



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

Risque AT :

**Revue du processus de souscription et des provisions eu
égard des changements réglementaires et évaluation
économique de la réserve**

Préparé par : *Mlle CHAOUBI Ihsan*

Sous la direction de : *Mr MARRI Fouad (INSEA)*
Mr DBICH Abderrahim (AAM)

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

Diplôme d'Ingénieur d'Etat

Option : Actuariat Finance

Devant le jury composé de :

- *Mr MARRI Fouad (INSEA)*
- *Mme BAKASS Fatima (INSEA)*
- *Mr DBICH Abderrahim (AAM)*

Juin 2015

N° 9

Présentation

- Auteur : CHAOUBI Ihsan, Etudiante en 3^{ème} année Actuariat-Finance à l'Institut National de Statistique et d'Economie Appliquée (INSEA-RABAT)
- Encadrant interne : M. MARRI Fouad, Professeur Universitaire – Enseignant des Sciences Actuarielles à l'INSEA
- Encadrant externe : M. DBICH Abderrahim, Directeur technique et marchés des particuliers à AXA Assurance Maroc (AAM)

PFE effectué chez [AXA Assurance Maroc](#)

Http : Site Internet : axa.ma

🏠 120-122, avenue Hassan II
21000 Casablanca - Maroc

☎ Téléphone : +212 522 88 92 92
Fax : +212 522 88 9189



Je dédie ce » travail

A mes parents pour leur amour inestimable et leur soutien,

J'espère que vous soyez fière de moi

A ma sœur Ikram et mon frère Ismael

*A toute ma famille ainsi qu'à mes amis en souvenir des plus beaux instants qu'on a
passé ensemble*

Remerciement

Le présent travail n'est pas seulement le fruit de mes propres efforts, mais aussi celles de bien d'autres personnes dont je profite du traditionnel exercice des remerciements afin d'exprimer ma reconnaissance envers elles.

De prime abord, je souhaite remercier M. DBICH Abderrahim, de m'avoir accordé l'opportunité d'effectuer mon stage de fin d'études au sein de sa direction et pour l'intérêt qu'il a porté à mes résultats à l'issue de mes missions.

Merci également au Professeur MARRI Fouad pour son suivi du projet, ses nombreux conseils et sa disponibilité

Mes vifs remerciements sont adressés au professeur BAKASS Fatima pour avoir accepté d'examiner mon travail ainsi qu'à l'ensemble du corps professoral de l'INSEA, en particulier mon cher professeur et père M. CHAOUBI Abdelaziz

Un grand merci pour tous les membres de l'équipe actuariat pour leur convivialité, leur soutien et leur coopération dans l'aboutissement de mes missions

Je ne pourrai pas terminer sans exprimer ma reconnaissance envers ma famille et mes amis qui n'ont cessé de m'encourager au cours de mon parcours étudiantin.

Liste des Abréviations

| Abréviation | Libellé |
|-------------|--------------------------------------|
| AAM | AXA Assurance Maroc |
| AS | Accidents de Service |
| AT | Accidents de Travail |
| CA | Chiffre d'affaire |
| CAA | Compagnie Africaine d'Assurance |
| CM | Coût Moyen |
| CR | Cadence de règlements |
| DD | Dossier par dossier |
| GLM | General linear Model |
| GSM | Gross Security Marging |
| IARD | Incendie Accidents et Risques Divers |
| IBNR | Incurred But Not Reported |
| IPP | Incapacité Physique Permanente |
| ITT | Incapacité Temporaire du Travail |
| IJ | Indemnité Journalière |
| LR | Loss Ratio |
| MP | Maladies professionnelles |
| PC | Prime commerciale |
| PT | Prime Technique |
| SA | Salaire Annuel |
| W_H | Whittaker-Henderson |

Liste des Figures

| | |
|---|----|
| Figure 1: Structure du chiffre d'affaire d'AAM ----- | 18 |
| Figure 2: Evolution des primes émises en assurance non vie (En MDH) ----- | 19 |
| Figure 3: Evolution des primes émises en assurance vie (En MDH) ----- | 19 |
| Figure 4: Primes émises au titre de l'année 2014 ----- | 20 |
| Figure 5: Taux d'évolution de la prime émise ----- | 20 |
| Figure 6: Structure de la prime émise sur le marché marocain en 2014 ----- | 21 |
| Figure 7: Structure de la prime non vie émise par les grandes sociétés d'assurance (2014) --- | 22 |
| Figure 8: Structure des primes émises en branches entreprises en 2014 ----- | 23 |
| Figure 9: Evolution de la prime émise en assurance AT et MP----- | 24 |
| Figure 10: Evolution du SAM du portefeuille AT d'AAM et du SMIG ----- | 44 |
| Figure 11: Lissage de la courbe du taux d'actualisation avec la méthode de W_H ----- | 45 |
| Figure 12: Evolution du portefeuille AT d'AAM ----- | 46 |
| Figure 13: Evolution de la prime et de la charge DD du risque AT----- | 46 |
| Figure 14: Courbe de Lorenz de la PCA et PTA----- | 49 |
| Figure 15: Courbe de Lorenz des charges des sinistres AT ----- | 57 |
| Figure 16: Représentation de la FME relative aux charges des sinistres AT ----- | 59 |
| Figure 17: Hill Plot de la charge des sinistres AT ----- | 60 |
| Figure 18: Nombre de sinistres selon les segments de l'ancienneté ----- | 64 |
| Figure 19: Diagramme de lexis pour la vie d'un sinistre AT ----- | 69 |
| Figure 20: Illustration de la forme du triangle des règlements décumulés ----- | 70 |
| Figure 21: Illustration de la forme du triangle des règlements cumulés ----- | 72 |
| Figure 22: Triangle des règlements décumulés sous la forme du modèle de DE-Vylder ----- | 74 |
| Figure 23: Comparaison des méthodes déterministes ----- | 87 |
| Figure 24 : Evolution du LR réglementaire et LR comptable----- | 93 |

Liste des Tableaux

| | |
|--|----|
| Tableau 1: Evolution moyenne de la prime émises sur le marché marocain ----- | 20 |
| Tableau 2: Evolution moyenne de la prime émise en assurance non Vie au Maroc ----- | 22 |
| Tableau 3: Répartition du CA de l'assurance AT (2011-2014) ----- | 24 |
| Tableau 4: Taux de renseignement des variables ----- | 43 |
| Tableau 5: Evolution de la valeur du SMIG et période d'application ----- | 45 |
| Tableau 6: Fréquence, Coût Moyen et LR par année----- | 47 |
| Tableau 7: Distribution de la PC et de la PT----- | 49 |
| Tableau 8: Distribution de la déviation du Tarif ----- | 50 |
| Tableau 9: Parts de la prime et du portefeuille relative aux segments de déviation ----- | 50 |
| Tableau 10: Seuils d'écèlement retenus ----- | 50 |
| Tableau 11: Déviation de Tarif avec et sans écèlement des primes élevées ----- | 51 |
| Tableau 12: Indicateurs relatifs aux anciennes rubriques de risque ----- | 51 |
| Tableau 13: Distribution du LR ajusté----- | 52 |
| Tableau 14: Indicateurs relatifs aux nouveaux segments de risque ----- | 52 |
| Tableau 15: Structure des nouveaux segments d'activités ----- | 53 |
| Tableau 16: Limite de déviation de tarifs recommandés----- | 53 |
| Tableau 17: Test d'Anderson-Darling et test de Cramer Von-Mises ----- | 61 |
| Tableau 18: Segments de la masse salariale ----- | 61 |
| Tableau 19: Segments de régions ----- | 62 |
| Tableau 20: Classes des sous-activités ----- | 62 |
| Tableau 21: Distribution de la variable Ancienneté ----- | 63 |
| Tableau 22: Test de Vuong entre loi ZIP et Poisson ----- | 64 |
| Tableau 23: Test de Vuong entre loi ZINB et BN ----- | 65 |
| Tableau 24: AIC et BIC des modèles ZIP et ZINB ----- | 65 |
| Tableau 25 : Grille tarifaire pour segment 3 et région « Centre & Ouest » ----- | 67 |
| Tableau 26: Estimation des facteurs de développement du nombre de sinistres déclarés----- | 77 |
| Tableau 27: Calcule de la réserve DD augmentée par la réserve IBNR ----- | 78 |
| Tableau 28: Cumul du règlement et du nombre de sinistres fermés durant les 5 dernières années ----- | 78 |
| Tableau 29: Evaluation de la réserve par la méthode du CM ----- | 79 |
| Tableau 30: Données nécessaires pour l'évaluation de la Réserve CR ----- | 79 |

| | |
|--|-----|
| Tableau 31: Cadence de règlement----- | 79 |
| Tableau 32: Evaluation de la réserve CR ----- | 80 |
| Tableau 33: Réserve retenue pour le périmètre AT----- | 81 |
| Tableau 34: Link ratios estimés ----- | 82 |
| Tableau 35: Estimation de la réserve par la méthode de Chain Ladder----- | 83 |
| Tableau 36: Estimation des paramètres du modèle de LC ----- | 83 |
| Tableau 37: Evaluation de la réserve par la méthode de LC ----- | 84 |
| Tableau 38: Estimation des paramètres du modèle de LP ----- | 84 |
| Tableau 39: Evaluation de la réserve selon le modèle de LP----- | 85 |
| Tableau 40: Evaluation de la réserve selon la méthode de BF----- | 85 |
| Tableau 41: Estimation des paramètres du modèle de De-Vylder----- | 86 |
| Tableau 42: Evaluation de la réserve selon le modèle de De-Vylder ----- | 86 |
| Tableau 43: Estimation de la réserve selon la méthode Mack ----- | 88 |
| Tableau 44: Intervalle de confiance relatif à la réserve Mack ----- | 89 |
| Tableau 45: Estimation des paramètres β_{1i} ----- | 90 |
| Tableau 46: Estimation des paramètres β_{2j} ----- | 90 |
| Tableau 47: Evaluation de la réserve par la loi Gamma ----- | 91 |
| Tableau 48: Intervalle de confiance relatif à la méthode GLM ----- | 91 |
| Tableau 49: Comparaison des méthodes stochastiques ----- | 92 |
| Tableau 50: Réserve Comptable----- | 92 |
| Tableau 51: Part des sinistres IJ concernées par les nouveaux termes d'indemnisation----- | 96 |
| Tableau 52: Impact de la nouvelle loi sur les charges des sinistres contenant des IJ ----- | 97 |
| Tableau 53: Impact de la nouvelle loi sur les capitaux constitutifs des conjoints----- | 98 |
| Tableau 54: Impact de la nouvelle loi sur les capitaux constitutifs des orphelins----- | 99 |
| Tableau 55: Impact de la nouvelle loi sur les capitaux constitutifs des ascendants----- | 100 |
| Tableau 56: Impact de la nouvelle loi sur la charge des sinistres "Décès" ----- | 101 |
| Tableau 57: Impact Global des nouveaux termes d'indemnisation----- | 101 |

