Chapitre 4

Mise en pratique de la norme IFRS 17

1 Taux d'actualisation

L'assureur doit tenir compte de la valeur temps de l'argent lors de son évaluation des contrats d'assurance. Il faudrait alors ajuster les estimations des flux de trésorerie futurs en fonction de cette valeur. A cette fin, et à cause de la difficulté d'obtenir la courbe de rendement d'un portefeuille d'actifs de référence, nous allons construire une courbe des taux zéro-coupon par l'approche Bottom-up en utilisant en premier temps la méthode de Bootstrap et en second temps une modélisation par le modèle Cox-Ingersoll-Ross.

1.1 Construction de la courbe des taux zéro-coupon par le bootstrapping

Le taux sans risque est le taux de rendement qu'un investisseur peut s'attendre à gagner d'un investissement considéré sûr, c'est-à-dire qui ne présente aucun risque de défaut pour lui.

A partir des données publiées par Bank Al Maghrib représentant les taux moyens pondérés des transactions des bons de trésor du marché secondaire, nous allons construire notre courbe des taux zéro-coupon

Date d'échéance	Transaction	Taux moyen pondéré	Date de la valeur
20/06/2022	32,07	1,545 %	24/05/2022
15/08/2022	91,69	1,582 %	23/05/2022
29/08/2022	900,00	1,510 %	30/05/2022
17/10/2022	21,02	1,590 %	24/05/2022
22/05/2023	25,03	1,750 %	24/05/2022
11/09/2023	709,07	1,850 %	30/05/2022
18/09/2023	115,96	1,766 %	24/05/2022
16/09/2024	100,00	1,987 %	30/05/2022
02/06/2025	335,03	2,057 %	24/05/2022
15/06/2026	217,10	2,131 %	23/05/2022
19/04/2027	122,21	2,208 %	23/05/2022
17/05/2027	150,32	2,215 %	23/05/2022
14/06/2027	53,80	2,228 %	23/05/2022
19/06/2028	205,94	2,367 %	23/05/2022
17/06/2030	167,51	2,347 %	24/05/2022
17/07/2034	153,55	2,578 %	24/05/2022
14/07/2036	111,15	2,667 %	24/05/2022
16/08/2038	208,36	2,801 %	24/05/2022
16/04/2040	109,48	2,875 %	24/05/2022

FIGURE 4.1 – Les transactions sur les bons de trésor en milliers de dirhams (Source : Bank Al Maghrib)

Ces taux moyens pondérés représentent des taux actuariels pour les maturités supérieures à 1 an, alors qu'ils représentent des taux monétaires pour celles inférieures ou égales à 1 an. Il s'agit donc en premier temps de convertir les taux monétaires en taux actuariels.

On a :

$$1 + T_m * \frac{n}{360} = (1 + T_a)^{\frac{n}{m}}$$

On en tire la formule de conversion suivante :

$$T_a = \left(1 + T_m * \frac{n}{360}\right)^{\frac{m}{n}} - 1$$

Avec :

T_a : Taux actuariel

T_m : Taux monétaire

n : Le nombre de jours entre la date de valeur et la date d'échéance

m : Le nombre de jours exact de l'année de transaction

En appliquant cette formule pour les taux à maturités inférieures à 1 an nous obtenons les taux actuariels correspondants suivants

n	Ta	maturité (m/n)
27	1,58%	0,07397
84	1,61%	0,23014
91	1,54%	0,24932
146	1,62%	0,40000
363	1,77%	0,99452
469	1,85%	1,28493
482	1,77%	1,32055
840	1,99%	2,30137
1105	2,06%	3,02740
1484	2,13%	4,06575
1792	2,21%	4,90959
1820	2,22%	4,98630
1848	2,23%	5,06301
2219	2,37%	6,07945
2946	2,35%	8,07123
4437	2,58%	12,15616
5165	2,67%	14,15068
5928	2,80%	16,24110
6537	2,88%	17,90959
8676	3,07%	23,76986
10503	3,22%	28,77534

FIGURE 4.2 – Les taux actuariels

Ensuite, nous allons utiliser une interpolation linéaire afin de calculer les taux actuariels des maturités pleines. Pour cela, nous devons chercher le dernier point liquide ou Last Liquid Point (LLP) à partir duquel les maturités ne sont plus considérées comme liquides et il leur faudra donc une extrapolation que nous allons voir par la suite.

Pour notre cas, le LLP correspond à 28 ans.

Notons la maturité par m_i et le taux actuariel correspondant par T_i tel que $i \in (1, 2, \dots, 21)$. Soit $j \in (1, 2, \dots, 28)$ une maturité pleine comprise entre m_i et $m_{(i+1)}$. Le taux T_j correspondant à chaque maturité pleine est déterminé par l'interpolation linéaire de deux valeurs de taux avoisinantes, tel que :

$$T_j = T_i + \frac{(T_{i+1} - T_i)}{(m_{i+1} - m_i)} (j - m_i)$$

Nous obtenons donc les taux suivants :

j	T _j
1	1,78%
2	1,92%
3	2,05%
4	2,13%
5	2,22%
6	2,36%
7	2,36%
8	2,35%
9	2,40%
10	2,46%
11	2,51%
12	2,57%
13	2,70%
14	2,75%
15	2,86%
16	2,92%
17	2,91%
18	3,07%
19	3,10%
20	3,13%
21	3,17%
22	3,20%
23	3,23%
24	3,23%
25	3,26%
26	3,29%
27	3,32%
28	3,35%

FIGURE 4.3 – Les taux actuariels pour les maturités pleines

Par la suite nous utilisons le bootstrapping qui est une méthode de construction itérative, c'est-à-dire que l'on construit d'abord le taux zéro-coupon de maturité 1 an qui sera nécessaire au calcul du zéro-coupon de maturité 2 ans et ainsi de suite. Le dernier point observable est dans notre cas le taux swap de maturité 28 ans.

Pour les maturités inférieures ou égales à un an, aucun coupon n'est détaché, alors le taux zéro-coupon d'un bon de trésor de maturité 1 an correspond au taux actuariel de même maturité.

$$T_1 = R_1$$

Pour les maturités supérieures à un an, on calcule le taux zéro-coupon car il y a détachement des coupons.

Calculons ce taux pour un bon de trésor de maturité 2 ans et généralisons par la suite.

On a :

$$P = \frac{T_2 * V}{1 + R_1} + \frac{V + T_2 * V}{(1 + R_2)^2}$$

Supposons que le prix d'émission du bon de trésor et sa valeur nominale (faciale) sont égaux et prennent la valeur 1, on aura donc :

$$R_2 = \left[\frac{1 + T_2}{1 - T_2 * \left(\frac{1}{1+R_1}\right)} \right]^{\frac{1}{2}} - 1$$

Pour une maturité égale à n, on a :

$$R_n = \left[\frac{1 + T_n}{1 - T_n * \sum_{i=1}^{n-1} \left(\frac{1}{1+R_i}\right)} \right]^{\frac{1}{2}} - 1$$

En appliquant cette méthode, nous obtenons la courbe de taux zéro-coupon suivante :

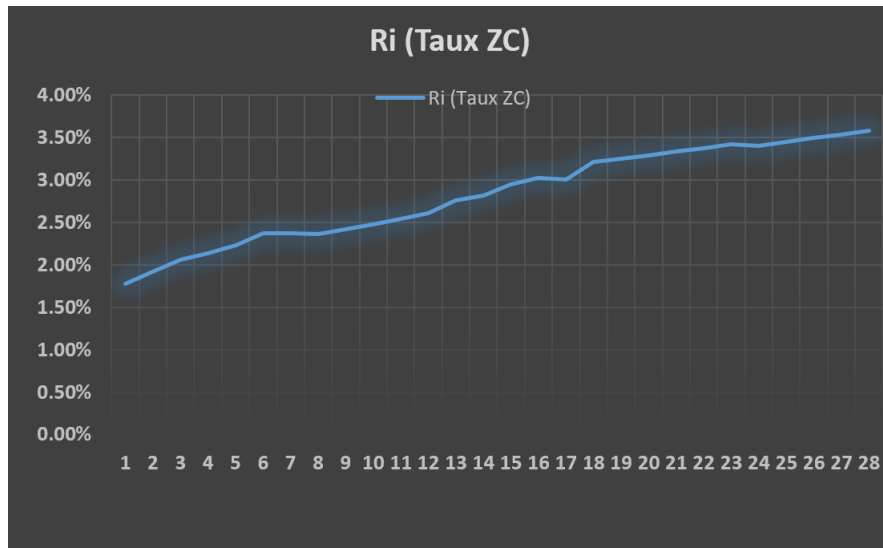


FIGURE 4.4 – Courbe des taux zéro-coupon

1.2 Modélisation du taux zéro-coupon par le modèle CIR

En IFRS 17, la modélisation de la courbe des taux zéro-coupon est essentielle car elle permet d'actualiser les cashflows futurs servant au calcul du Current Estimate. Dans le cadre de notre étude, nous avons choisi de modéliser la courbe des taux zéro-coupon par le modèle de Cox, Ingersoll et Ross et le calibrer, puis nous cherchons les paramètres qui ajustent au mieux les taux sans risque du marché obtenus par la méthode de bootstrap.

a. Modèle Cox, Ingersoll et Ross

Le modèle de Cox, Ingersoll et Ross (CIR), établi en 1985, est un modèle permettant de modéliser la structure par terme des taux d'intérêt. C'est un processus en racine carrée qui ne permet pas, à un taux initialement positif, de prendre des valeurs négatives, tout en conservant le principe de retour à la moyenne.

Ce modèle a l'avantage d'être simple et facile à mettre en œuvre. Il repose sur les hypothèses suivantes :

- Coûts de transaction inexistantes ;
- Titres parfaitement divisibles ;
- Agents rationnels et disposant du même niveau d'information ;
- Marchés efficients ;
- Egalité entre les taux d'emprunts et les taux de prêts.

La différentielle stochastique de modèle CIR s'écrit comme suit :

$$dr_t = r_t + a \times (b - r_t) \times \Delta t + \sigma \times \sqrt{r_t} \times dw_t$$

Avec :

- r_t : le taux court à la date t , tel qu'à $t=0$: $r(0) = r_t$
- a : la vitesse de retour à la moyenne ;
- b : le taux moyen à long terme ;
- σ : la volatilité, et $\sigma^2 r_t$ correspond à la variance instantanée du changement du taux d'intérêt ;
- W_t : un mouvement brownien standard.

Ce modèle nous permettra de définir une courbe des taux CIR en simulant les taux d'intérêt instantanés, et d'estimer par la suite la valeur de marche des obligations.

- Discrétisation du modèle

Le processus CIR n'admet pas une solution exacte à court terme, la discrétisation doit se faire alors en utilisant des techniques approximatives. Nous optons alors pour le schéma explicite d'Euler qui propose une approximation de premier ordre donnée par :

$$r_{t+\Delta t} = a \times (b - r_t) \times dt + \sigma \times \sqrt{r_t} \times \Delta t \times \epsilon_t$$

Avec :

Δt : le pas de modélisation

ϵ_t : la réalisation d'une loi normale centrée réduite

Il nous faut d'abord estimer les paramètres a , b et σ , puis il suffit de générer une loi normale centrée pour avoir les taux courts instantanés en procédant par récurrence.

- Calibrage du modèle :

Le calibrage du modèle consiste à estimer ses paramètres.

En fixant le pas de modélisation $\Delta t = 1$, la détermination des paramètres va se faire à l'aide de la reformulation de l'équation de discrétisation d'Euler suivante :

$$y_t = a \times b \times z_t - a \times x_t + \sigma \times \epsilon_t$$

Avec :

$$\begin{cases} y_t = \frac{r_{t+1} - r_t}{\sqrt{r_t}} \\ z_t = \frac{1}{\sqrt{r_t}} \\ x_t = \sqrt{r_t} \end{cases}$$

Une régression sur les séries z_t, x_t et y_t permettra d'obtenir les paramètres a et b .

Pour obtenir σ , on prend l'écart type des résidus.

Pour les paramètres a et b , ils sont obtenus en minimisant la fonction ci-dessous :

$$\sum_i (y_u - abz_{ti} + ax_{ti})^2$$

Avec :

$$\begin{cases} y_{ti} = \frac{r_{t+1} - r_t}{\sqrt{r_{t+1}}} \\ z_{ti} = \frac{1}{\sqrt{r_{ti}}} \\ x_{ti} = \sqrt{r_{ti}} \end{cases}$$

- Simulation de la courbe des taux zéro-coupons

Après avoir représenté la courbe des taux courts par le modèle CIR, nous pouvons en déduire la courbe des taux zéro-coupons.

Prix zéro-coupons : Le prix à la date t d'une obligation zéro-coupon de maturité T est donné par la formule suivante :

$$P(t, T) = A(t, T)e^{-B(t, T)r_t}$$

Avec :

$$A(t, T) = \left(\frac{2\gamma e^{\frac{(\gamma+a+\lambda)(T-t)}{2}}}{(\gamma+a+\lambda)(e^{\gamma(T-t)} - 1) + 2\gamma} \right)^{\frac{2ab}{\sigma^2}}$$

$$B(t, T) = \left(\frac{2(e^{\gamma(T-t)} - 1)}{(\gamma+a+\lambda)(e^{\gamma(T-t)} - 1) + 2\gamma} \right)$$

$$\text{gamma} = \sqrt{(a+\lambda)^2 + 2\sigma^2}$$

Taux zéro-coupons : Les taux zéro-coupons sont obtenus en appliquant la relation suivante :

$$R(t, T) = -\frac{\ln(P(t, T))}{T-t}$$

- Estimation des paramètres optimaux :

Il s'agit de chercher les paramètres qui minimisent l'écart quadratique entre les taux théoriques résultant du modèle CIR et les taux de marché.

b. Application aux données de marché

- Présentation des données et tests de stationnarité :

Pour la calibration de notre modèle, nous avons pris comme taux court le taux moyen pondéré (TMP) journalière du marché interbancaire, allant du 1er janvier 2006 au 31 décembre 2021, soit au total de 5843 observations, dont l'évolution dans le temps est représentée par la figure ci-dessous

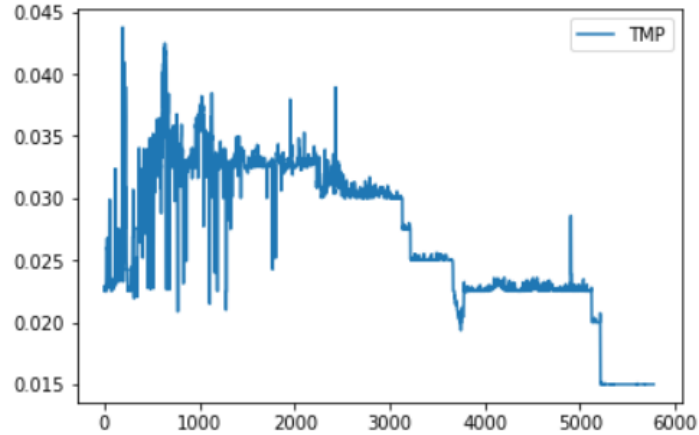


FIGURE 4.5 – L'évolution du TMP du 01/01/2006 au 31/12/2021

L'analyse de l'évolution de ce taux dans le temps montre des fortes fluctuations entre 2006 et 2016, puis une diminution jusqu'à 2019 où il a commencé à se stabiliser. À partir de 2021, le taux est resté fixé à une valeur de 1,5%.

Comme indiqué déjà, la détermination des paramètres va se faire à l'aide de la reformulation suivante :

$$y_t = abz_t - ax_t + \sigma\varepsilon_t$$

$$\left\{ \begin{array}{l} y_t = \frac{r_{t+1} - r_t}{\sqrt{r_t}} \\ z_t = \frac{1}{\sqrt{r_t}} \\ x_t = \sqrt{r_t} \end{array} \right.$$

Testons alors la stationnarité de chacune des séries en effectuant le test du racine unitaire. Voici les résultats des tests :

Pour y_t :

```
adfuller(np.diff(yt,1))
```

```
(-28.593247741548964,  
0.0,  
34,  
5739,  
{'1%': -3.4314899594548764,  
'10%': -2.567038145924045,  
'5%': -2.862043753088496},  
-44030.005385453645)
```

FIGURE 4.6 – Résultats du test du racine unitaire pour la série y_t

Pour z_t :

```
adfuller(np.diff(zt))
```

```
(-16.190730684904445,  
4.1733147341343277e-29,  
33,  
5740,  
{'1%': -3.431489760766748,  
'10%': -2.5670380991938715,  
'5%': -2.8620436653041685},  
-75020.7044149083)
```

FIGURE 4.7 – Résultats du test du racine unitaire pour la série z_t

Pour x_t :

```

adfuller(np.diff(xt))
-16.47744949345225,
2.2534191536733985e-29,
33,
5740,
{'1%': -3.431489760766748,
'10%': -2.5670380991938715,
'5%': -2.8620436653041685},
-115848.9064788455)

```

FIGURE 4.8 – Résultats du test du racine unitaire pour la série x_t

Pour chacun des tests, la statistique du test de Dickey-Fuller Augmenté est inférieure à sa valeur critique au seuil de 5%. Cela montre la stationnarité des séries, nous pouvons donc procéder par régression de y_t par x_t et z_t .

- Estimation des paramètres de notre modèle :

L'estimation des paramètres notre le modèle donne les résultats suivants :

Paramètre	a	b	σ
Estimation	1.827399	0.026754	0.005327

FIGURE 4.9 – les paramètres estimés par le modèle CIR

L'estimation de σ est égale à l'écart type des observations du taux moyen pondéré du marché interbancaire.

- Tests d'adéquation du modèle :

Dans le but de vérifier la qualité d'ajustement du modèle, il est indispensable d'effectuer des tests sur les coefficients et les résidus.

- Le test de Fisher : $0.000103 < 0.05$, alors le modèle est globalement significatif.
- Le test de Student pour z_t : p-value $\ll 0.05$, alors la variable est significative.
- Le test de Student pour x_t : p-value $\ll 0.05$, alors la variable est significative.
- Le test de Durbin Watson : $2.050 > 2$, il y a absence d'autocorrélation des résidus.

- Le test de Jarque Bera : p-value $\ll 0.05$, la normalité des résidus n'est pas vérifiée, mais elle n'est pas une condition suffisante pour rejeter le modèle, car on peut supposer la normalité en se basant sur le théorème centrale limite puisque le nombre d'observations est très grand.

Les tests ci-dessus montrent que le modèle est adéquat.

-Simulation des taux courts :

Le graphique ci-après représente 200 simulations du taux courts à partir de 31/12/2021 en prenant $r_0 = 0,015$.

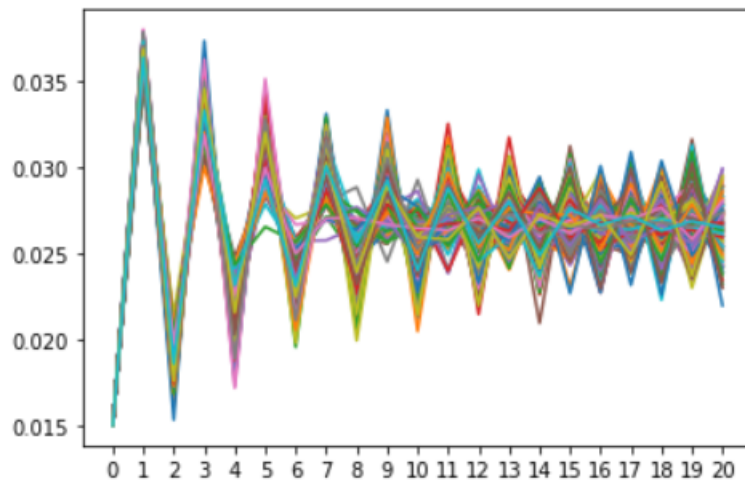


FIGURE 4.10 – Simulation des taux courts

-Simulation de la courbe des taux zéro-coupons :

Le graphique ci-après représente 20 simulations du taux courts à partir de 31/12/2021 en prenant $r_0 = 0,015$.



FIGURE 4.11 – Simulation des taux zéro-coupons

- Estimation des paramètres optimaux

Les paramètres qui ajustent au mieux les taux théoriques du CIR aux taux du marché sont :

Paramètre	a	b	σ
Estimation	1.827399	0.026754	-4.265507. 10 ⁻⁸

FIGURE 4.12 – les paramètres optimaux estimés

La figure suivante représente la structure par terme des taux du modèle de CIR et des taux du marché.

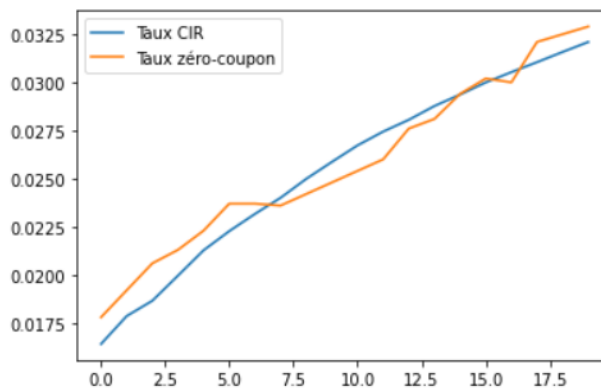


FIGURE 4.13 – Simulation des taux zéro-coupons par les paramètres optimaux

1.3 Prime de liquidité

La liquidité des actifs signifie la capacité de les rendre liquides à tout moment sur le marché, à un prix égal à la valeur actuelle des flux de trésorerie futurs de ces actifs actualisés

à un taux sans risque.

La liquidité d'un passif d'assurance mesure la prévisibilité des flux de trésorerie futurs concernant à la fois le montant et le moment de survenance du sinistre. Si ces derniers sont imprédictibles, alors le contrat est illiquide.

La prime de liquidité désigne le risque pris par l'assureur quand celui-ci investit dans des actifs moins liquides. Selon la nouvelle norme, cette prime doit permettre de corriger les écarts de liquidité qui existent entre les instruments financiers permettant la construction de la courbe des taux zéro-coupon et les contrats d'assurance. Pourtant, le choix de la prime de liquidité est laissé au jugement de l'entreprise, aucune méthode de calcul n'a été imposée.

La méthode que nous voulons utiliser dans cette étude pour déterminer la prime de liquidité est la suivante :

- Superposition de tous les produits financiers du portefeuille de la compagnie selon les catégories : liquide, moins liquide et plus liquide ;
- Calcul du taux de rendement moyen annuel de chaque catégorie en tenant compte du poids de chaque élément ;
- La prime de liquidité est égale à la différence entre le rendement moyen de la catégorie des actifs plus liquide et celle moins liquide.

Néanmoins, la difficulté d'avoir le portefeuille financier bien détaillé de la compagnie rend cette méthode irréalisable. La méthode du spread de crédit se confronte aussi au même problème. En effet, le spread est constitué du risque de défaut à long terme, du risque crédit et de la prime de liquidité. La détermination des deux premières composantes pour les retrancher du spread nécessite aussi un portefeuille détaillé.

Toutefois, pour un contrat AT dont le montant et le moment de la survenance des sinistres sont imprédictibles durant l'année, il est considéré très liquide et la prime d'illiquidité va être faible.