Liste des Annexes

| | |
|---|-----|
| Annexe 2: Méthode de lissage de Whittaker-Henderson ----- | 106 |
| Annexe 3: Algorithme de CHAID ----- | 106 |
| Annexe 4: Fréquence du nombre de sinistres de l'activité « Entreprise de construction de Bâtiments » ----- | 107 |
| Annexe 5: Test d'adéquation du modèle ZIP ----- | 107 |
| Annexe 6: Test de Vuong ----- | 108 |
| Annexe 7: Test d'adéquation du modèle ZINB----- | 108 |
| Annexe 8: Estimation des paramètres pour la distribution Gamma ----- | 109 |
| Annexe 9: Estimation des paramètres pour la distribution Inverse Gaussienne ----- | 109 |
| Annexe 10: Estimation des paramètres pour distribution Log-normale ----- | 110 |
| Annexe 11: Triangle des règlements cumulé des sinistres AT----- | 110 |
| Annexe 12: Test de la première hypothèse de Chain Ladder ----- | 111 |
| Annexe 13: Test de la deuxième hypothèse de Chain Ladder ----- | 112 |
| Annexe 14: Paramètres estimés pour la loi Gamma----- | 113 |
| Annexe 15: Tarif applicable aux descendants de victimes d'accidents de travail mortels--- | 114 |

Résumé

Par son caractère obligatoire, l'assurance accidents de travail est considérée en tant que produit d'appel pour les branches entreprises. Ainsi, étant donné qu'AAM s'accapare la plus grande part du marché de l'AT, une bonne maîtrise de ce risque s'avère nécessaire surtout dans un contexte marqué par plusieurs modifications réglementaires. Dans ce cadre, l'objectif de ce projet de fin d'étude consiste à étudier la rentabilité du portefeuille AT d'AAM et ceci à travers une analyse globale touchant à la fois le processus de souscription et de provisionnement par rapport aux changements réglementaires ainsi que l'évaluation économique de la réserve.

Afin de répondre à ces objectifs, on a entamé tout d'abord une analyse de la déviation moyenne du tarif par activités durant les exercices passés. Les résultats obtenus reflètent l'octroi de rabais importants. Par conséquent, on a proposé des seuils limites de déviation à ne pas franchir et ceci dans le but de maintenir l'équilibre du périmètre. Par la suite, on a élaboré une nouvelle grille tarifaire obtenue par le modèle GLM dont on constate des majorations importantes. D'où le recours à un ajustement par rapport aux seuils de déviation et au tarif du marché.

En ce qui concerne l'évaluation de la réserve, on a opté pour l'utilisation des méthodes réglementaires et économiques. La comparaison entre ces méthodes permet d'aboutir à la meilleure estimation de la réserve et à déterminer le niveau de renforcement à retenir. Les résultats obtenus estiment une augmentation de l'ampleur de ce dernier. A la fin, on a estimé l'impact des principaux apports de la nouvelle loi sur les charges DD des sinistres AT sous l'hypothèse que la structure des sinistres futurs sera pareille à celle du passé. A partir des estimations obtenues, on déduit globalement une augmentation de charges DD.

Mots clés : Accidents de Travail, déviation de Tarif, GLM, Tarification, Réserve.

Table des matières

| | |
|---|----|
| Dédicace..... | 4 |
| Remerciement..... | 5 |
| Liste des abréviations..... | 6 |
| Liste des figures..... | 7 |
| Liste des tableaux..... | 8 |
| Liste des annexes..... | 10 |
| Résumé..... | 11 |
| Introduction..... | 15 |
| Chapitre 1 : Contexte Général..... | 17 |
| I- Présentation d'AXA Assurance Maroc..... | 18 |
| II- Situation du marché de l'AT..... | 20 |
| III- Accidents de travail et maladies professionnelles..... | 25 |
| 1- Protection sociale et assurance AT..... | 25 |
| 2- Réparation des AT au Maroc..... | 25 |
| a- Préjudices corporels susceptibles de résulter des AT et MP..... | 25 |
| b- Réparation des AS et MP pour les fonctionnaires..... | 26 |
| c- Réparation des AT et MP pour les salariés..... | 28 |
| 3- Conditions générales type du contrat d'assurance AT et MP..... | 29 |
| 4- Aperçu historique du cadre juridique de la couverture des AT pour les salariés..... | 30 |
| 5- Les principaux apports de la nouvelle réglementation : loi 18-12..... | 31 |
| 6- Termes d'indemnisation des salariés en cas d'AT..... | 32 |
| a- Les indemnités garanties..... | 32 |
| b- Indemnité journalière..... | 32 |
| c- Indemnité en cas d'IPP..... | 33 |
| d- Indemnité en cas de décès..... | 33 |
| e- Taux d'IPP réduit..... | 35 |
| f- Versement des indemnisations..... | 35 |
| 7- Tarif de l'assurance AT au Maroc..... | 36 |
| 8- Processus de souscription en assurance AT chez AAM..... | 37 |
| V- Problématique..... | 39 |
| VI- Revue de littérature..... | 39 |
| Chapitre 2 : Analyse de la déviation tarifaire et estimation de nouveaux taux de prime..... | 41 |
| I- Présentation de la base de données..... | 42 |

| | |
|---|----|
| 1- Base de données « Prime_AT »..... | 42 |
| 2- Base de données « Sinistres_AT »..... | 44 |
| 3- Structure du portefeuille AT..... | 45 |
| II- Déviation de Tarif | 47 |
| 1- Estimation de la prime technique acquise..... | 48 |
| 2- Analyse de la déviation de tarif | 49 |
| 3- Classification des activités..... | 51 |
| III- Tarification de l'activité « Entreprise de construction de bâtiments » | 53 |
| 1- Approche théorique : Modèle linéaire généralisé | 54 |
| 2- Approche pratique | 57 |
| a- Détection des sinistres graves..... | 57 |
| b- Estimation du seuil d'écrêtement | 58 |
| b.1- Fonction moyenne des excès | 58 |
| b.2- Estimateur de HILL..... | 59 |
| b.3- Choix du seuil | 60 |
| c- Segmentation des variables | 61 |
| d- Modélisation de la fréquence | 63 |
| d.1- Comparaison entre loi de poisson et loi ZIP | 64 |
| d.2- Comparaison entre loi BN et loi ZINB | 65 |
| d.3- Modèle retenu pour la modélisation de la fréquence | 65 |
| e- Modélisation du coût moyen..... | 65 |
| f- Taux de prime estimé | 66 |
| Chapitre 3 : Evaluation des réserves du périmètre AT..... | 68 |
| I- Approche théorique | 70 |
| 1- Méthode réglementaires | 70 |
| 2- Méthodes déterministes..... | 72 |
| 3- Méthode stochastique | 75 |
| II- Approche Pratique..... | 76 |
| 1- Evaluation réglementaire des réserves AT | 76 |
| a- Méthode DD..... | 76 |
| b- Méthode du coût moyen | 78 |
| c- Méthode de la cadence de règlements | 79 |
| d- Comparaison des méthodes réglementaires..... | 80 |
| 2- Méthode déterministes | 81 |
| a- Méthode de Chain Ladder | 81 |

| | |
|--|-----|
| b- Méthode de London Chain | 83 |
| c- Méthode de London Pivot | 84 |
| d- Méthode de Bornhuetter-Ferguson | 85 |
| e- Méthode de De-Vylder | 86 |
| f- Comparaison des méthodes déterministes..... | 87 |
| 3- Méthodes stochastiques..... | 87 |
| a- Méthode Mack..... | 87 |
| b- Méthode GLM..... | 89 |
| c- Comparaison des méthodes stochastiques | 91 |
| 4- Evaluation comptable de des réserves AT | 91 |
| Chapitre 4 : Impact des apports de la nouvelle loi sur les provisions des sinistres AT | 94 |
| I- Règles de calcul implémenté dans le système | 95 |
| II- Cas d'incapacité journalière..... | 96 |
| III- Cas de décès | 97 |
| IV- L'impact global | 101 |
| Conclusion | 102 |
| Bibliographie | 103 |
| Textes de loi de référence | 104 |
| Annexes | 105 |

Introduction

En se référant au code du travail, la réparation des accidents de travail et maladies professionnelles émane de la responsabilité civile de l'employeur. Ainsi, afin de préserver le droit des employés, le législateur marocain oblige tout employeur à assurer sa responsabilité auprès des compagnies d'assurance. Par conséquent, l'assurance AT représente un périmètre important au sein des branches entreprises puisqu'elle représente une opportunité de souscription au niveau des autres couvertures IARD (incendie, maladie...)

Etant donné l'importance du portefeuille AT dans la structure de son CA, AXA Assurance Maroc veille à maîtriser ce risque afin de préserver ses parts du marché. Par conséquent, une étude de la rentabilité de ce portefeuille revêt un caractère primordial surtout dans un contexte marqué par la modification des règles d'indemnisation et du processus de gestion des capitaux constitutifs. Dans ce cadre, le présent rapport vise à revoir le processus de souscription et de provisionnement par rapport aux changements réglementaires ainsi que l'évaluation des réserves économique du risque AT.

Cette analyse est répartie sur quatre chapitres. Ainsi, dans un premier temps, on va présenter la situation du marché afin de mettre en valeur l'importance du périmètre AT au sein des branches entreprises au niveau du marché et surtout par rapport au portefeuille d'AAM. Puis, présenter la cadre réglementaire de réparation des AT au Maroc tout en soulignant les apports de la nouvelle loi (n° 18-12). En s'appuyant sur ce contexte général, on va développer la problématique de ce projet.