Nous avons donc décidé de négliger cette prime de liquidité dans le cadre de ce mémoire, et nous allons actualiser les cashflows futurs avec les taux zéro-coupon calculés à partir des transactions des bons de trésor du marché secondaire.

2 Current Estimate

L'évaluation des provisions Current Estimate requiert de projeter les flux futurs de trésorerie émanant des contrats et de les actualiser à partir de la courbe du taux d'actualisation. Plusieurs méthodes peuvent être utilisées pour le calcul de ces flux futurs. Dans le cadre de ce mémoire, nous allons utiliser la méthode Chain Ladder étant la méthode la plus populaire et la plus utilisée dans le monde professionnel. Elle est à la fois simple et efficace. Elle est considérée parmi les méthodes règlementaires et prudentielles.

2.1 Chain Ladder

La méthode de Chain Ladder consiste à prévoir les charges futures grâce aux charges des années précédentes. La sinistralité est représentée par les triangles des charges, appelés également triangle de Run-off.

On distingue le triangle des charges non-cumulées :

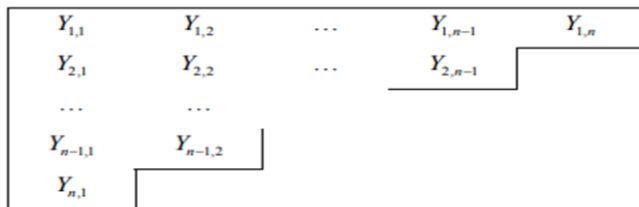


FIGURE 4.14 – Triangle des charges non-cumulées

Et le triangle des charges cumulées :

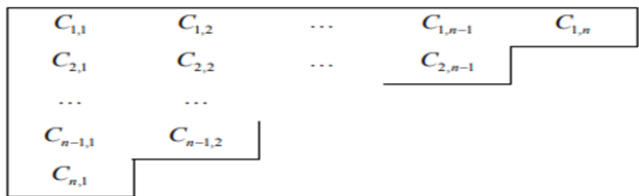


FIGURE 4.15 – Triangle des charges cumulées

Les notations utilisées sont les suivantes :

- n = nombre maximal d'années nécessaires pour clore un sinistre et le régler en totalité,
- i = indice des années de survenance des sinistres ($i = 1, \dots, n$),
- j = indice des années de développement ou de déroulement ($j = 1, \dots, n$),

- $Y_{i,j}$ = montant des sinistres survenus l'année i et payés après j années de développement, c'est-à-dire à l'année $i+j$,
- $C_{i,j}$ = montant cumulé des sinistres survenus l'année i et payés en j années de développement, c'est-à-dire entre l'année i et l'année $i+j$:

$$C_{i,j} = \sum_{k=1}^j Y_{i,k}$$

Ces triangles peuvent se lire de trois manières différentes :

- les lignes correspondent aux années de survenance i des sinistres,
- les colonnes aux années de développement j ,
- les diagonales aux années calendaires $i+j$.

Le but de la méthode de Chain Ladder est d'estimer les charges futures en complétant les triangles inférieurs afin de calculer le montant des provisions :

$C_{1,1}$	$C_{1,2}$...	$C_{1,n-1}$	$C_{1,n}$
$C_{2,1}$	$C_{2,2}$...	$C_{2,n-1}$	$\hat{C}_{2,n}$
...
$C_{n-1,1}$	$C_{n-1,2}$...	$\hat{C}_{n-1,n-1}$	$\hat{C}_{n-1,n}$
$C_{n,1}$	$\hat{C}_{n,2}$...	$\hat{C}_{n,n-1}$	$\hat{C}_{n,n}$

$Y_{1,1}$	$Y_{1,2}$...	$Y_{1,n-1}$	$Y_{1,n}$
$Y_{2,1}$	$Y_{2,2}$...	$Y_{2,n-1}$	$\hat{Y}_{2,n}$
...
$Y_{n-1,1}$	$Y_{n-1,2}$...	$\hat{Y}_{n-1,n-1}$	$\hat{Y}_{n-1,n}$
$Y_{n,1}$	$\hat{Y}_{n,2}$...	$\hat{Y}_{n,n-1}$	$\hat{Y}_{n,n}$

FIGURE 4.16 – Triangles des charges futures

Les coefficients de développement :

Le principe de la méthode de Chain Ladder est de considérer que la cadence des charges dépend de coefficients de développement j appelés link-ratios, qui dépendent uniquement de l'année de développement j . Cela revient à supposer que les $(C_{i,j})_{j=1, \dots, n}$ sont liés par le modèle suivant :

$$C_{i,j+1} = \lambda_j * C_{i,j} \text{ pour } i \in (1, \dots, n), j \in (1, \dots, n-1)$$

Ce modèle repose sur 2 hypothèses sous-jacentes :

H1 : les années de survénances sont indépendantes,

H2 : la cadence des charges est régulière, c'est-à-dire pour chaque année de développement j , le nuage de points représentant les règlements cumulés d'une année $j+1$ par rapport aux règlements cumulés de l'année j doit être approché significativement par une droite, ce qui revient à supposer la stabilité des facteurs de développement.

Sous ces deux hypothèses, les coefficients de développement sont estimés de la façon suivante :

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

Ensuite, grâce à ces coefficients, on évalue la partie inférieure du triangle des charges cumulées par la formule :

$$\hat{C}_{i,j} = (\hat{\lambda}_{n-i+1} \times \dots \times \hat{\lambda}_{j-1}) \times C_{i,n-i+1}$$

Pour $i \in (n+i-2, \dots, n)$

La provision au titre de l'année de survénance i , notée \hat{R}_i , s'estime en calculant la différence entre le montant cumulé prévu à l'année n et le dernier montant cumulé connu :

$$\hat{R}_i = \hat{C}_{i,n} - C_{i,n-1+i} = \sum_{j=n-i+1}^n \hat{Y}_{i,j}$$

Pour $i \in (2, \dots, n)$

Enfin, le montant total de la provision \hat{R} se calcule en sommant des provisions au titre des différentes années de survénance i , avec $i \in (2, \dots, n)$:

$$\hat{R} = \sum_{i=2}^n \hat{R}_i = \sum_{i=2}^n (C_{i,n} - C_{i,n-i+1}) = \sum_{i=2}^n \sum_{j=n-i+2}^n \hat{Y}_{i,j}$$

2.2 Calcul du Current Estimate

Après avoir complété la partie inférieure du triangle, nous allons utiliser ce dernier pour revenir au triangle de règlements décumulés et calculer par la suite la valeur du Best estimate.

Le calcul des Cashflows des années comptables consiste à sommer les anti-diagonales, puis en actualisant ces valeurs par les taux d'actualisation, nous obtenons le montant du Current Estimate donné par :

$$CE = \sum_i \frac{CF_i}{(1 + r_i)^i}$$

Avec :

CF_i : Le montant des flux de trésorerie de l'année i (Cash-Flows)

r_i : Le taux d'actualisation

Dans notre cas, nous utiliserons les taux d'actualisation calculés précédemment.

3 Risk Adjustment

L'ajustement pour risque est conçu par la norme IFRS 17 pour porter seulement sur les risques non financiers puisque le Current Estimate prend en considération les risques financiers à travers le taux d'actualisation.

Pour calculer le Risk Adjustment, nous allons utiliser l'approche de la Value at Risk (VaR), Ce calcul consiste à suivre les étapes suivantes :

- Appliquer la méthode de Bootstrap
- Générer une distribution du Current Estimate
- Calcul de la RA

3.1 La Value at Risk :

La notion de la VaR s'est d'abord développée dans la finance avant d'être largement utilisée dans le domaine de l'assurance. Elle est définie comme la perte potentielle sur une période de temps fixée qui ne sera dépassée seulement que dans des cas.

α est appelé le niveau de confiance, il est à l'appréciation de l'assureur et dépend de son appétit au risque. Plus le niveau de confiance est grand, plus la VaR est importante.

La Value at Risk est donnée par :

$$VaR_\alpha(X) = \inf(x | F_x(x) > \alpha)$$

Il s'agit de la Value at Risk de niveau de confiance associée au risque X tel que F_X est la fonction de répartition de X et $\alpha \in [0, 1]$. Soit X une variable aléatoire continue,

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

C'est le quantile d'ordre α de X. Soit X une variable aléatoire et (x_1, \dots, x_n) un échantillon de réalisations de X. La fonction de répartition empirique de X est donnée par :

$$\hat{F}_n(x) = \frac{1}{n} \times \sum i = 11_{x_i < x}$$

La VaR empirique est le quantile empirique, elle est donnée par :

$$x_{n,\alpha} = \inf(x | \hat{F}_n(x) \geq \alpha)$$

Pour déterminer la VAR empirique, nous ordonnons les x_i réalisations de la variable aléatoire réelle X tel que $x_{1,n} \leq \dots \leq x_{1,\alpha}$, avec (x_1, \dots, x_n) sont indépendantes, identiquement distribuées, et suivant la même loi notée F.

$$\hat{F}_n(x_{k,n}) = \frac{k}{n} \text{ pour } k=1, \dots, n$$

La VaR empirique est égale alors à :

$$x_{n,\alpha} = \inf\left(x_{k,n} \mid \frac{k}{n} \geq \alpha\right)$$

3.2 La méthode de Bootstrap

La méthode de Bootstrap a été introduite par Efron en 1979. Elle permet de générer empiriquement, en effectuant des simulations, la distribution d'une statistique donnée à partir d'un échantillon initial, permettant par la suite d'extraire le quantile d'ordre α .

Le principe consiste à simuler un grand nombre d'échantillons en tirant aléatoirement avec remise N observations à partir d'un échantillon initial de N variables aléatoires indépendantes et identiquement distribuées (iid) et de même fonction de répartition. D'ailleurs c'est l'hypothèse principale sur laquelle repose la technique de Bootstrap appelée également la méthode de ré-échantillonnage.

Dans le cas des règlements incrémentés, il est donc préférable d'avoir recours aux résidus, car les règlements dépendent des années de développement et donc ils ne vérifient pas la condition de l'indépendance. Nous allons appliquer la méthode sur les résidus de Pearson puisqu'ils sont plus simples à calculer.

Soit $X = X_1, \dots, X_n$ un échantillon initial de variables aléatoires réelles indépendantes et identiquement distribuées. On note la statistique d'intérêt et $\hat{\theta} = f(X_1, \dots, X_n)$ l'estimation de θ à partir de l'échantillon initial.

A partir de cet échantillon initial, on construit un échantillon Bootstrap de même taille en effectue un tirage avec remise de n éléments parmi les n variables initiales, où chaque réalisation a la même probabilité de tirage, qui est donc $1/n$. Cet échantillon généré est noté $X^* = (X_1^*, \dots, X_n^*)$ et θ est estimée à nouveau à partir de X^* :

$$\hat{\theta}^* = f(X_1^*, \dots, X_n^*)$$

On renouvelle cette procédure B fois afin d'obtenir B échantillons Bootstrap $X^{*(k)} = (X_1^{*(k)}, \dots, X_n^{*(k)})$ pour $k \in (1, \dots, B)$, à partir desquels on estime B fois la variable θ :

$$\hat{\theta}^{*(k)} = f(X_1^{*(k)}, \dots, X_n^{*(k)})$$

pour $k \in (1, \dots, B)$.

À partir de ces B observations, pour B suffisamment grand, on est en mesure d'estimer la distribution empirique suivie par la statistique d'intérêt, ainsi que sa moyenne empirique et son écart-type empirique.

Moyenne empirique :

$$\bar{\theta}^* = \frac{1}{B} \sum_{k=1}^B \hat{\theta}^{*(k)}$$

Écart-type empirique :

$$\partial_{\theta}^* = \sqrt{\frac{1}{B} \sum_{k=1}^B (\hat{\theta}^{*(k)} - \bar{\theta}^*)^2}$$

3.3 Le modèle de Poisson surdispersé et la méthode de Chain Ladder

La loi des règlements $D_{i,j}$ est une loi de poisson surdispersée si :

$$\frac{D_{i,j}}{\phi} \sim \text{Pois} \left(\frac{m_{i,j}}{\phi} \right)$$

Avec : $E(D_{i,j}) = m_{i,j}$ et $Var(D_{i,j}) = m_{i,j} * \phi$

Il existe également un modèle où le coefficient de surdispersion dépend de la colonne :

$$\frac{D_{i,j}}{\phi_j} \sim \text{Pois} \left(\frac{m_{i,j}}{\phi_j} \right)$$

Selon Renshaw et Verrall, les provisions obtenues avec le modèle de poisson surdispersé coïncident avec celles de la méthode de Chain Ladder.

Les résidus de Pearson $\hat{r}_{i,j}$ sont donnés par la formule suivante :

$$\hat{r}_{i,j}^a = \frac{D_{i,j} - \hat{m}_{i,j}}{\sqrt{\hat{m}_{i,j}}}$$

Les $m_{i,j}$ du triangle supérieur peuvent être calculées à partir de la méthode de Chain Ladder en appliquant les étapes suivantes sur triangle supérieur des règlements cumulés :

- $\hat{C}_{i,n-i} = C_{i,n-i}$ pour $i=1, \dots, n$
- Effectuer Chain Ladder à l'envers : $\hat{C}_{i,j} = \frac{C_{i,j}}{\hat{f}_j}$ pour $i=1, \dots, 9$ et $j=n-i-1$
- Décumuler le triangle pour obtenir les $\hat{m}_{i,j}$

Une fois les résidus de Pearson estimés, le coefficient de surdispersion est estimé par la formule suivante :

$$\hat{\phi} = \frac{\sum_{i+j \leq n} \hat{r}_{i,j}^2}{N - p}$$

Et le coefficient de surdispersion dépendant de la colonne est donné par :

$$\phi_j = \begin{cases} \frac{N}{N-p} \frac{\sum_{i=1}^{n-j} \hat{r}_{i,j}^2}{n-j} \\ \min(\phi_{j-1}, \phi_{j-2}) \text{ si } j = n - 1 \end{cases}$$

Avec : $N=(n(n+1))/2$ et $p=2n-1$

Ce coefficient permet de calculer les résidus de Pearson ajustés donnés par :

$$\begin{aligned}
 R_{i,j} &= \hat{r}_{i,j}^a - \bar{r}_j \\
 \hat{r}_{i,j}^a &= \frac{D_{i,j} - \hat{m}_{i,j}}{\sqrt{\hat{m}_{i,j}}} \sqrt{\frac{\frac{N}{N-p}}{\hat{\phi}_j}} \\
 \bar{r}_j &= \frac{\sum_{i=1}^{n-j} \hat{r}_{i,j}^a}{n-j}
 \end{aligned}$$

Ce sont les résidus de Pearson ajustées que nous allons utiliser pour générer la distribution du Current estimate.

3.4 Ajustement pour risque par approche VaR

Le calcul de l'ajustement pour risque par approche VaR est donné par :

$$RA_\alpha = VaR_\alpha(CE) - \bar{CE}$$

Avec :

\bar{CE} : La valeur moyenne de la CE dans la distribution.

$VaR_\alpha(CE)$: La Value at Risk de niveau de confiance α associée à la CE.

L'ajustement pour risque par l'approche VaR dépend donc du seuil de confiance qui dépend de l'appétit de l'entité au risque.

Nous disposons d'une distribution des CE. La Value at Risk $VaR_\alpha(CE)$ peut être calculée soit directement à partir de la distribution empirique, ou bien en approchant la distribution par une loi usuelle.

4 Application à un contrat AT

Travaillant sur une branche ayant une durée de couverture inférieure à une année, nous allons modéliser le passif par PAA. Pour la partie du passif LIC, nous serons amenés à calculer uniquement le Current Estimate et l'ajustement pour risque. Quant à la partie LRC, nous estimons une seule provision basée sur les primes non encore acquises PPNA.

4.1 Description des données

Les données dont nous disposons sont des triangles de règlements correspondants à la branche Accident de Travail comportant 20 années de survenance allant de l'année 2002 jusqu'à l'année 2021, et 10 ans de développement. Chaque ligne de ces triangles représente les montants versés au cours du temps pour une année de survenance. Ainsi, la première ligne du triangle représente les sommes successivement versées par l'assurance au titre des sinistres

survenus en 2002. Et chaque colonne représente une année de développement, c'est-à-dire le nombre d'années entre la survenance du sinistre et son règlement. Ces triangles ne possèdent que la partie supérieure, et nous permettrons de calculer, suivant les méthodes détaillées précédemment, les différents blocs du passif.

decumule	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19
2002	170399	233194	241125	269489	292554	292886	291587	292673	293247	293520	293127	293732	292126	280157	272962	249077	247510	247650	246300	244165
2003	196008	254169	314090	340672	336741	335907	333511	331249	332484	332487	332579	328202	317228	309657	286366	287680	289903	290638	290740	
2004	137395	266733	274029	268602	271792	274027	273188	273270	273290	273969	242000	240625	242075	244185	244452	237054	236933	230335		
2005	228153	249712	248060	250192	245343	247499	247729	248373	254148	257328	244172	234840	210819	211398	212203	212384	211312			
2006	199816	229817	218743	208817	208297	209751	210542	211073	212685	200577	193602	194631	196229	187065	187446	178702				
2007	187236	222481	214589	212083	213688	213622	213430	218899	207373	202755	206515	206138	195031	194875	188237					
2008	184862	214968	212552	210098	214544	217143	218257	208998	202382	189356	191097	191222	191080	190282						
2009	236112	274117	273900	274804	280008	281972	271569	268687	268761	260846	257720	258093	259976							
2010	269988	309406	317130	318953	334453	318043	311359	313045	311649	274064	275517	275482								
2011	346266	345106	338352	340226	337697	336713	335168	338547	281924	265775	265517									
2012	354104	363063	363307	353691	348796	345313	344408	344437	313067	276036										
2013	281847	302968	302997	304283	311960	313454	317632	319555	276345											
2014	288372	327027	325500	327303	332351	337126	334244	309164												
2015	348072	339149	336135	339838	343202	343758	344779													
2016	330091	334513	319362	328057	328932	332849														
2017	365230	364367	350169	349337	349087															
2018	378705	375490	372655	377583																
2019	384688	386445	374059																	
2020	292946	284012																		
2021	314600																			

Nous disposons également d'une base de données des primes contenant les primes émises chaque année selon l'exercice comptable et l'exercice d'émission, ainsi que les primes acquises.

4.2 Mise en as-if des données

L'assurance AT est considérée comme une branche longue. Les assureurs doivent souvent attendre une longue période avant de clore certains sinistres. Ce phénomène est provoqué par plusieurs facteurs comme la longueur possible de la période d'indemnisation, le long processus menant à reconnaître une blessure comme étant résultante du travail, les déclarations tardives, etc. De ce fait, si un sinistre identique à un sinistre datant de 2002 survenait aujourd'hui il n'aurait probablement pas le même coût, à cause de l'augmentation des frais médicaux hospitaliers et du prix du matériel médical comme par exemple le coût des prothèses. C'est ce qu'on appelle la mise en « as-if ».

La revalorisation des charges de sinistres pour prendre en compte l'inflation est une étape très importante. Nous disposons les informations sur l'indice d'inflation à partir de l'année 1960 jusqu'à 2021, l'année 2022 n'étant pas encore terminée. Afin de prendre en compte l'inflation future, nous allons projeter cet indice. Avant cela, nous allons faire quelques rappels fondamentaux.

a-La méthode de revalorisation des sinistres

Soit X_k le montant d'un sinistre remboursé au cours de l'année k , I_k représentant l'indice d'inflation qui sera l'indice de revalorisation de l'année k et X_n un sinistre remboursé au cours de l'année k vu en n .

- **Si $k \leq 2021$:**

Le sinistre remboursé au cours de l'année k vu en 2021 est revalorisé comme suit :

$$X_k^{2021} = \frac{I_{2021}}{I_k} \cdot X_k$$

- **Si $k \geq 2021$:**

Le sinistre remboursé au cours de l'année k vu en 2021 est revalorisé comme suit :

$$X_k^{2021} = \frac{I_k}{I_{2021}} \cdot X_k$$

b. Modélisation de l'indice d'inflation

Nous disposons des triangles des règlements comportant 20 années de survenance allant de l'année 2002 jusqu'à l'année 2021 et 10 ans de développement, nous devons donc modéliser l'indice d'inflation pour faire des prévisions de 2022 jusqu'à 2041.

- Visualisation de la série :

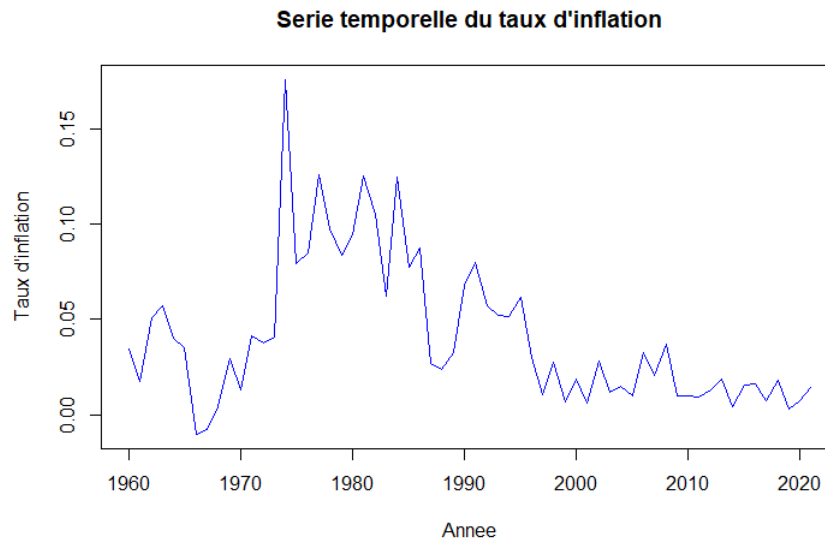


FIGURE 4.17 – L'évolution de l'indice d'inflation entre 1960 et 2020

- Stationnarité de la série :

La figure ci-dessus ne nous permet pas de juger la stationnarité de notre série. Afin de nous assurer si la série est stationnaire ou pas, nous effectuons le test racine unité pour détecter statistiquement s'il existe un comportement de tendance stochastique dans la série, moyennant le test d'hypothèse suivant :

H_0 : Présence d'une racine unité

H_1 : Absence d'une racine unité

Les résultats exposés ci-dessous sont obtenus en soumettant notre série au test de racine unitaire :

```
> adf.test(data_inf, alternative="stationary")
      Augmented Dickey-Fuller Test
data: data_inf
Dickey-Fuller = -1.9747, Lag order = 3, p-value = 0.5851
alternative hypothesis: stationary
```

FIGURE 4.18 – Résultat du test racine unité pour la série des indices d'inflation

Le p-value du test Dickey Fuller augmenté est supérieur à 5%, donc nous rejetons au seuil 5% l'existence d'une racine unité.

Nous retranchons ainsi la tendance afin d'obtenir une série stationnaire que nous allons modéliser par la suite. Cette série est présentée sur la figure ci-dessous.