Quant au 2ème chapitre, il comporte tout d'abord une présentation du processus de traitement de la base de données. En se référant à cette dernière, on analyse la déviation de tarif octroyée sur l'horizon 2003 -2014 pour en déduire des seuils de rabais ou de majoration à respecter pour les activités appartenant aux nouveaux segments de risque élaborés. Ensuite, on propose une nouvelle grille de taux de prime à l'aide du modèle GLM avec un ajustement tenant compte du tarif du marché et des recommandations de limites de déviation.

En ce qui concerne le 3^{ème} chapitre, il sera consacré à l'évaluation des réserves selon les méthodes réglementaires, déterministes et stochastiques. La diversité des méthodes économiques étudiées permet de converger vers la meilleure estimation de la réserve et des indicateurs de sinistralité. Et enfin, un quatrième chapitre évaluant une estimation de l'impact des apports de la nouvelle loi de réparation sur la charge DD pour les cas concernés pour en déduire à la fin une estimation globale de cet impact.

Chapitre 1 :

Contexte Général

I- Présentation de l'organisme d'accueil : AXA Assurance Maroc

Issue de la fusion d'Axa Al Amane et de la Compagnie Africaine d'Assurance (CAA), AXA Assurance Maroc a vu le jour en 2000. Faisant partie du groupe international AXA, AAM est spécialisée, depuis sa création, dans l'assurance avec une ambition de réinventer ce métier et ceci en veillant à être disponible, attentionné et fiable.

Sa stratégie se base sur cinq piliers de valeurs : professionnalisme, respect de la parole donnée, innovation, esprit d'équipe et réalisme

- Structure du chiffre d'affaire d'AAM

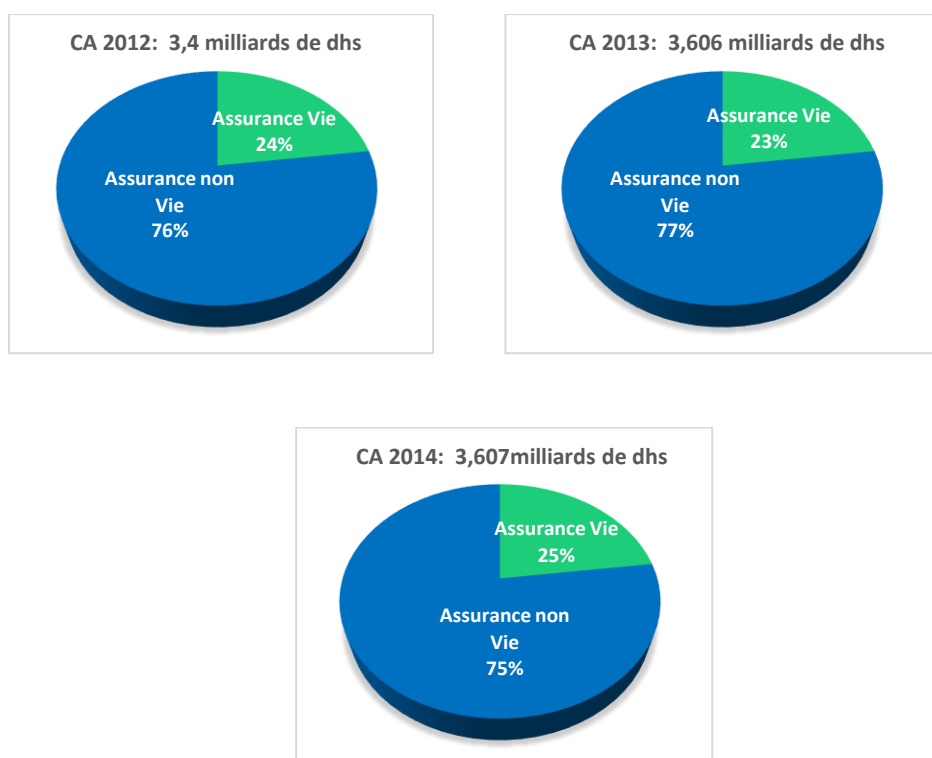


Figure 1: Structure du chiffre d'affaire d'AAM

Source: Situation liminaire 2012, 2013 et 2014 , rapport de la FMSAR

L'assurance non vie s'accaparent à peu près les deux tiers du CA d'AAM. Toutefois, on remarque une légère régression de la part de l'assurance non vie en faveur de l'assurance vie. Ceci s'explique principalement par le développement des produits assurance vie sur le marché marocain.

- Evolution des primes émises d'AAM

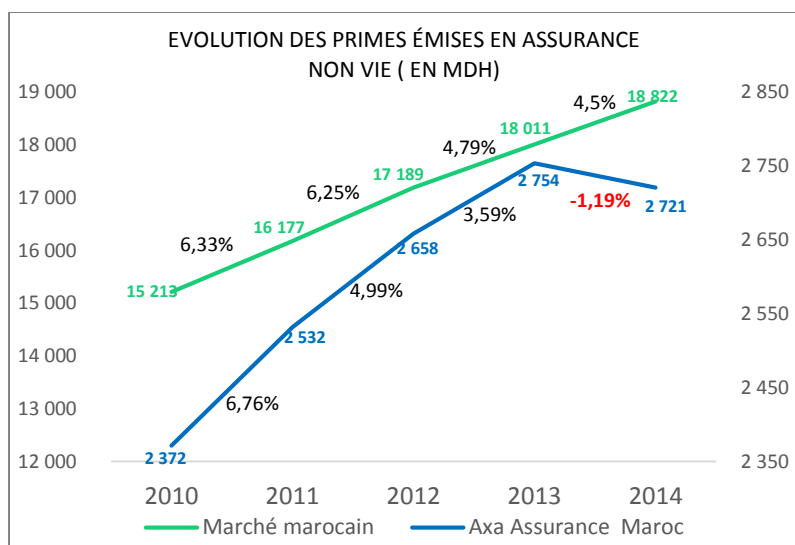


Figure 2: Evolution des primes émises en assurance non vie (En MDH)

Contrairement à la tendance haussière du marché de l'assurance non vie (+4.5%), AAM a enregistré une régression de son portefeuille non vie de 1.19%. Ainsi, ses primes sont passées de 2.75 milliards de dirhams en 2013 à 2.72 milliards de dirhams en 2014.

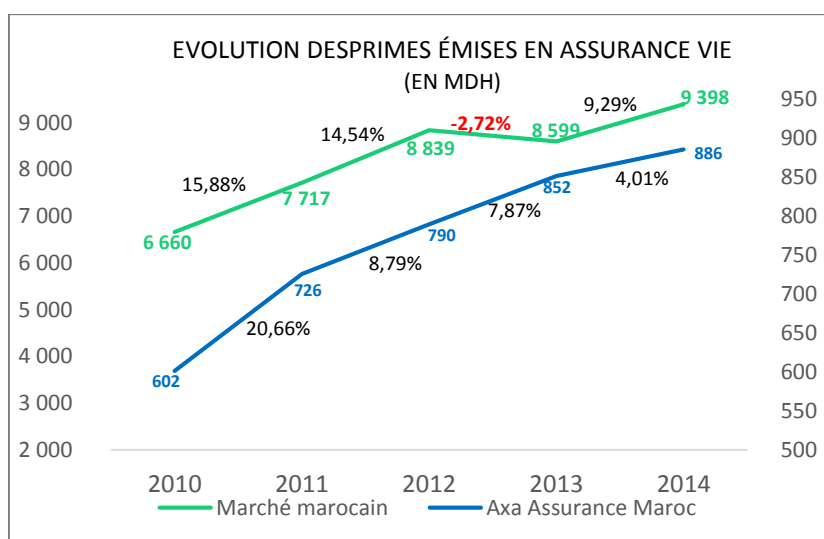


Figure 3: Evolution des primes émises en assurance vie (En MDH)

Parallèlement à l'augmentation du marché d'assurance vie (+9%) au cours de l'année 2014, AAM a enregistré de sa part une hausse de 4.01% avec un montant de 886 millions de dirhams comparé à 852 millions de dirhams en 2013.

II- Marché de l'assurance AT et MP au Maroc

* Situation du marché de l'assurance au Maroc

En 2014, le marché d'assurance a réalisé un montant de primes émises égale à 28 milliards de dirhams enregistrant ainsi une progression de 6% par rapport à l'année 2013. Cette tendance haussière du chiffre d'affaire en plus de l'amélioration des performances techniques, ont contribué à une légère hausse des résultats nets du secteur.

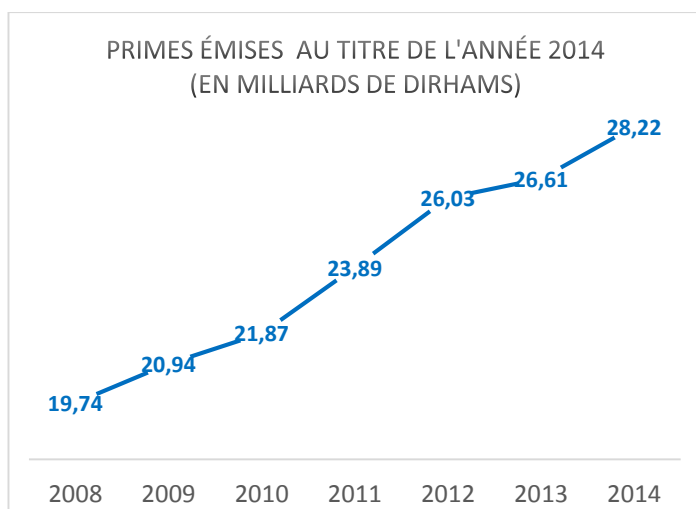


Figure 4: Primes émises au titre de l'année 2014

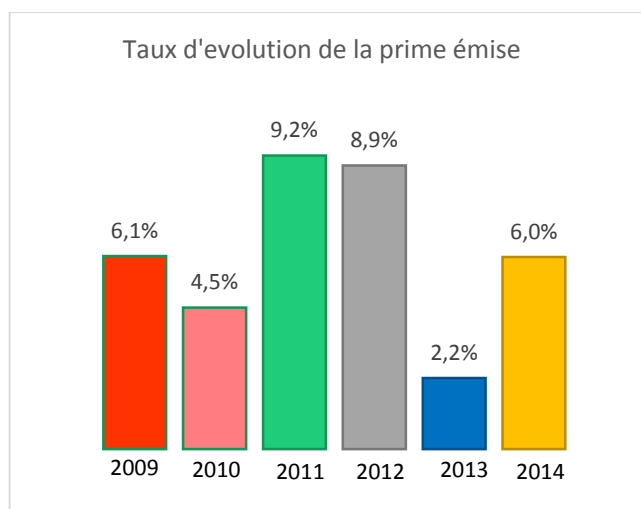


Figure 5: Taux d'évolution de la prime émise

La croissance du marché d'assurance, au cours de l'année 2014, est tirée principalement par la performance des produits d'assurance vie avec un taux d'augmentation de 9.3%, parallèlement à une croissance de 4.5% des produits non vie. On note également que les produits vie enregistrent une évolution plus importante comparé aux produits non vie durant les cinq dernières années.