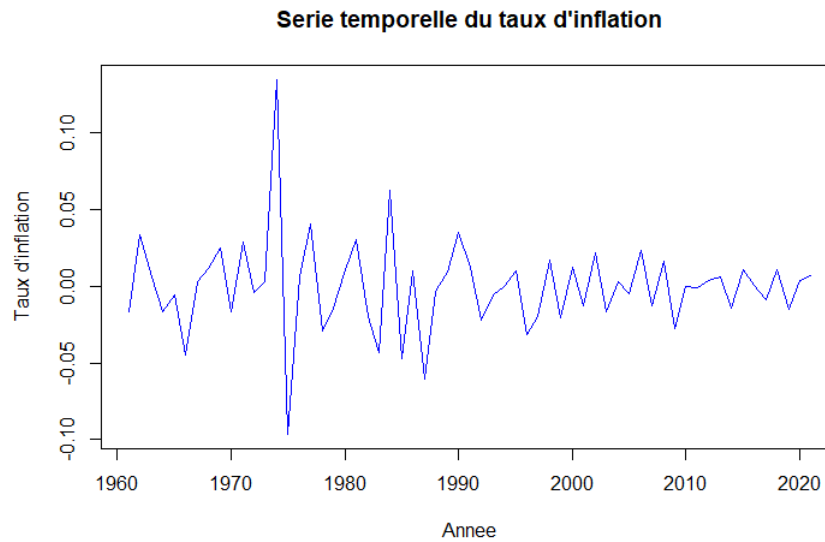
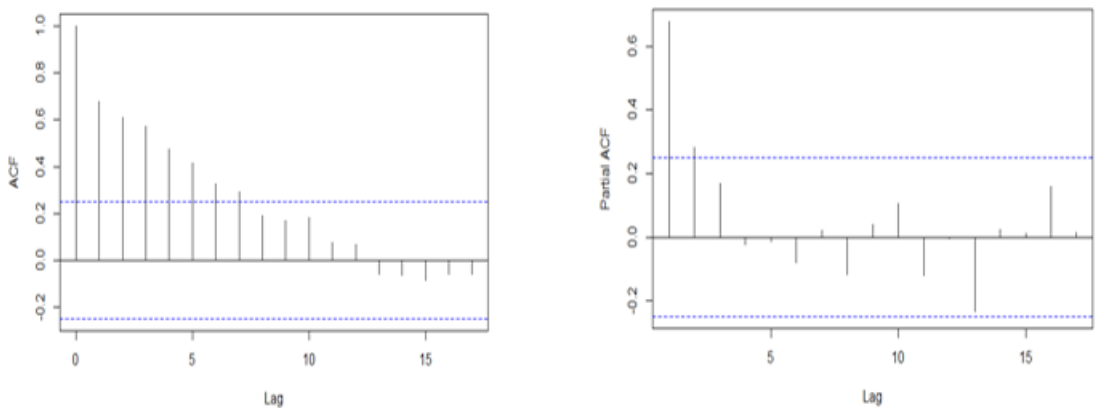


FIGURE 4.19 – Figure : la série des indices d'inflation après stationnarisation

- Modélisation de la série :

Pour modéliser une série chronologique, deux outils sont fondamentaux pour le choix des ordres p et q : Ce sont les autocorrélations (ACF) et les autocorrélations partielles (PACF) correspondants respectivement à $MA(q)$ et $AR(p)$:



D'après les deux corrélogrammes, simple et partiel, présentés ci-dessus, nous utilisons le modèle ARMA (p, q) pour modéliser notre série en choisissant $p_{max} = 2$ et $q_{max} = 3$.

Plusieurs modèles ont été appliqués : $AR(1)$, $AR(2)$, $MA(1)$, $MA(2)$, $MA(3)$, $ARMA(1,0,1)$, $ARMA(2,0,1)$, $ARMA(1,0,2)$, $ARMA(2,0,2)$, $ARMA(1,0,3)$, $ARMA(2,0,3)$. Ce sont des mo-

dèles sans constante bien évidemment puisque nous avons retranché la tendance qui comporte la constante.

La sélection du modèle adéquat a été faite sous la base du test d'AKAIKE. Le modèle retenu est celui ayant la valeur minimale, ce qui correspond au modèle ARIMA(1,0,1).

```
> mod_retenu=arima(data_inflation,order=c(1,0,1))
> mod_retenu

Call:
arima(x = data_inflation, order = c(1, 0, 1))

Coefficients:
      ar1      ma1  intercept
  0.8926 -0.4414   0.0375
s.e.  0.0684  0.1342   0.0158

sigma^2 estimated as 0.0006927:  log likelihood = 137.15,  aic = -266.29
```

Le modèle s'écrit comme suit :

$$Y_t = 0,8926Y_{t-1} + Z_t - 0,4414Z_{t-1}$$

Nous visualisons sur la figure ci-après les valeurs observées et les valeurs estimées par le modèle :

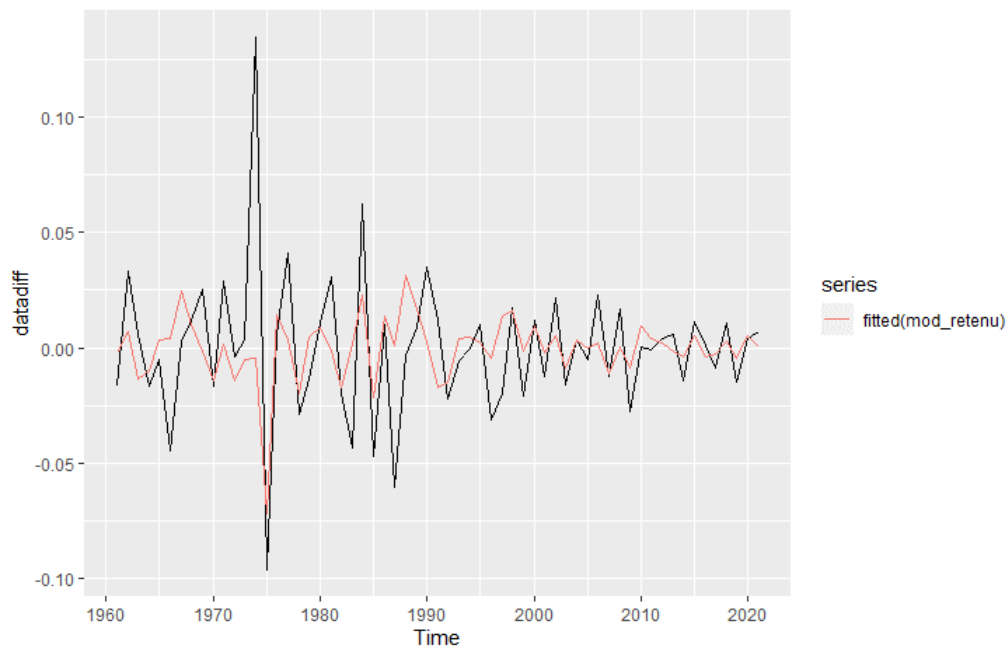


FIGURE 4.20 – Le modèle estimée des indices d'inflation

- Validation du modèle :

Pour vérifier la pertinence du modèle, nous avons effectué les tests suivants sur les coefficients et les résidus.

- Le test de Student pour Y_{t-1} : p-value = 0.0375 < 0.05, alors la variable est significative.
- Le test de Student pour Z_{t-1} : p-value = 0.0158 < 0.05, alors la variable est significative.
- Le test de Ljung-Box : p-value < $2,2 \cdot 10^{-6}$ « 0.05, alors il n'existe aucune autocorrélation significative entre les résidus.
- Le test de Shapiro-Wilk : p-value = $1,119 \cdot 10^{-6}$ « 0.05, la normalité des résidus n'est pas vérifiée, mais puisque la taille de l'échantillon est très grande, et en appliquant le théorème centrale limite, on peut supposer la normalité des résidus.

Les tests ci-dessous montrent que le modèle est adéquat

-Prévisions des indices d'inflation

Après la modélisation de la série Y_t , nous allons faire des prévisions de l'indice d'inflation allant de l'année 2022 jusqu'à 2041. Les prévisions sont présentées ci-après :

Année	prévision
2022	0,01624561
2023	0,0185322
2024	0,02057311
2025	0,02239476
2026	0,02402069
2027	0,02547194
2028	0,02676727
2029	0,02792344
2030	0,02895538
2031	0,02987646
2032	0,03069858
2033	0,03143238
2034	0,03208734
2035	0,03267193
2036	0,03319371
2037	0,03365944
2038	0,03407513
2039	0,03444616
2040	0,03477732
2041	0,0307291

FIGURE 4.21 – Prévisions de l'indice d'inflation

En appliquant la méthode mentionnée précédemment, les règlements seront donc revalorisés par les triangles suivants :

- Si $k \leq 2021$:

k<2021	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19
2002	50%	120%	94%	143%	43%	69%	38%	144%	141%	155%	109%	75%	317%	90%	86%	186%	78%	462%	199%	100%
2003	120%	94%	143%	43%	69%	38%	144%	141%	155%	109%	75%	317%	90%	86%	186%	78%	462%	199%	100%	
2004	94%	143%	43%	69%	38%	144%	141%	155%	109%	75%	317%	90%	86%	186%	78%	462%	199%	100%		
2005	143%	43%	69%	38%	144%	141%	155%	109%	75%	317%	90%	86%	186%	78%	462%	199%	100%			
2006	43%	69%	38%	144%	141%	155%	109%	75%	317%	90%	86%	186%	78%	462%	199%	100%				
2007	69%	38%	144%	141%	155%	109%	75%	317%	90%	86%	186%	78%	462%	199%	100%					
2008	38%	144%	141%	155%	109%	75%	317%	90%	86%	186%	78%	462%	199%	100%						
2009	144%	141%	155%	109%	75%	317%	90%	86%	186%	78%	462%	199%	100%							
2010	141%	155%	109%	75%	317%	90%	86%	186%	78%	462%	199%	100%								
2011	155%	109%	75%	317%	90%	86%	186%	78%	462%	199%	100%									
2012	109%	75%	317%	90%	86%	186%	78%	462%	199%	100%										
2013	75%	317%	90%	86%	186%	78%	462%	199%	100%											
2014	317%	90%	86%	186%	78%	462%	199%	100%												
2015	90%	86%	186%	78%	462%	199%	100%													
2016	86%	186%	78%	462%	199%	100%														
2017	186%	78%	462%	199%	100%															
2018	78%	462%	199%	100%																
2019	462%	199%	100%																	
2020	199%	100%																		
2021	100%																			

- Si $k \geq 2021$:

k>2021	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	
2002																					
2003																					116%
2004																					132%
2005																					147%
2006																					160%
2007																					171%
2008																					182%
2009																					191%
2010																					199%
2011																					207%
2012																					213%
2013																					219%
2014																					224%
2015																					229%
2016																					233%
2017																					237%
2018																					240%
2019																					243%
2020																					246%
2021																					248%

4.3 Test d'hypothèses et estimation des provisions

a- Test d'hypothèses

L'utilisation de la méthode Chain Ladder repose sur la validation de l'hypothèse de l'indépendance des facteurs de développement. Cette hypothèse peut être vérifiée graphiquement ou numériquement.

Pour la vérification graphique, nous générons pour chaque j fixé un graphe de couples $C_{i,j}, C_{i,j+1}$, i allant de 0 jusqu'à $n-j-1$. Il suffit de trouver un nuage de points s'alignant autour d'une droite fictive passant par l'origine pour valider l'hypothèse.

Nous avons $j=0,1, \dots, 19$. Nous allons se contenter de ne présenter les nuages de points que pour $j=0, \dots, 5$.