| Année | Evolution Moyen 2009/2014 | Evolution 2013/2014 |
|-----------------------|---------------------------|---------------------|
| Primes émises non vie | 6,47% | 4,50% |
| Primes émises vie | 7,97% | 9,29% |
| Total Primes émises | 6,95% | 6,05% |

Tableau 1: Evolution moyenne de la prime émises sur le marché marocain

* Structure de la Prime émise au titre de l'année 2014 en MDH

| | | 18 821 (67%) | 9 397 (33%) | | |
|-------------------------------|--------------|-------------------|----------------|-------------------------|--|
| Automobile | 48% 9 033 | | 60% 5 641 | Assurance individuelles | |
| Accidents Corporels | 3 224 | | | | |
| Accidents de travail | 2 213 | | 2 061 | Assurance groupes | |
| Incendie | 1 160 | | | | |
| Assistance - crédit - caution | 1 090 | | 1 368 | Capitalisation | |
| Autres | 2 100 | | 326 | Autres | |
| | | Assurance non Vie | Assurance Vie | | |

Figure 6: Structure de la prime émise sur le marché marocain en 2014

Source : rapport de la FMSAR avril 2015

La structure des primes émises en 2014 confirme davantage la dominance de la branche non vie sur le marché d'assurance au Maroc avec une part de 67%. Elle se caractérise également par une forte présence de l'assurance individuelle au niveau de la branche vie, avec un pourcentage de 60%. Tandis que la branche non vie connaît une dominance de l'assurance automobile avec une part de 48%. Ces deux couvertures s'accaparent 52% de l'ensemble des primes émises.

Parallèlement, on constate que le périmètre AT détient une part importante du CA non vie avec un pourcentage de 12% ce qui le classe au 3ème rang au sein des périmètres non vie et 4ème au niveau du CA global.

* Marché de l'assurance non Vie au Maroc

D'après le tableau ci-dessous, on constate que la branche assurance non vie a connu une progression de 4.5% en 2014 avec un volume de primes de 18.82 milliards de dirhams comparé à 18.01 milliards de dirhams en 2013. Cette augmentation est tirée principalement par la hausse des primes de l'assurance automobile de 6.32%. Toutefois, contrairement à sa tendance haussière durant les dernières années, l'assurance incendie a connu une régression de 7.65%.

De sa part, l'assurance AT, maintient sa tendance haussière avec une augmentation de 3.42% en 2014.

| Année | Evolution Moyen 2009/2014 | Evolution 2013/2014 |
|-------------------------------|---------------------------|---------------------|
| Total Primes émises | 6,47% | 4,50% |
| Automobile | 7,43% | 6,32% |
| Accidents Corporels | 4,58% | 5,06% |
| Accidents de travail | 4,18% | 3,42% |
| Incendie | 4,62% | -7,65% |
| Assistance - crédit - caution | 14,32% | 12,61% |
| Autres | 6,24% | 0,93% |

Tableau 2: Evolution moyenne de la prime émise en assurance non Vie au Maroc

En ce qui concerne la structure des primes, on constate que le marché continue à connaître une forte concentration des émissions des assurances obligatoires. En effet, l'assurance automobile s'accapare presque la moitié du portefeuille de la branche non vie (48%) suivi par l'assurance accidents corporels et l'assurance accidents de travail dont les parts sont respectivement 17% et 12%.

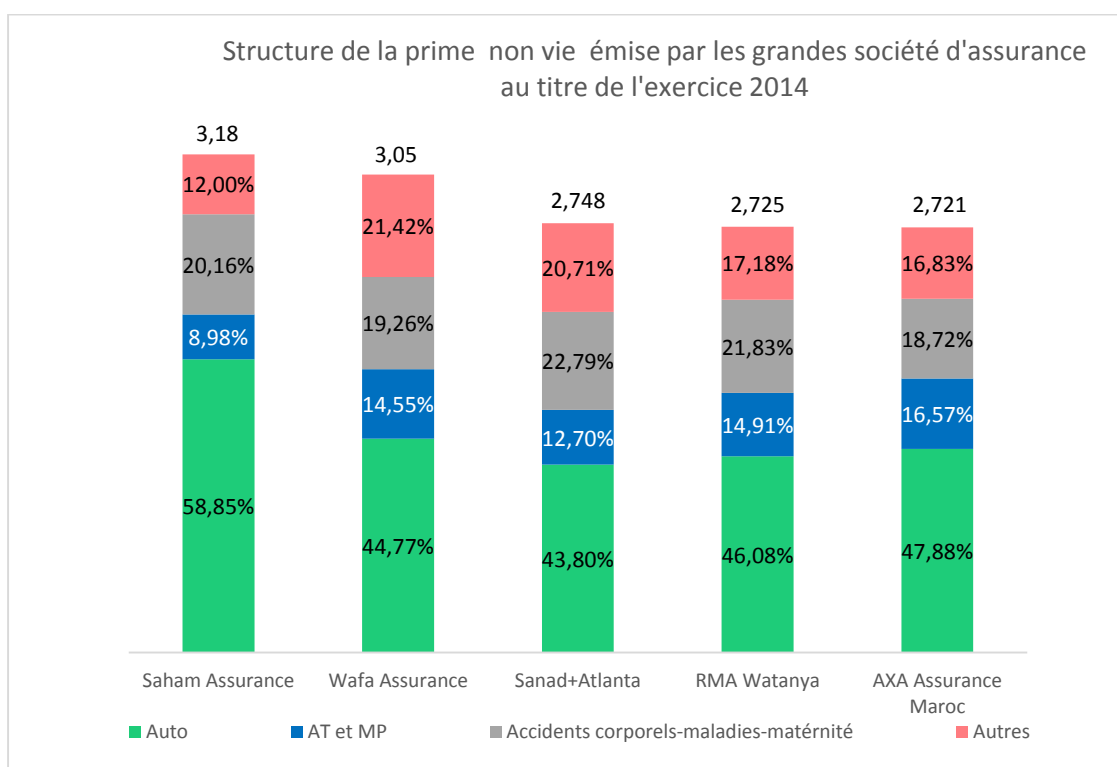


Figure 7: Structure de la prime non vie émise par les grandes sociétés d'assurance (2014)

D'après le graphe ci-dessus, on remarque que toutes les sociétés d'assurance ont une forte dépendance à l'assurance automobile étant donné qu'elle représente une part importante de leur

portefeuille non vie. En outre, on note qu'AXA s'accapare 14.45% du marché en se positionnant ainsi au 5ème rang. De plus, l'assurance AT représente une part importante (16%) de son CA comparé aux autres compagnies d'assurance.

* Structure des Branches entreprises en 2014

| | Marché marocain | Axa Assurance Maroc |
|---------------------|-----------------|---------------------|
| Automobile | 12% | 11% |
| AT et MP | 24% | 33% |
| Invalidité- Maladie | 34% | 29% |
| IARD Entreprise | 29% | 27% |

Figure 8: Structure des primes émises en branches entreprises en 2014

Au niveau du marché marocain, les primes émises en assurance non vie pour les risques d'entreprises sont, en majorité, relatives à l'assurance Maladie et AT avec un pourcentage, respectivement égale à, 34% et 24%. Ces deux couvertures représentent 58% du CA des risques entreprises. En outre, on note que la part importante que s'accapare l'assurance AT est due principalement à l'aspect obligatoire de cette couverture.

Parallèlement, l'assurance Maladie et AT représente 62% du portefeuille d'AAM. Soit un décalage de 4 points par rapport au Marché. En plus, contrairement à ce dernier, l'assurance AT s'accapare une part supérieure à celle de l'assurance Maladie.

* Marché de l'Assurance AT

Le tableau ci-dessous représente le CA de la branche AT et MP ainsi que les parts du marché des compagnies d'assurance sur l'horizon 2011 - 2014 :

| Année | 2011 | 2012 | 2013 | 2014 |
|---------------------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| Primes émises (milliers de DHS) | 1 957 315 | 2 039 507 | 2 140 442 | 2 213 509 |
| AXA Assurance Maroc | 19,9% | 21,2% | 22,2% | 21,4% |
| Wafa Assurance | 19,0% | 18,9% | 18,8% | 18,2% |
| RMA Watanya | 21,0% | 21,5% | 18,5% | 17,9% |
| Saham Assurance | 12,3% | 12,3% | 12,9% | 12,5% |
| Atlanta & Sanad | 15,5% | 13,8% | 15,5% | 15,1% |
| Zurich | 7,0% | 6,3% | 5,7% | 5,5% |
| MAMDA | 3,9% | 3,4% | 3,5% | 3,7% |
| MACMA | 1,4% | 2,5% | 2,6% | 3,0% |
| MATU | – | – | 0,2% | 0,3% |

Tableau 3: Répartition du CA de l'assurance AT (2011-2014)

AXA Assurance s'accapare 21,4% du marché de l'assurance AT et MP au titre de l'année 2014 en se positionnant ainsi en première place. Wafa assurance se tient en deuxième position suivi par RMA Watanya avec une part respectivement égale à 18,2% et 17,9%. On note également que les quatre premières sociétés d'assurance détiennent 70% du marché de l'AT.