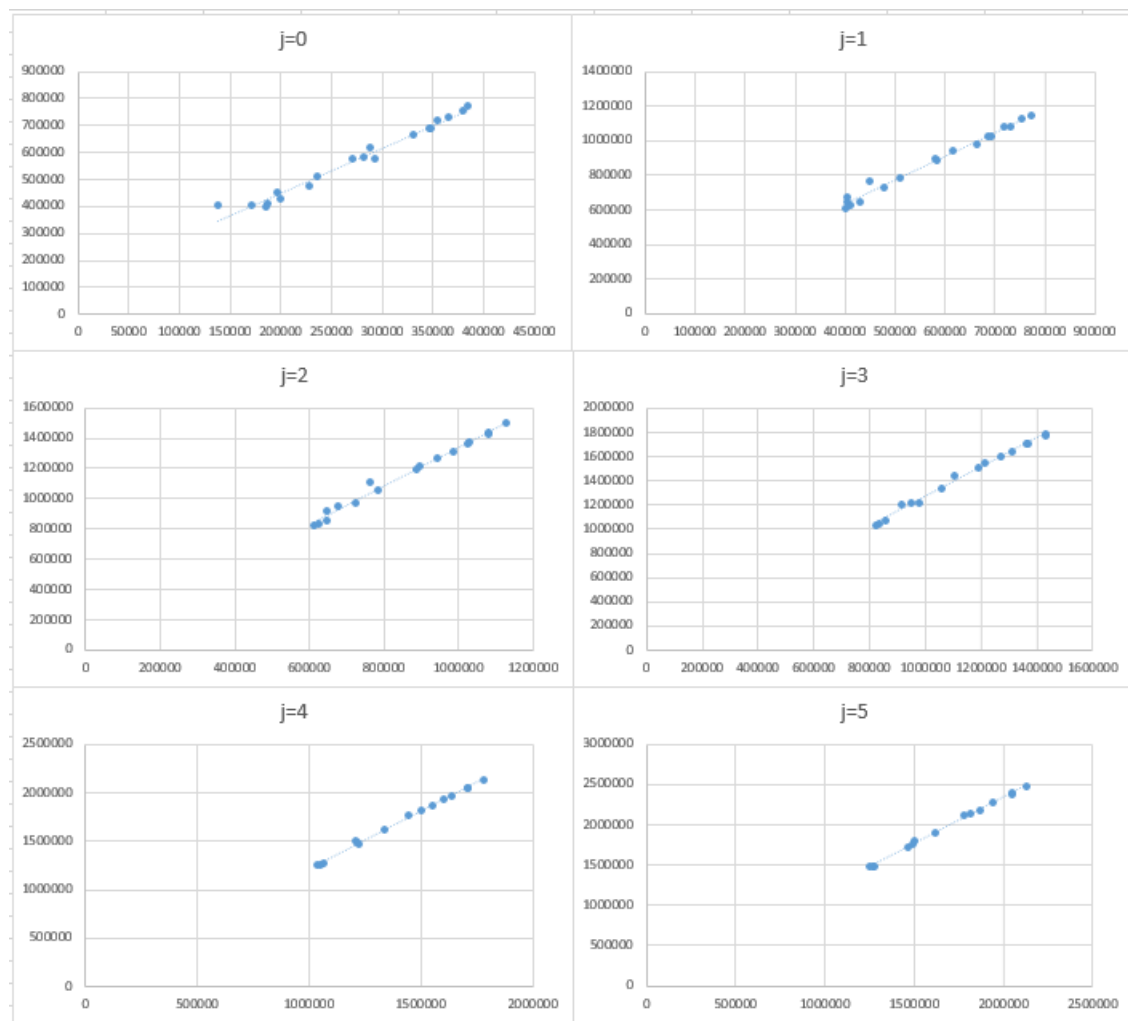


FIGURE 4.22 – Résultats des tests d’indépendance des facteurs de développement pour $j=0, \dots, 5$

La figure ci-dessus montre que l’hypothèse est généralement vérifiée à l’exception de l’année de développement 0 où les couples $(C_{i,0}, C_{i,1})$ sont sensiblement alignés sur une droite.

Pour la vérification numérique, elle repose sur l’usage du D-triangle qui est un tableau triangulaire formé des coefficients de passage d’une colonne à l’autre. Il faut calculer pour chaque colonne des coefficients quelques statistiques basiques, à savoir : l’espérance, l’écart-type et le coefficient de variation.

Test numerique de la stabilite des facteurs de developpement																			
237%	160%	142%	132%	124%	119%	116%	114%	112%	111%	110%	109%	108%	107%	106%	106%	105%	105%		
230%	170%	145%	130%	123%	119%	116%	114%	112%	111%	110%	108%	108%	107%	106%	106%	106%	105%		
294%	168%	140%	129%	122%	118%	115%	113%	112%	109%	109%	108%	108%	107%	106%	106%	105%			
209%	152%	134%	125%	120%	117%	114%	113%	112%	110%	109%	107%	107%	106%	106%	106%				
215%	151%	132%	124%	120%	117%	114%	113%	111%	109%	108%	108%	107%	107%	106%					
219%	152%	134%	126%	120%	117%	115%	112%	111%	110%	109%	108%	107%	107%	106%					
216%	153%	134%	126%	121%	117%	114%	112%	110%	109%	108%	108%	107%							
216%	154%	135%	126%	121%	117%	114%	112%	111%	110%	109%	108%								
215%	155%	136%	128%	121%	117%	114%	113%	110%	109%	108%									
200%	149%	133%	125%	120%	116%	114%	110%	109%	108%										
203%	151%	133%	124%	119%	116%	114%	111%	109%											
207%	152%	134%	126%	121%	117%	115%	111%												
213%	153%	135%	126%	121%	117%	114%													
197%	149%	133%	125%	120%	117%														
201%	148%	133%	125%	120%															
200%	148%	132%	124%																
199%	149%	134%																	
200%	149%																		
197%																			
moyenne	2,142	1,534	1,352	1,264	1,210	1,173	1,147	1,124	1,107	1,096	1,088	1,080	1,073	1,066	1,060	1,057	1,054	1,052	1,048
ecart-type	0,217	0,061	0,034	0,022	0,013	0,009	0,007	0,010	0,012	0,008	0,005	0,005	0,004	0,003	0,002	0,001	0,001	0,001	0,000
CV	0,101	0,040	0,025	0,017	0,011	0,008	0,007	0,009	0,010	0,007	0,005	0,005	0,003	0,003	0,001	0,001	0,001	0,001	0,000

Le coefficient de variation est petit dès la première colonne et il continue à diminuer d’une année de développement à l’autre. Il semble clair que nous avons une volatilité négligeable et que par conséquent, l’indépendance des facteurs de développement par année de survenance est établie.

b- Estimation des provisions

Avant de passer à l’application de la méthode Chain Ladder pour estimer les provisions, nous devons d’abord revaloriser les montants des règlements à l’aide de matrice de revalorisation construite dans la partie mise en as-if concernant les règlements passés (k2021).

Il s’agit de multiplier élément par élément le triangle des règlements par le triangle supérieure de matrice de revalorisation. Nous obtenons donc le triangle de règlements revalorisés suivant :

Revalorisé	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19
2002	85452	279968	226354	384487	124864	201076	110043	422195	413787	453735	319280	218966	925931	252113	234011	462718	192359	1144402	489118	244165
2003	235324	238599	448120	145401	231184	126769	481106	467409	513966	362151	247925	1040280	285473	265470	531991	223578	1339651	577168	290740	
2004	128978	380554	116957	184404	102573	395296	385481	422432	297673	204233	767051	216538	207532	453630	189982	1095434	470518	230335		
2005	325511	106579	170301	94421	353918	349234	382949	270532	189458	815635	219730	201329	391644	164293	980597	421766	211312			
2006	85283	157777	82552	301229	293917	324241	229327	157347	674131	180499	165976	361572	152504	864433	372242	178702				
2007	128543	83963	309555	299260	330327	232681	159104	693829	186614	173823	383649	160206	901244	386995	188237					
2008	69766	310102	299921	324777	233685	161872	691795	188077	173503	351771	148516	883643	379459	190282						
2009	340603	386793	423405	299322	208736	893746	244385	230347	499286	202723	1190933	512537	259976							
2010	380966	478292	345424	237768	1060091	286206	266930	581553	242206	1266462	547139	275482								
2011	535272	375896	252229	1078391	303893	288665	622650	263111	1302783	527794	265517									
2012	385697	270650	1151548	318286	299024	641497	267665	1591657	621710	276036										
2013	210107	960298	272667	260863	579536	243608	1467791	634593	276345											
2014	914031	294291	279053	608040	258295	1557871	663763	309164												
2015	313230	290754	624447	264113	1585951	682657	344779													
2016	282988	621434	248200	1515966	653215	332849														
2017	678498	283177	1618146	693737	349087															
2018	294320	1735155	740043	377583																
2019	1777660	767428	374059																	
2020	581752	284012																		
2021	314600																			

Passons maintenant à l’estimation empirique des coefficients de développement avec lesquels nous allons remplir la partie inférieure du triangle cumulé. Voici les coefficients :

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19
Link Ratios	2,071	1,525	1,365	1,284	1,241	1,204	1,188	1,156	1,138	1,125	1,12	1,116	1,092	1,095	1,0987	1,101	1,105	1,055	1,035

Après la décumulation, nous revalorisons les règlements futurs estimés à l'aide de la matrice de revalorisation du triangle inferieure de la même manière que pour les règlements passés.

Finalement, nous obtenons le triangle revalorise suivant :

	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	
2002																					
2003																					1606780
2004																				1389658	1381793
2005																			1587245	1471477	1299048
2006																	1263052	1525714	1260639	1094756	
2007																1261196	1504050	1677376	1343438	1147936	
2008																	1185258	1416539	1556775	1741651	1354957
2009																1508987	1794659	1976078	2176422	2441817	1849060
2010																1747811	1893495	2072475	2289022	2526043	2841391
2011																1729029	2057769	2035409	2234897	2475337	2736537
2012																2104412	2313766	2263117	2492135	2767314	3064267
2013																1562024	1835384	2016117	2213278	2142938	2366068
2014																1660915	1949827	2117936	2320567	2543971	2440600
2015																1547238	1804430	1961719	2119533	2317024	2536956
2016																1445928	1812794	1961846	2116688	2276194	2483244
2017																1588054	1948422	2283928	2444021	2619387	2805037
2018																1697158	2147602	2556612	2899148	3353538	3524037
2019																664568	852067	1014633	1192999	1339597	1541454
2020																440444	558815	676629	792544	922297	1027013
2021																1536971	1948531	2235480	2601715	2757123	2937729
																1697158	2147602	2556612	2899148	3353538	3524037
																1547238	1804430	1961719	2119533	2317024	2536956
																1445928	1812794	1961846	2116688	2276194	2483244
																1588054	1948422	2283928	2444021	2619387	2805037
																1697158	2147602	2556612	2899148	3353538	3524037
																664568	852067	1014633	1192999	1339597	1541454
																440444	558815	676629	792544	922297	1027013
																1536971	1948531	2235480	2601715	2757123	2937729
																1697158	2147602	2556612	2899148	3353538	3524037
																1547238	1804430	1961719	2119533	2317024	2536956
																1445928	1812794	1961846	2116688	2276194	2483244
																1588054	1948422	2283928	2444021	2619387	2805037
																1697158	2147602	2556612	2899148	3353538	3524037
																664568	852067	1014633	1192999	1339597	1541454
																440444	558815	676629	792544	922297	1027013
																1536971	1948531	2235480	2601715	2757123	2937729
																1697158	2147602	2556612	2899148	3353538	3524037
																1547238	1804430	1961719	2119533	2317024	2536956
																1445928	1812794	1961846	2116688	2276194	2483244
																1588054	1948422	2283928	2444021	2619387	2805037
																1697158	2147602	2556612	2899148	3353538	3524037
																664568	852067	1014633	1192999	1339597	1541454
																440444	558815	676629	792544	922297	1027013
																1536971	1948531	2235480	2601715	2757123	2937729
																1697158	2147602	2556612	2899148	3353538	3524037
																1547238	1804430	1961719	2119533	2317024	2536956
																1445928	1812794	1961846	2116688	2276194	2483244
																1588054	1948422	2283928	2444021	2619387	2805037
																1697158	2147602	2556612	2899148	3353538	3524037
																664568	852067	1014633	1192999	1339597	1541454
																440444	558815	676629	792544	922297	1027013
																1536971	1948531	2235480	2601715	2757123	2937729
																1697158	2147602	2556612	2899148	3353538	3524037
																1547238	1804430	1961719	2119533	2317024	2536956
																1445928	1812794	1961846	2116688	2276194	2483244
																1588054	1948422	2283928	2444021	2619387	2805037
																1697158	2147602	2556612	2899148	3353538	3524037
																664568	852067	1014633	1192999	1339597	1541454
																440444	558815	676629	792544	922297	1027013
																1536971	1948531	2235480	2601715	2757123	2937729
																1697158	2147602	2556612	2899148	3353538	3524037
																1547238	1804430	1961719	2119533	2317024	2536956
																1445928	1812794	1961846	2116688	2276194	2483244
																1588054	1948422	2283928	2444021	2619387	2805037
																1697158	2147602	2556612	2899148	3353538	3524037
																664568	852067	1014633	1192999	1339597	1541454
																440444	558815	676629	792544	922297	1027013
																1536971	1948531	2235480	2601715	2757123	2937729
																1697158	2147602	2556612	2899148	3353538	3524037
																1547238	1804430	1961719	2119533	2317024	2536956
																1445928	1812794	1961846	2116688	2276194	