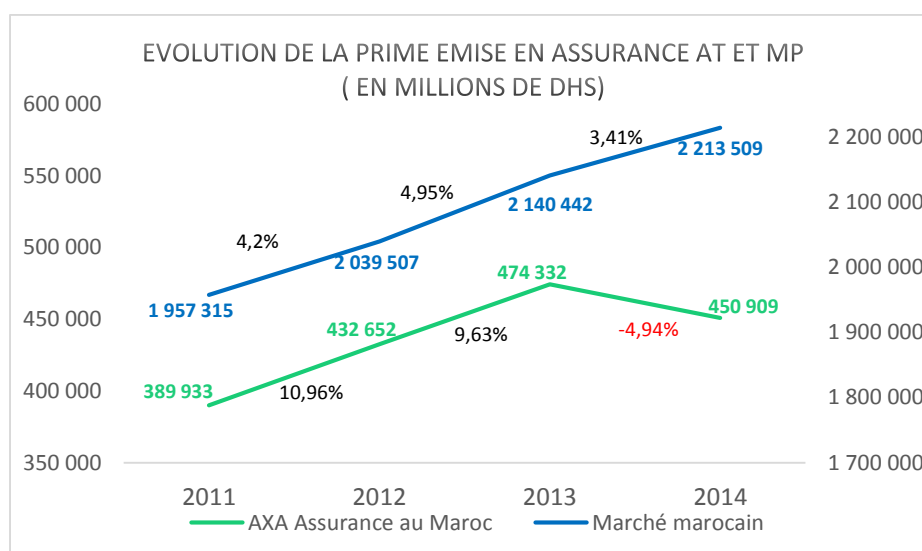


Figure 9: Evolution de la prime émise en assurance AT et MP

Face à une augmentation de 3.41% des primes émises sur le marché de l'AT en 2014, Axa Assurance a connu une régression de 4.94% de ses primes émises. Cependant, cette baisse n'a pas impacté le classement d'AAM au sein du marché AT.

III- Assurance Accidents de travail et Maladies professionnelles

1- Protection Sociale et Assurance AT

La protection sociale a pour finalité de protéger les individus contre les conséquences financières résultant des aléas de la vie (vieillesse, chômage...). Elle peut fonctionner selon un mécanisme de prestations sociales¹ ou un mécanisme de prestations de services sociaux². En outre, la protection sociale regroupe plusieurs axes parmi eux la sécurité sociale qui assure des ressources en cas de maladie, vieillesse, invalidité... En se référant aux droits de l'homme (1948), l'accès à la sécurité sociale est considéré comme un droit pour toute personne en tant que membre de la société. Toutefois, au Maroc, ce droit n'est pas acquis à tous les citoyens étant donné qu'il se limite aux fonctionnaires de l'Etat et aux salariés du secteur privé.

En plus du droit à la sécurité sociale, le code du travail évoque également le droit à la sécurité au travail. Ainsi, il impose à tout employeur de veiller à appliquer toutes les mesures nécessaires régies par les dispositions législatives et réglementaires relatives à la sécurité sociale, aux accidents de travail (AT) et aux maladies professionnelles (MP) afin de préserver les droits de ses employés. Par conséquent, la réparation des AT et MP est considérée comme résultant de la responsabilité de l'employeur.

Au Maroc, l'Etat en tant qu'employeur gère elle-même la réparation des accidents de services (AS) de ses employés selon les termes d'indemnisation arrêtés par la loi. Par contre, les employeurs du secteur privé sont tenus de transférer leur responsabilité aux sociétés d'assurances en contrepartie du paiement d'une prime. Dans ce cas, la réparation des AT et MP des salariés est gérée dans le cadre d'un contrat d'assurance dont l'indemnisation des préjudices corporels est faite selon les termes prévus par la loi. Cependant, on note que chacun de ces deux régimes de réparation est soumis à sa propre loi dont les règles d'indemnisation sont différentes ce qui génère une inégalité sociale en termes d'évaluations des préjudices entre les deux.

2- Réparation des AT et MP au Maroc

a- Les préjudices corporels susceptibles de résulter des AT et MP

⇒ Préjudices simples :

¹ Versement direct tel que les pensions de retraite ou le remboursement de soins de santé

² L'accès à des services fournis à prix réduit ou gratuitement

1. Des lésions engendrant des frais médicaux et pharmaceutiques, des frais d'hospitalisation...
2. Des incapacités temporaires entraînant un arrêt de travail et par conséquent une perte de revenu durant la période de guérison

⇒ Préjudices graves :

1. Une Incapacité physique permanente partielle ou totale à la consolidation pouvant empêcher la victime de poursuivre son travail habituel
2. Décès de la victime

b- Réparation des AS et MP pour les fonctionnaires

Dans les fonctions publiques, les AT-MP³ sont qualifiés d'«accidents de service » (AS). La réparation de ces derniers est régie par les dispositions du dahir n° 1-58-008 (24 février 1958) portant statut général de la fonction publique et par les dispositions du dahir portant loi n° 011.71 (30 décembre 1971) instituant le régime des pensions civiles.

⇒ Définition

Accidents de service : tout accident survenu à la victime en service ou à l'occasion de celui-ci, soit en accomplissant un acte de dévouement dans un intérêt public, soit en exposant ses jours pour sauver la vie d'une ou plusieurs personnes. Est considéré comme AS également, tout accident survenu durant le trajet d'aller-retour entre :

- Le lieu de travail et le lieu de résidence (principal ou secondaire) sans aucune déviation du parcours due à une raison non professionnelle
- Le lieu de travail et lieu où le fonctionnaire prend habituellement ses repas durant les heures de travail.

Maladies professionnelles : toute maladie, physique ou psychique, contractée ou aggravée soit en service ou à l'occasion de celui-ci.

⇒ Règles d'indemnisation

Dans ce régime, en cas d'AS la réparation des préjudices corporels se fait comme suit :

³ Regroupant les AT, les maladies professionnelles et les accidents de trajets

- En cas de lésions, la victime doit faire l'avance des frais⁴ nécessaires puis avoir recours aux procédures de remboursement qui nécessitent l'assemblée d'une commission.
- En cas d'incapacité temporaire engendrant l'arrêt du travail, la victime reçoit son salaire habituel jusqu'à consolidation.
- A la consolidation :
 - ⇒ Si le médecin arrête un taux d'incapacité inférieur à 25%, la victime devrait reprendre son activité sans aucune indemnisation en contrepartie
 - ⇒ Si l'invalidité est supérieure à 25% mais la commission juge que la victime peut toujours effectuer son activité, elle reprend son travail tout en touchant un complément de salaire (temporaire ou définitive) calculer sur la base d'un salaire annuel de 9.985Dhs.
 - ⇒ Si la victime a une invalidité qui ne lui permet plus d'exercer sa fonction, elle aura droit à une pension d'invalidité en plus de sa retraite. Cette dernière est calculée avec un taux de 2.5% et sur la base du nombre des années de service de la victime.
- En cas de décès, la pension d'invalidité est réversible aux conjoints et aux descendants. Elle peut être également accordée aux ascendants s'ils étaient effectivement à la charge de la victime et si le taux d'IPP est supérieur à 60%.

On peut constater que le régime de réparation des AS pour les fonctionnaires n'adopte pas une procédure de prise en charge systématique des frais engagés. De plus, malgré sa générosité, en maintenant le versement de la totalité du salaire durant la période de guérison, le régime risque de ne pas indemniser la victime si son taux d'IPP est inférieur à 25% à la consolidation. On note également que le remboursement définitif, pour les préjudices graves, se limite à un droit de liquidation beaucoup plus qu'un remboursement du préjudice causé.

En outre, afin d'améliorer l'indemnisation et d'accroître la protection sociale des victimes des AT, une proposition d'une nouvelle loi est en guise de négociation. Cette dernière permettra d'organiser davantage le cadre de réparation des AT pour les fonctionnaires. Toutefois, ceci contredit le projet envisageant l'étude de la possibilité d'unifier les deux régimes de réparations des AT et qui a été annoncé dans le contrat programme du secteur des assurances pour l'horizon 2011-2015.

⁴ Frais médicaux, pharmaceutiques, d'hospitalisation...

c- Réparation des AT et MP pour les salariés

La réparation des AT émane du principe de la responsabilité civile de l'employeur. Dans ce cadre, la jurisprudence marocaine a mis en place une loi propre au AT ayant lieu dans le secteur privé. Cette loi a connu plusieurs modifications afin d'apporter une meilleure protection sociale aux victimes et à leurs ayants droits.

Ainsi, elle est devenue obligatoire⁵ depuis 2002 (loi n°18-01) aux employeurs. Ces derniers sont donc tenus de souscrire un contrat d'assurance AT, pour le compte de leurs employés. Actuellement, la réparation des AT est régie par le dahir n°1-14-190 publié au BO du 22 janvier 2015.

⇒ Définitions

L'accident de travail

L'accident de travail est défini⁶ comme étant tout accident survenu par le fait ou à l'occasion du travail pour toute personne salariée ou travaillant à quelque titre que ce soit, même si cet accident résulte d'un cas de force majeure ou des conditions de travail contribuant ou aggravant les effets de forces de la nature, à moins que l'employeur ne rapporte la preuve d'une prédisposition pathologique de la victime

L'accident de trajet

Est considéré⁷ comme accident de trajet, l'accident survenu à un employé pendant le trajet d'aller ou de retour entre :

- Le lieu de travail et le lieu de résidence principale ou secondaire ou tout autre lieu de résidence à caractère certain de stabilité
- Le lieu de travail et le lieu où l'employé prend habituellement ses repas et entre ce dernier et son lieu de résidence

Tout en excluant les cas où le parcours soit interrompu ou détourné pour des raisons non justifiables par les nécessités essentielles de la vie courante ou indépendante du travail.

⁵Cette obligation concerne les entreprises relevant de la Caisse Nationale de la Sécurité Sociale, et les établissements publics ne relevant de la fonction publique ou dudit régime de la sécurité sociale

⁶ Selon le Dahir n°1.14.190 du 9 décembre 2014 portant promulgation de la loi n°18.12 relative à la réparation des accidents de travail (BO n°6328 du 22-01-2015).

⁷ Selon le Dahir n°1.14.190

Les Maladies professionnelles

Le Dahir du 31 mai 1943 établit une liste nominative des maladies pouvant être qualifiées de professionnelle telles que les manifestations morbides d'intoxications aiguës ou chroniques et les infections microbiennes.

3- Les conditions générales-type du contrat d'assurance AT et MP

Ces conditions sont fixées par l'arrêté du ministre des finances et de la privatisation n° 2003-05 publié au BO n°5384 (janvier 2006).

Selon cet arrêté, l'assuré est l'employeur (personne morale ou physique) qui transfère les risques liés à sa responsabilité civile en cas d'AT ou MP à la société d'assurance via la souscription d'un contrat d'assurance AT. Cette assurance conserve son plein effet en cas de faute inexcusable de l'assuré ou de ses préposés. Toutefois, cette garantie incorpore des exclusions telles que les accidents résultant directement de faits de guerre ou bien de mouvements populaires.

La garantie peut être étendue aux MP en le mentionnant clairement au niveau des conditions particulières du contrat d'assurance tout en précisant la liste du personnel et des maladies professionnelles garantis. Dans ce cas, ces conditions générales-type seront appliquées aux MP.

Les types de primes :

- Prime forfaitaire : cette prime est soit en fonction du nombre de personnes employées par l'assuré et répondant aux conditions prévues par l'article 89 de la loi n° 65-9, le nombre d'hectares et la nature des cultures pour les exploitations agricoles ou bien toute autre base de calcul précisée aux conditions particulières.
- Prime révisable : elle est basée sur un montant fixé aux conditions particulières du contrat qui peut être réévalué annuellement en fonction des déclarations⁸ mensuelles de l'assuré des salaires payés à l'écart de ses employés.

⁸ Déclarations mensuelles fournies par l'assuré qui s'oblige à adresser à l'assureur, dans un délai de vingt (20) jours, après la fin de chaque mois, le bordereau des salaires payés, au cours de la période d'assurance écoulée, à ses employés et répondant aux conditions prévues par l'article 89 de la loi n° 65-99 précitée.

Les salaires qui interviennent au niveau de la détermination de la prime, incorporent l'ensemble des prestations rémunérant le travail du personnel assuré (en espèces ou en nature). Tandis que les salaires des ouvriers de moins de 18 ans et des apprentis sont ramenés à une somme au moins égale au salaire le plus bas des ouvriers valides de la même catégorie occupés dans l'entreprise.

Les obligations de l'assuré

L'assuré est tenu de mettre à la disposition de son assureur, durant la période du contrat et deux ans au-delà de son expiration, une liste nominative du personnel garanti, la date d'entrée en service ainsi que la rémunération et les avantages en nature.

Dès sa connaissance du sinistre entraînant la garantie du contrat, l'assuré est tenu d'informer l'assureur ou son mandataire par écrit ou verbalement, contre récépissé, dans un délai de 5 jours au maximum.

4- Aperçu historique du cadre juridique de la couverture des AT pour les salariés

Influencé par son colonisateur, en 1913 le Maroc introduit la réparation des AT par le D.O.C⁹ dans le cadre des principes généraux de la responsabilité civile. Suite à l'avènement des technologies (augmentation du nombre d'AT) et en s'inspirant de la loi française du 09 Avril 1898, le Maroc promulgue la première loi propre aux AT publiée par le Dahir du 25 Juin 1927 et entrant en vigueur le 31 Mars 1928.

Ce Dahir fut modifié au fil du temps, en s'étendant tout d'abord aux Maladies Professionnelles (MP) le 31 mai 1943 puis aux Accidents de Trajet le 26 octobre 1947. Par la suite, tous ces textes furent regroupés et publiés dans le Dahir du 6 février 1963. Ce dernier, fut à son tour complété par la loi n°18-01 (23 juillet 2002) et la loi n° 06-03 (19 juin 2003). Les principales modifications ont porté sur l'amélioration de détails et de procédure du texte de base, l'augmentation du taux des indemnités, l'extension du champ d'application de la législation et le mode de calcul de l'indemnité journalière et de la rente.

Le 9 décembre 2014, une nouvelle loi (n°18-12) de réparation des AT fut promulguée et publiée au BO¹⁰ le 22 janvier 2015. Cette loi, dont les apports seront détaillés par la suite, se distingue par l'introduction d'une procédure obligatoire de conciliation entre l'entreprise

⁹ Droit des obligations et des contrats

¹⁰ Bulletin Officiel

d'assurance et la victime, la révision de certaines indemnités et l'adaptation de la procédure civile.

5- Les principaux apports de la nouvelle réglementation : la loi n°18-12

- La victime ou ses ayants droit sont tenus de déclarer l'AT à l'employeur ou à ses préposés dans les 48h qui suivent l'accident (24h auparavant). Par la suite, l'employeur doit déclarer à son tour l'AT à son assureur, même si la victime reprend son travail, dans un délai de 5 jours maximum sauf cas majeur. L'employeur est tenu également de transféré à l'assureur toutes pièces se rapportant aux sinistres déclarés (ex. certificat médical) dans un délai de 48h à compter de leur réception. (Articles 14, 15 et 20)
- L'obligation de l'application de la transaction directe entre la victime ou ses ayants droit et la compagnie d'assurance. L'accord amiable entre les deux parties est considéré définitif et ne peut être remis en question que s'il s'avère que l'assureur offre une indemnisation inférieure aux termes prévues par la loi. Dans ce cas, la victime ou ses ayants droit peuvent avoir recours à la justice. (Article 133, 134, 135)
- Dans le cas où le médecin délégué par l'assureur et le médecin de la victime n'arrive pas à se mettre d'accord sur le taux d'IPP, ce dernier doit proposer à la société d'assurance un autre médecin qualifié en lui accordant un délai d'un mois au maximum pour déterminer le taux d'IPP. (Article 22)
- En cas de décès, Le conjoint a droit à 50% du salaire quel que soit son âge. (Auparavant : 30% si son âge est inférieur à 60 ans et 50% sinon). (Article 88)
- La rente des descendants est servie jusqu'au l'âge de 16 ans. Elle est étendue à 21 ans (au lieu de 17 ans) en cas d'apprentissage, à 26 ans (au lieu de 21 ans) en cas de poursuite des études et à vie pour les enfants handicapés (Articles 95)
- Augmentation des taux d'indemnisation des orphelins et des ascendants (Articles 96)
- Changement des astreintes en cas de retard de versement des indemnités journalières ou des rentes. (Articles 78 et 116)
- Implémentation de nouvelles sanctions (section 8)

6- Termes d'indemnisation des salariés en cas d'AT

a- Les indemnités garanties :

- Frais de soins médicaux et pharmaceutiques, d'hospitalisation, de rééducation, frais funéraires et judiciaire
- Indemnité journalière pour compenser la perte de salaire en cas d'arrêt temporaire du travail résultant de l'AT ou de la MP
- Capital ou rente en cas d'IPP ou de décès

b- Indemnité journalière

L'indemnité journalière (IJ¹¹) est due à partir du lendemain du l'AT et durant toute la période d'incapacité temporaire. Elle concerne également les jours de repos hebdomadaire, les jours fériés ou de fêtes chômées.

- Selon le dahir n°1-60-223, article 61 :

$$IJ = \begin{cases} \frac{2}{3} * Rémunération_quotidienne & \text{durant les 28 premiers jours} \\ 50\% * Rémunération_quotidienne & \text{à partir du 29 éme jours} \end{cases}$$

- Selon la loi n° 18-01 modifiant et complétant le dahir n°1-60-223, article 1 :

$$IJ = \left(\frac{2}{3}\right) * Rémunération_quotidienne$$

- **Cas d'une rémunération stable et continue**

$$Rémunration_quotidienne = \begin{cases} \begin{array}{l} \text{Dahir n°1 – 60 – 223} \\ \text{article 67} \\ \text{salaire horaire} * 8 \\ \text{salaire hebdomadaire}/6 \\ \text{salaire mensuel}/24 \end{array} & \begin{array}{l} \text{Dahir n°1 – 14 – 190} \\ \text{article 66} \\ \text{salaire horaire} * 8 \\ \text{salaire hebdomadaire}/6 \\ \text{salaire mensuel}/26 \end{array} \end{cases}$$

- **D'autres cas** (Dahir n°1-14-190, articles 68, 69 et 70)

- Si le salaire quotidien est variable ou si le travail est discontinu :

IJ = la moyenne quotidienne du salaire des 26¹² journées de travail effectif avant AT

- Si la victime est rémunérée à la tâche :

¹¹ La loi n° 18-01 modifiant et complétant le dahir n°1-60-223

¹² 24 avant l'application de la loi n°18-12

$IJ = (1/6) * \text{rémunération pendant les 6 derniers jours de travail effectif.}$

- Si la victime ne travail qu'une partie de l'année, tout en demeurant à la disposition de son employeur pendant le reste de l'année.

$IJ = \text{moyenne quotidienne du salaire des jours de travail effectif durant les 365 jours}$

c- Indemnisation en cas d'IPP

Si le taux d'IPP > 10%, alors la Rente annuelle est égale au salaire annuel (SA) multiplié par le taux IPP réduit

Si le taux d'IPP < 10% et la victime est âgé de plus de 18 ans, l'indemnité est liquidée sous forme de capital égale aux rentes prévues par la loi (Dahir n°1-14-190, article 83)

En cas d'aggravation ou d'atténuation de l'infirmité durant les 5 années qui suivent la guérison ou la consolidation, la révision de la rente peut être réclamée. (Dahir n°1-14-190, article 145)

d- Indemnisation en cas de décès

- Les ayants droits

- Les conjoints
- Les descendants
- Les ascendants

- Conjoints non divorcés

- Selon le Dahir n°1-60-223, article 94 :

$$\text{Rente annuelle} = \begin{cases} 30\% * SA & \text{si l'âge du conjoint} < 60 \text{ ans} \\ 50\% * SA & \text{si l'âge du conjoint est} \geq 60 \text{ ans} \end{cases}$$

- Selon le Dahir n°1-14-190, article 88 :

$$\text{Rente annuelle} = 50\% * SA \text{ Quel que soit l'âge du conjoint}$$

En cas de polygamie, la rente est partagée également et définitivement tel que chacun d'eux reçoit 50%* SA/ nombre de conjoint. (Dahir n°1-14-190, articles 92)

- Conjoints divorcés (Dahir n°1-14-190, article 89)

En cas de pension alimentaire, la rente est ramenée à la pension. En cas de pluralité, la rente ne doit pas dépasser 20% du SA.

En cas de décès d'un conjoint divorcé chaque conjoint divorcé survivant reçoit en surplus une rente égale à l'indemnité du conjoint décédé divisée par le nombre de conjoints survivant dans la limite de sa pension.