4.5 Calcul du Risk Adjustment

- Distribution du Current Estimate :

- Calcul des moyennes estimées $\hat{m}_{i,j}$ comme détaillé dans la partie précédente concernant Ajustement pour risque ;

mij	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19
2002	3725143	131043	135653	140425	145365	150478	155772	161251	166924	172796	178874	185167	191681	198424	205404	212629	220109	227852	235868	244165
2003	3078597	168917	178185	187962	198275	209154	220630	232735	245505	258976	273185	288174	303986	320665	338259	356819	376397	397049	418835	
2004	1136885	119880	132520	146494	161941	179017	197894	218761	241828	267328	295517	326678	361124	399203	441297	487830	539270	596134		
2005	1213891	122451	134804	148402	163372	179852	197995	217967	239955	264160	290807	320142	352437	387989	427127	470214	517647			
2006	1117093	110211	121084	133030	146154	160574	176416	193820	212943	233951	257032	282391	310251	340860	374489	411435				
2007	1295085	123117	134821	147638	161673	177043	193873	212304	232487	254588	278790	305294	334316	366098	400901					
2008	1408254	129174	141022	153958	168080	183497	200329	218704	238765	260666	284576	310679	339176	370288						
2009	1530395	177051	197534	220387	245883	274330	306067	341475	380981	425056	474231	529095	590305							
2010	1723896	206042	230669	258238	289103	323657	362341	405649	454132	508411	569177	637205								
2011	1785142	223809	251869	283447	318984	358976	403982	454630	511629	575773	647960									
2012	1822960	251116	285707	325064	369842	420788	478753	544702	619735	705105										
2013	1533846	239926	277456	320856	371044	429084	496202	573818	663576											
2014	1461047	274929	326663	388132	461168	547947	651056	773567												
2015	1345163	274959	331162	398854	480381	578574	696838													
2016	1240220	299239	371439	461060	572304	710390														
2017	1330997	378582	486264	624575	802226															
2018	1238218	451581	616273	841029																
2019	1254542	659144	1005461																	
2020	418010	447754																		
2021	314600																			

- Calcul des résidus de Pearson $r_{i,j}$, puis des résidus de Pearson ajustés $R_{i,j}$;

Rij	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19
2002	-1,09	0,06	-0,09	0,64	-0,48	-0,19	-0,62	0,67	0,77	0,93	0,41	-0,15	2,03	0,17	-0,06	0,79	-0,38	1,16	0,91	0,00
2003	-0,82	-0,31	0,53	-0,61	-0,27	-0,76	0,60	0,39	0,65	0,06	-0,37	2,00	-0,36	-0,39	0,58	-0,75	1,62	-0,25	-0,91	
2004	-0,13	0,59	-0,55	-0,28	-0,64	0,52	0,36	0,30	-0,17	-0,54	1,52	-0,59	-0,67	0,08	-1,09	1,44	-0,42	-0,91		
2005	0,01	-0,64	-0,33	-0,68	0,40	0,31	0,35	-0,25	-0,58	1,66	-0,55	-0,62	-0,22	-1,07	1,78	-0,45	-0,83			
2006	-0,16	-0,35	-0,65	0,32	0,25	0,33	-0,18	-0,58	1,52	-0,52	-0,65	-0,03	-0,71	2,17	-0,21	-1,03				
2007	-0,21	-0,74	0,27	0,21	0,31	-0,18	-0,55	1,34	-0,57	-0,61	0,14	-0,70	1,06	-0,05	-0,99					
2008	-0,32	0,20	0,19	0,28	-0,13	-0,52	1,59	-0,55	-0,64	0,01	-0,80	1,40	-0,22	-0,90						
2009	-0,15	0,20	0,32	-0,17	-0,52	1,77	-0,61	-0,77	-0,02	-0,94	1,88	-0,31	-0,91							
2010	-0,21	0,35	-0,10	-0,52	2,01	-0,55	-0,70	0,03	-0,99	1,64	-0,33	-1,01								
2011	-0,12	-0,08	-0,48	2,04	-0,44	-0,65	0,21	-0,93	1,72	-0,43	-1,26									
2012	-0,25	-0,51	2,08	-0,47	-0,59	0,20	-0,97	1,98	-0,38	-1,26										
2013	-0,26	1,69	-0,49	-0,62	0,18	-0,95	2,10	-0,30	-1,30											
2014	0,37	-0,51	-0,61	0,14	-0,90	2,10	-0,38	-1,34												
2015	-0,07	-0,52	0,33	-0,80	2,28	-0,17	-1,18													
2016	-0,04	0,34	-0,80	2,14	-0,22	-1,26														
2017	0,26	-0,81	2,09	-0,30	-1,24															
2018	-0,03	2,37	-0,23	-1,29																
2019	1,31	-0,37	-1,48																	
2020	1,09	-0,95																		
2021	0,83																			

- Application de la méthode de Bootstrap pour B= 1000 simulations en utilisant le triangle décumulé donné par :

$$D_{i,j}^k = \hat{m}_{i,j} + R_{i,j}^k \sqrt{\hat{m}_{i,j} \times \hat{\phi}_j} \text{ pour } k = 1, \dots, 1000$$

- Calcul du Current Estimate CE^k pour chaque simulation, nous obtenons donc une distribution du Current Estimate CE^1, \dots, CE^{1000} ;

• **Risk Adjustment :**

Reconstruire, à partir de la dernière diagonale connue, les données du triangle supérieur à l'aide des coefficients de développement calculés en étape 1.

Cette étape consiste à calculer la VaR_α en modélisant la distribution du current estimate par approximation a des lois usuelles, puis nous calculons la VaR_α empiriquement. Fixons d'abord un niveau de confiance, soit $\alpha = 0,95$.

Nous avons choisi d'approcher la distribution de CE par la loi normale, la loi log-normale, et la loi exponentielle. Le tableau suivant résume les paramètres estimés pour chacune des lois et les résultats du test Kolmogorov-Smirnov.

Lois	Normale	Log-normale	Exponentielle
Paramètres	$\mu = 91772698.1$ $\sigma = 20278267.3$	$\mu = 18.3138$ $\sigma = 0.2183$	$\lambda = 1.089 \cdot 10^{-8}$
Test K-S	p-value= 0.01313	p-value= 0.07439	p-value< $2 \cdot 10^{-16}$

FIGURE 4.24 – Les paramètres estimés pour chacune des lois et les résultats du test Kolmogorov-Smirnov

Le test de Kolmogorov-Smirnov permet de sélectionner le modèle adéquat à la distribution. Pour notre cas, c'est le modèle ayant une p-value $> 5\%$ correspondant à la loi log-normale.

Ci-dessous la fonction de répartition du Current Estimate en rouge ainsi que celle de la loi log-normale log-N (18.31, 0.21) par laquelle nous avons approché le modèle.

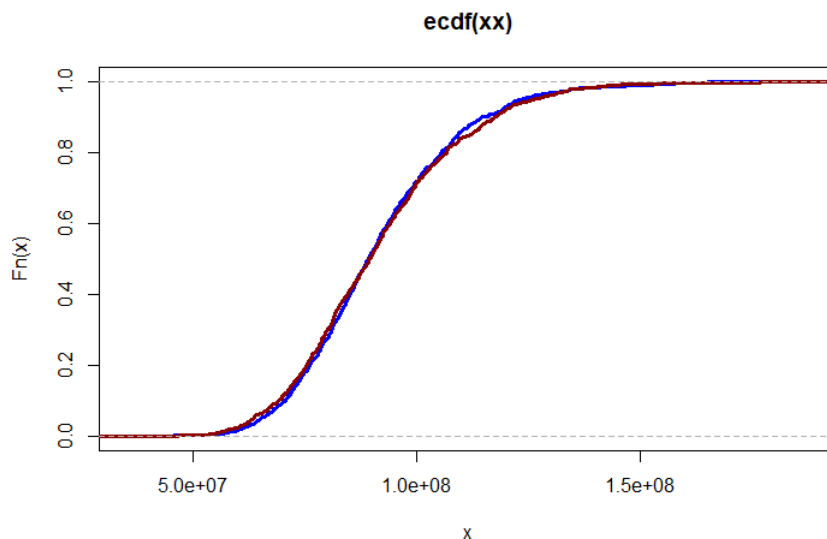


FIGURE 4.25 – La fonction de répartition de CE et du modèle log-normale

Calculons donc le RA_α avec $\alpha = 0.95$:

$$RV_\alpha = VaR_\alpha(CE) - \bar{CE}$$

	\bar{CE}	$VaR_\alpha(CE)$	RA_α
empirique	91446485	126064756	34618271
Par log-normal	90119317	123786737	33667421

FIGURE 4.26 – Calcul de la VaR et du RA empiriquement et par log-normale

4.6 Calcul des provisions pour primes non acquises

La méthode PAA suggère de remplacer les trois blocs de la partie du passif relatif à la couverture future (LRC) par une seule provision basée sur les primes non acquises (PPNA) réduits des frais d'acquisition.

Il s'agit de la provision constituée, pour l'ensemble des contrats en cours, afin de couvrir la fraction des primes émises qui doit être allouée à l'exercice comptable suivant.

Cette provision est donnée par la différence entre les primes émises et les primes acquises.

Nous possédons un montant de **8 152 178 MAD** des primes émises pour l'année 2021 dont **6 482 572 MAD** pour les primes acquises.

La PPNA a la date d'inventaire est donc égale a : **1 795 548 MAD**

Chapitre 5

Conclusion

Dans ce mémoire, nous avons présenté le cadre théorique de la nouvelle norme de comptabilisation des contrats d'assurance « IFRS 17 : Contrats d'assurance ». Dans ce sens, nous avons abordé l'objectif derrière cette norme et ses principes fondamentaux, les nouveaux éléments du passif technique permettant sa valorisation, à savoir : Le Current Estimate, le Risk Adjustment et la Contractual Service Margin. Ainsi que les modèles de comptabilisation introduits par cette norme.

Quant à la partie pratique, c'est une application de l'IFRS 17 sur un portefeuille de contrats Accidents de Travail dans le but d'étudier l'impact de la norme sur le provisionnement pour cette branche. Etant une branche de courte durée, nous avons procédé par le modèle Premium Allocation Approach. Pour cela, nous avons d'abord construit la courbe des taux zéro-coupon par deux méthodes : Par le bootstrapping en effectuant une interpolation linéaire, et par le modèle de Cox-Ingersoll-Ross.

Cette courbe sert à actualiser les flux de trésorerie futurs dont la somme constitue le Current Estimate. Ces flux futurs ont été estimés à l'aide de Chain Ladder en revalorisant les charges passées et futures par l'indice d'inflation projeté par le modèle Autoregressive integrated moving average qui a été calibré en se basant sur l'historique de l'inflation au Maroc. Ensuite, nous avons estimé la Value at Risk par la méthode de bootstrap qui nous a servi pour le calcul de l'ajustement our risque non financier par approche VaR. Et finalement, nous avons calculé la provision pour primes non acquises.

Concernant les difficultés rencontrées dans cette partie, c'était la recherche de la prime de risque qui minimise l'écart entre la courbe des taux modélisée par CIR et celle construite par bootstrapping, ainsi que le calcul de la prime de liquidité qui s'est avérée faible dans notre

cas, donc nous l'avons négligée.

En conclusion, nous avons constaté que les changements induits par la norme IFRS 17 sur le processus du provisionnement sont importants et nécessitent énormément d'efforts par les compagnies d'assurance pour son application.

Annexe

- Code R pour la revalorisation as-if

```
9 #Importation de data
10 data <- read_excel("C:/Users/HP/Desktop/inflation.xlsx")
11 data_inflation=ts(data=data[,2],start=1960)
12
13 #Visualisation de la serie temporelle'
14 plot(data_inflation,type = "l", xlab="Annee",ylab = "Taux d'inflation", main="Serie temporelle du taux d'inflation")
15
16 #Test de Dickey et Fuller
17 adf.test(data_inflation, alternative="stationary")
18
19 #Retrancher la tendance: Calcul de la difference
20 data_inflation<-diff(data_inflation)
21 datadiff
22 plot(data_inflation,type = "l", xlab="Annee",ylab = "Taux d'inflation", main="Serie temporelle du taux d'inflation")
23 pacf(data_inflation)
24 acf(data_inflation)
25
26 #Modeles: on choisit pmax=2 et qmax=3
27 aicvec=c()
28 aicvec1=c()
29 for (i in 0:2){
30   for (j in 0:3){
31     aicvec=c(aicvec,list(c(arima(data_inflation,order=c(i,0,j))$aic,i,j)))
32     aicvec1=c(aicvec1,arima(data_inflation,order=c(i,0,j))$aic)
33   }
34 }
35 #Choix du modele retenu
36 aicvec1
37 min(aicvec1)
38 mod_retenu=arima(data_inflation,order=c(1,0,1))
39 mod_retenu
40
41 #Tests de validation du modele
42 Box.test(mod_retenu$residuals,type="Ljung",fitdf=1)
43 residus=as.numeric(mod_retenu$residuals)
44 durbinwatsonTest(residus)
45
46 #valeurs attendues vs. observees:
47 autoplot(data_inflation) + autolayer(fitted(mod_retenu))
48
49 #previsions
50 prev_inflation<-forecast(mod_retenu,h=20)
51 plot(prev_inflation)
```

- Code R pour le calcul de l'ajustement pour risque

```

7 r=matrix(0,20,20)
8 D=matrix(0,20,20)
9 m=matrix(0,20,20)
10 p=c(1177755.94 , 518928.93 , 491331.97, 443454.53, 437305.53, 356184.75,
11      370954.21, 420866.60, 336993.34, 362323.86, 285991.34, 464484.37,
12      631635.22, 184797.73, 222704.69, 303904.39, 816253.10, 1634580.40,
13      191019.63, 191019.63)
14 #importation du vecteur des residus
15
16 v=c()
17 vec_data=read.csv("test.csv",sep=";",dec="," ,header=T)
18 for (i in 1:ncol(vec_data)){
19     v[i]=vec_data[1,i]
20 }
21
22 #Boucle des simulations
23 kkk=1000
24 N=1
25 BE_vec=c()
26 while (N<=kkk) {
27     v=sample(v)
28
29     #Remplir le triangle superieur des charges
30
31     for (i in 1:20){
32         if (i==1){
33             for (j in 1:20){
34                 if (j<=20-i+1){
35                     r[i,j]=v[j]
36                     a=j
37                 }
38             }
39         }
40         else {
41             s=a
42             for (j in 1:20){
43                 if(j<=20-i+1){
44                     r[i,j]=v[j+s]
45                     a=j+s
46                 }
47             }
48         }
49     }

```

```
49 #Importation du triangle des moyennes mij
50
51 mij=read.csv("test2.csv",sep=";",dec=".",header=T)
52 mij1=c()
53 for (i in 1:ncol(mij)){
54   mij1[i]=mij[1,i]
55 }
56
57 #Remplir le triangle superieur des mij
58
59 m=matrix(0,20,20)
60 for (i in 1:20){
61   if (i==1){
62     for (j in 1:20){
63       if (j<=20-i+1){
64         m[i,j]=mij1[j]
65         a=j
66       }
67     }
68   }
69   else {
70     s=a
71     for (j in 1:20){
72       if(j<=20-i+1){
73         m[i,j]=mij1[j+s]
74         a=j+s
75       }
76     }
77   }
78 }
79
80 #triangle des D
81 D=matrix(0,20,20)
82 for (i in 1:20){
83   for (j in 1:20){
84     D[i,j]=m[i,j] + sqrt(m[i,j]*p[j])*r[i,j]
85   }
86 }
```

```
88 #Construction du triangle de charges cumules
89
90 C=matrix(0,20,20)
91 for (i in 1:20){
92   C[i,1]=D[i,1]
93   for (j in 2:20){
94     C[i,j]=C[i,j-1]+D[i,j]
95   }
96 }
97
98 #Chain ladder
99
100 C1=C
101 n=ncol(C1)
102 L=rep(0,n-1)
103 for(j in 1:(n-1)){
104   L[j]=sum(C1[1:(n-j),j+1])/sum(C1[1:(n-j),j])
105   C1[(n-j+1):n,j+1]=L[j]*C1[(n-j+1):n,j]
106 }
107
108 #Decumuler le triangle de charges cumules C1
109 b=2
110 D1=matrix(0,20,20)
111 for (i in n:2){
112   for (j in b:n){
113     D1[i,j]=C1[i,j]-C1[i,j-1]
114   }
115 }
116 b=b+1
117 }
```

```
120 #Calcul du CE
121 f=rep(0,19)
122 l=2
123 k=0
124 i=20
125 for (j in 2:20){
126   s=0
127   s=s+D1[i,j]
128   i=i-1
129   k=k+1
130   f[k]=s
131   l=l+1
132 }
133 n=0
134 f=rep(0,19)
135 for (j in 2:20){
136   i=20
137   s=0
138   k=j
139   l=0
140 while(i>=2+n ){
141   s=s+D1[i,k+1]
142   i=i-1
143   l=l+1
144 }
145 f[j-1]=s
146 n=n+1
147 }
148 #Importation du deflateur ZC
149 TZC=c()
150 TZC_data=read.csv("TauxZC.csv",sep=";",dec=".",header=T)
151 for (i in 1:ncol(TZC_data)){
152   TZC[i]=TZC_data[1,i]
153 }
```

```

155 #Actualisation
156 cf_actualise=c()
157 for (i in 1:19){
158   cf_actualise[i]=f[i]*TZC[i]
159 }
160 BE=sum(cf_actualise)
161
162 BE_avant=sum(f)
163
164 BE_vec=c(BE_vec,BE)
165 N=N+1
166 }
167 #statistiques descriptives des CE simules
168
169 summary(BE_vec)
170 sd(BE_vec)
171 skewness(BE_vec)
172 kurtosis(BE_vec)
173
174 #modelisation de la distribution du BE et test de KS
175
176
177 d1<-fitdistr(BE_vec,"normal") #tester la loi normal
178 ks.test(BE_vec,"pnorm",90745224.6, 18240811.7)
179
180 d2<-fitdistr(BE_vec,"lognormal") #tester la loi log-normal
181 ks.test(BE_vec,"plnorm",18.303839596, 0.198355252)
182
183 d3<-fitdistr(BE_vec,"exponential") #tester la loi exponentielle
184 ks.test(BE_vec,"pexp",1.101986e-08 )
185
186 #Tracer CE et la fct de repartition de log norm
187
188 xx=rnorm(1000,18.313839596,0.218355252)
189 ecdf(xx)
190 plot(ecdf(xx),col = "blue",lwd=3)
191 lines(ecdf(BE_vec), col = "dark red", lwd=3)
192
193 #Calcul de VaR
194
195 VaR_empirique=quantile(BE_vec,0.95)
196 VaR_lnorm=quantile(rlnorm(1000,18.313839596,0.218355252),0.95)
197
198 #Calcul du RA (RA=VAR-moyenne)
199
200 moy_empirique=mean(BE_vec)
201 moy_lnorm=mean(rlnorm(1000,18.303839596,0.198355252))
202
203 RA_empirique=VaR_empirique-moy_empirique
204 RA_lnorm=VaR_lnorm-moy_lnorm
205

```

Bibliographie

- Marri, F. *Cours Assurance Non-Vie II*. INSEA.
- El Qalli, Y. *Cours Courbe des Taux et Produits à Revenu Fixe*. INSEA.
- El Qalli, Y. *Cours Simulation des modèles financiers*. INSEA.
- Siddiqi, F. Février, 2019. *Application de la norme IFRS 17, Contrats d'assurance*.
- Velut, M. Septembre, 2018. *Enjeux et modélisation de l'ajustement pour risque sous la norme IFRS 17*.
- El Bekri, H. Juin, 2019. *Evaluation du Passif selon la norme IFRS 17 en assurance non vie*.
- Lotfi, Y ; Moutaouakil, W. Juin, 2020. *IFRS 17 : Interprétation de la norme et étude d'impact pour le produit RC Auto*.
- Gadih, S. Juin, 2013. *Gestion actif-passif en assurance vie*.
- Renshow, A, E ; Verral, R, J. *A stochastic model underlying the chain ladder technique*, British Act.
- England, P ; Verral, R, J. *Analytic and bootstrap estimates of prediction errors in claims reserving*, Insurance : Mathematics and Economics.

Webographie

- <https://www.argusdelassurance.com/juriscope/cahiers-pratiques/l-evaluation-du-passif-un-modele-general-proche-de-la-directive-solvabilite-2.124129/>
- <https://www.actuarialab.net/>
- <https://www.bkam.ma/>
- <http://www.ressources-actuarielles.net/memoires/>
- <https://www.nts-advisory.com/index.php/2018/03/09/vers-un-renforcement-des-alliances-strategiques-ceo-cfo-cio-2/>
- <https://fiches-pratiques.chefdentreprise.com/Thematique/comptabilite-1098/FichePratique/norme-IFRS-17-tout-ce-qu-il-y-a-a-savoir-361623.htm/>
- <http://www.focusifrs.com/menu-gauche/normes-et-interpretations/textes-des-normes-et-interpretations/ifrs-17-contrats-d-assurance/>
- <https://www.galea-associes.eu/2017/04/taux-dactualisation-ifrs-17-role-methodologies/>
- <https://studylibfr.com/doc/3385788/construction-d-une-courbe-des-taux/>
- <https://www.fmsar.org.ma/entreprises/accidents-du-travail/>