- **Cas de remariage du conjoint**

Le conjoint reçoit un capital égal à trois fois sa rente annuelle s'il n'a pas d'enfants sinon il aura droit à une rente temporaire jusqu'à ce que le dernier de ses enfants cesse d'avoir sa rente en du capital différé¹³. (Dahir n°1-14-190, articles 91)

- **Descendants**¹⁴

| Selon le Dahir n°1-60-223 (Articles 102 et 103) | Selon le Dahir n°1-14-190 (Articles 95 et 96) |
|--|--|
| Pour les enfants ¹⁵ orphelins de père ou de mère | Pour les enfants ¹⁶ orphelins de père ou de mère |
| - 15% s'il n'y a qu'un enfant. - 30% s'il y a deux enfants - 40% s'il y a trois enfants - 10% pour chaque enfant, si le nombre d'enfant excède trois. | - 20% s'il n'y a qu'un enfant. - 30% s'il y a deux enfants - 40% s'il y a trois enfants - 10% pour chaque enfant au cas où le nombre d'enfants est supérieur à trois. |
| Pour les enfants orphelins de père et de mère, la rente est fixée à 20% du salaire par enfant quel que soit le nombre | Pour les enfants orphelins de père et de mère, la rente est fixée à 30% du salaire par enfant quel que soit le nombre |

Une rente à vie est allouée aux orphelins handicapés s'ils répondent, au moment du décès de la victime, aux exigences des articles 2 et 21 de la loi n° 7.92. (Dahir n°1-14-190, article 95)

¹³ Relatif à trois fois la rente annuelle du conjoint

¹⁴ Bénéfice aussi de cette rente les enfants posthume, à condition qu'ils soient nés à 300 jours après l'AT. L'enfant qui contracte un mariage cesse d'avoir droit à la rente

¹⁵ La rente des enfants est servie jusqu'à l'âge de 16 ans. Elle est étendue à 17 ans en cas d'apprentissage et 21 en cas de poursuite des études ou en cas d'infirmité.

¹⁶ La rente des enfants est servie jusqu'à l'âge de 16 ans. Elle est étendue à 21 ans en cas d'apprentissage, à 26 ans en cas de poursuite des études au Maroc ou à l'étranger et à vie pour les enfants handicapés.

- **Ascendants**

La rente viagère pour chaque ascendant était égale à 10% *SA (articles 113 et 114 du dahir 1-60-223), tandis qu'avec l'avènement du Dahir n°1-14-190 (articles 103 et 104), elle est augmentée à 15%*SA. Toutefois, le total des rentes allouées ne doit pas dépasser 30% du SA.

- **Réduction des rentes :**

Si les différents taux de rente cumulés dépassent 85%, il est procédé à une réduction proportionnelle pour atteindre ledit pourcentage. (Dahir n°1-14-190, article 110)

e- Taux d'IPP réduit

- Selon le dahir n° 1-60-223 (1963), article 83 :

$$\text{Taux d'IPP réduit} = \begin{cases} 50\% * \text{taux d'IPP} & \text{si IPP} \leq 50\% \\ \text{taux d'IPP} * 50\% + 25\% & \text{si IPP} > 50\% \end{cases}$$

- Selon la loi n°18-01 (2002), article 1 : la rente annuelle est calculée sur la base du taux d'IPP en entier.
- Selon la loi n° 06-03 (2003), article 1 :

$$\text{Taux d'IPP réduit} = \begin{cases} 50\% * \text{taux d'IPP} & \text{si IPP} < 30\% \\ 1.5 * \text{taux d'IPP} - 30\% & \text{si } 30\% \leq \text{IPP} < 50\% \\ \text{taux d'IPP} - 5\% & \text{si IPP} > 50\% \end{cases}$$

f- Le versement des indemnités

Les indemnités journalières sont versées au lieu d'indemnisation habituel de la victime avec un écart maximal entre deux indemnités successives de seize jours. En cas de retard non justifié, au-delà de huit jours à compter de sa date d'éligibilité, la victime a droit à demander un remboursement de 3% de l'ensemble du montant retardé (1% auparavant). (Articles 77 et 78)

La victime (ayant droit) a droit aux rentes à partir du lendemain de la date de consolidation (date de décès). (Article 113)

Les rentes sont versées trimestriellement (1^{er} janvier, 1^{er} avril, 1^{er} juillet et 1^{er} octobre) avec un retard tolérable de 30 jours au maximum (60 jours auparavant). En cas de retard non justifié et supérieur au délai accordé par la loi, la victime a droit de demander un remboursement supplémentaire de 10% par mois (1%/ par jour auparavant). (Articles 114 et 116)

7 - Tarif de l'assurance AT et MP au Maroc :

Tarif AT et MP avant 2001

Avant 2001, un référentiel obligatoire de tarif de l'assurance AT et MP était mis en application. Il déterminait des taux de prime planchés à appliquer à toutes les professions existantes au Maroc. En cas de nouvelle profession, il était recommandé de demander une cotation auprès de la « Commission Technique Permanente Accidents de Travail ».

Cette nomenclature des activités est divisée en dix classes dont chacune est répartie en catégorie comportant un certain nombre de sous activités. Les taux de tarifs de ces activités devaient être appliqués sous certaines règles dont les principales sont :

- Les salaires à prendre en considération doivent incorporer non seulement la rémunération monétaire mais également celle faite en nature.
- Lorsqu'un personnel est appelé à effectuer différentes professions au sien de la même entreprise, il faut appliquer le taux de prime le plus élevé des différentes activités qu'il exerce.
- La garantie supplémentaire relative aux maladies professionnelles est accordée en contrepartie d'une surprime dont le taux est déterminé par le référentiel.

Libéralisation du tarif de l'assurance AT et MP

En 2001, le marché de l'assurance a connu une libéralisation de tarifs relatifs à certaines branches parmi elles l'assurance AT et MP. Par conséquent les assurances ont pu se préserver le droit d'élaborer leur propre tarif à partir de la prime pure du marché. Toutefois, toute modification de prime doit être soumise, au préalable, à l'appréciation de la DAPS. Cette dernière doit en principe proposer des réajustements si le tarif proposé par la compagnie d'assurance est jugé inadéquat.

Augmentation du Tarif de l'AT et MP

Suite à l'avènement de la loi n°18-01 en 2002, qui stipule que la rente annuelle devait être calculée sur la base du taux d'IPP en entier, le marché a réagi en élaborant une étude d'impact sur le tarif. Cette dernière a fait ressortir la nécessité de l'application d'une majoration de 132%. Ceci a conduit à une révolution des employeurs et à faire recours à l'arbitrage du

premier ministre pour résoudre la crise. Après la révision de la loi, le premier ministre a arrêté une majoration de la prime de 132% sur la période du 19 novembre 2002 au 12 décembre 2002, une majoration de 90% du 1^{er} janvier au 18 juin de l'année 2003 et une majoration de 12% au-delà de cette date. Cette dernière correspond à la date de promulgation de la loi n° 06-03 modifiant la formule de calcul du taux d'IPP réduit.

En outre, on note que malgré l'impact de l'introduction d'une nouvelle table de mortalité, par arrêté n° 1548-05 en 2005, sur l'évaluation des provisions, les tarifs de l'AT n'ont pas connu de modification.

IV- Processus de souscription en Assurance AT chez AAM

De façon générale, la souscription consiste à évaluer une demande de couverture d'un risque donné afin d'aboutir à une décision de rejet ou d'acceptation sous certaines conditions et limites d'engagement. Une politique de souscription a ainsi un objectif de maîtrise du « risque de souscription ». Ce dernier peut être défini comme étant le risque de perte ou de modification défavorable de la valeur des engagements de l'assurance. En assurance IARD, le risque de souscription regroupe le risque de prime¹⁷, le risque de réserve¹⁸ et le risque catastrophe¹⁹. En outre, les principales composantes du fonctionnement de la souscription sont le guide de souscription, les pouvoirs de souscription, les traités de réassurance, les tarifs de souscription, les « clausiers » et les polices de référence.

⇒ Processus de souscription en assurance AT et MP

L'assurance accidents de travail et maladies professionnelles connaît une sinistralité de plus en plus importante ce qui la classe parmi les branches les plus déficitaires. Cette situation émane de plusieurs facteurs dont les plus importants sont la sous-évaluation du risque AT étant donné l'insuffisance de l'information fournie à la souscription, l'inadéquation du tarif avec le risque couvert ainsi que la fausse déclaration des sinistres.

Toutefois, étant donné qu'elle est considérée en tant que produit d'appel pour les branches entreprises, la mise en œuvre d'une politique de souscription efficace s'avère nécessaire.

¹⁷ Risque que le coût des futurs sinistres soit supérieur aux primes perçues

¹⁸ Risque lié à la nature aléatoire de l'évaluation des sinistres et à leur mauvaise estimation

¹⁹ Risque résultant d'événements extrêmes ou irréguliers non capturés par les risques de tarification et de provisionnement

Les Garanties :

La garantie de base accordée pour un contrat d'AT est la réparation des préjudices corporels à savoir les frais médicaux et pharmaceutiques, frais d'hospitalisation, frais funéraires, frais judiciaires, indemnité journalière en cas d'ITT, capital ou rente en cas d'IPP ou de décès de la victime.

Extensions de garantie telle que :

- Maladies professionnelles : toute souscription de cette garantie doit être soumise à l'approbation de la Direction Générale
- Participation aux bénéficiaires : cette garantie est accordée d'office à tout employeur souscrivant un contrat AT avec une prime, pour chaque période biennale, au moins égale à 15.000 dirhams sauf avis du souscripteur motivé.
- Bons de pharmacie: garantie accordée à tout assuré payant une prime supérieure à 15.000 dirhams sauf avis du souscripteur motivé.

Les éléments majeurs qui contribuent à l'appréciation du risque

Avant tout accord de souscription, une évaluation du risque s'avère nécessaire afin d'identifier les conditions de souscription, les limites d'engagement, le tarif à appliquer et la procédure administrative à adopter. Le guide de souscription d'AXA Assurance énumère quatre rubriques de critères majeurs d'appréciation du risque à savoir :

- L'activité de l'entreprise : une bonne connaissance des risques liés à cette dernière permet d'évaluer l'exposition du personnel au risque A.
- La sinistralité : elle permet de connaître les aspects spécifiques du comportement du risque, évaluer l'efficacité des moyens de protection mis en œuvre et de projeter la tendance du risque au futur
- L'effectif et la masse salariale : ces éléments d'appréciation de risque permettent éventuellement d'évaluer la taille de l'entreprise ainsi que les opportunités de souscription vis-à-vis des autres branches (Incendie, automobile, tous risques chantiers...).
- La solvabilité : elle reflète la capacité de l'employeur à honorer ses engagements vis-à-vis du règlement des primes. Ainsi, la consultation du fichier « mise en demeure » de la FMSAR s'avère obligatoire avant toute souscription

Classification des activités

L'expérience d'AXA Assurance ainsi que celle du marché ont abouti à une classification des activités selon la gravité des AT ainsi que leur fréquence. Par conséquent, la politique de souscription d'AXA propose les classes suivantes :

1 : activité réservée, 2 : activité représentant un risque médiocre, 3 : activité représentant un risque passable, 4 : activité représentant un risque bon, 5 : activité représentant un risque visé

Tarif AT appliqué par AAM

En se basant sur l'historique de la sinistralité ainsi que la masse salariale, un taux d'équilibre est évalué pour chaque contrat. Le tarif appliqué effectivement pour ce dernier ne doit pas être loin de ce taux d'équilibre. Toutefois, cette règle connaît souvent des dérogations en cas de risque graves (Majoration) ou bien en cas de contrats potentiel (Rabais)

V- Problématique

A partir du contexte général présenté dans les paragraphes précédents, on constate que l'assurance AT représente une part importante de la structure du CA des branches entreprises d'AAM en plus de son caractère de produit d'appel eu égard des autres risques IARD. Ainsi, il est primordial d'analyser la rentabilité de ce portefeuille et d'élaborer un suivi de ses indicateurs de rentabilité. D'où l'intérêt d'étudier les déviations de tarif accordées et d'en proposer de nouveaux tarifs plus adéquats avec la sinistralité des activités et avec les changements économiques.

En outre, la nouvelle loi de réparation des AT apporte plusieurs modifications au niveau des termes d'indemnisation et du processus de gestion de sinistres. Ces modifications auront des impacts sur les charges DD, la cadence de déclaration ainsi que la cadence de règlements. Ce qui implique la nécessité d'évaluer l'impact de ces changements afin d'adopter davantage le processus de souscription et de gestion de sinistres au nouveau contexte.

VI- Revue de littérature : Tarification du risque AT

Les développements récents en tarification de l'assurance non-vie se concentrent majoritairement sur la maîtrise et l'amélioration des Modèles Linéaires Généralisés (GLM) qui ont été introduit par J. Nelder et R. Wedderburn en 1972. Ces modèles permettent à la fois de modéliser des comportements non linéaires et des distributions de résidus non gaussiens.

Cela est particulièrement utile puisque les coûts des sinistres, quand ils se concrétisent, suivent une densité très asymétrique et clairement non gaussienne.

De très nombreux ouvrages exposent de manière approfondie la théorie statistique sous-jacente ; l'un des plus classiques est celui de DENUIT Michel et CHARPENTIER Arthur. Il illustre les étapes de modélisation de la fréquence et du coût moyen pour en déduire des grilles tarifaires pour la prime pure.

Parallèlement, plusieurs mémoires de tarification du risque AT ont utilisé le modèle GLM avec un ajustement des primes estimées via la théorie de la crédibilité. Cependant, notre étude consiste à estimer des taux de prime. Pour ceci, on va estimer tout d'abord des primes pures par le modèle GLM puis les diviser sur le salaire annuel moyen par tête pour obtenir des taux de tarif.

Chapitre 2 :

***Analyse de la déviation tarifaire et estimation
de nouveaux taux de prime***

I- Présentation de la base de données

1- Base de données « Prime_AT »

- Description de la Base de données

| Date d'extraction | Nombre d'observation | Nombre de contrat | Période | |
|----------------------------|----------------------|-------------------|--------------------------|------------------|
| | | | 1 ^{er} exercice | Dernier exercice |
| 1 ^{er} Avril 2015 | 458 027 | 230 034 | 2001 | 2015 |

La base de données « Prime_AT » contient les informations relatives à chaque avenant tel que : le numéro d'avenant, numéro de police, prime acquise, exercice d'effet, l'activité, sous-activité, le capital assuré, le taux de prime, le fractionnement de la prime (mensuelle, trimestrielle, ...) ...Cependant, certaines informations sont manquantes. Le tableau ci-dessous représente le taux de renseignement pour les trois variables les plus importantes pour notre analyse par la suite

| Variable | Masse salariale Assurée | Taux de prime | Activité |
|-----------------------|-------------------------|---------------|----------|
| Taux de renseignement | 68% | 63% | 93% |

- Traitement de la base de données :

⇒ Estimation des capitaux manquants :

L'estimation adoptée consiste dans un premier temps à estimer les champs vides par la masse salariale maximale renseignée pour la même police et pour un même exercice. Par la suite, les champs vides restants sont estimés par la masse salariale moyenne renseignée pour la même police pendant la période 2001-2015. Ce processus permet d'estimer 19,5% des masses salariales ce qui correspond à 60% des champs vides initialement.

⇒ Estimation des taux de prime manquants :

L'estimation des taux de prime manquants est identique à celle des capitaux manquants. Cependant, on opte pour une estimation par la moyenne des taux renseignés au lieu du maximum afin d'éviter une surestimation de la déviation de tarif par la suite. Ceci nous permet d'estimer 21% des taux ce qui correspond à 57% des taux manquants au départ.

⇒ Remplissage des activités manquantes :

L'analyse de la variable activité nous dévoile que certaines polices changent de risque au cours du temps. Pour ceci, on remplace les champs vides par l'activité renseignée durant la même année pour la même police dans d'autres avenants si elle est mentionnée dedans. Sinon, on les remplace par l'activité la plus grave déclarée pour cette police durant la période 2001-2015. Ce processus nous permet à peine de remplir 0,45% des champs de la base ce qui correspond à 6% des champs vides au départ.

⇒ Attribution des rubriques de risque :

De prime abord il faut créer une clé pour chaque sous activité. Cette dernière contient à la fois le code de l'activité ainsi que le classement de la sous-activité au sein de cette dernière. Par la suite, on peut affecter à chaque police sa rubrique de risque via une jointure entre la base de données et la table des activités.

En somme, ces traitements nous permettent de retenir les taux ci-dessous :

| Variable | Masse salariale Assurée | Taux de prime | Activité |
|------------------------|-------------------------|---------------|----------|
| Renseigné initialement | 68% | 63% | 93% |
| Estimé | 19,51% | 21,36% | 0,45% |
| Total | 87,14% | 88,49% | 93.45% |

Tableau 4: Taux de renseignement des variables

En tenant compte juste des observations dont les variables sont toutes renseignées, la base retenue représente donc 75% de la base initiale.

⇒ Estimation de l'effectif assuré :

Afin de calculer la fréquence de sinistre, on aura besoin de l'effectif assuré comme étant une variable reflétant l'exposition au risque AT. Toutefois, on ne dispose pas de cette information au sein la base « Prime_AT ». Par conséquent une estimation s'avère nécessaire.

De prime abord, il faut estimer un salaire annuel moyen par tête. Pour ceci, on a eu recours au salaire renseigné au niveau des certificats fournis par les victimes ou leurs ayants droits. On obtient ainsi, une première estimation du salaire annuel moyen par tête dont l'évolution est représentée dans le graphe ci-dessous. Afin de corriger l'erreur de notre estimation, on opte pour un lissage de la courbe observée afin de garder une tendance croissante tout au long de notre courbe. Pour ceci, on utilise la méthode de lissage non paramétrique de Whittaker-

Henderson (W_H) (réf : Annexe n°1). D'après ce graphe, on constate que la courbe ajustée du SAM obtenue par la méthode de W_H à une tendance assez proche de la courbe d'évolution du SMIG avec un rapprochement remarquable durant l'année 2012.

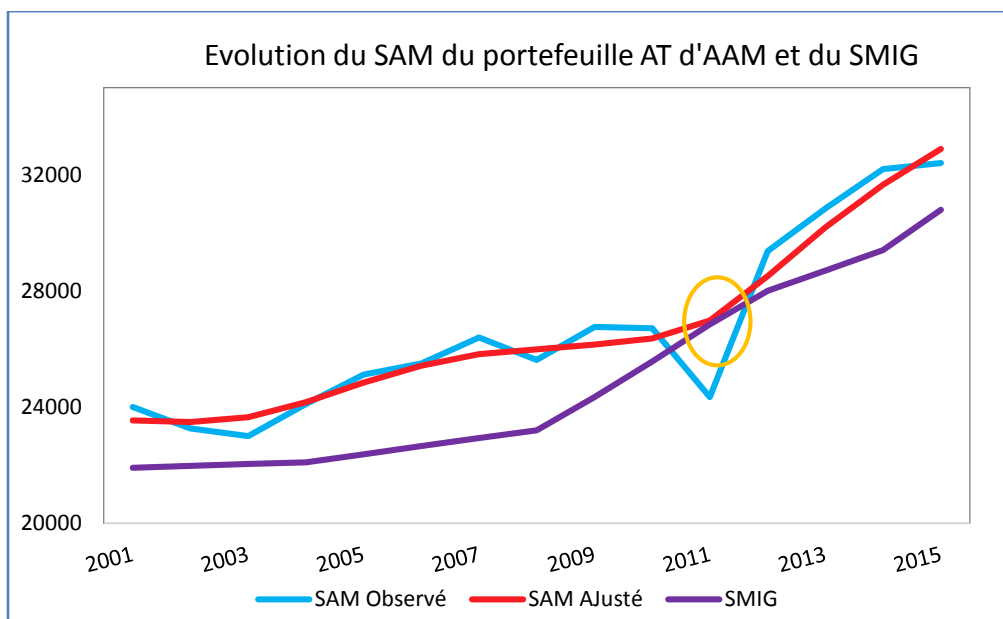


Figure 10: Evolution du SAM du portefeuille AT d'AAM et du SMIG

A partir des salaires obtenus par la méthode de W_H, on peut estimer l'effectif des assurés pour chaque contrat en tenant compte de l'exercice d'effet de ce dernier.

2- Base de données « Sinistres_AT »

- Description de la base de données

| Date d'extraction | Nombre de sinistres | Période | |
|----------------------------|---------------------|--------------------------|------------------|
| | | 1 ^{er} exercice | Dernier exercice |
| 3 ^{er} Avril 2015 | 174 567 | 2001 | 2015 |

Pour chaque sinistre survenu durant la période 2001-2015, la base « Sinistres_AT » renseigne le numéro de police, la date de survenance, le type de gestion (Grave, Simple, Bons de pharmacie...), la charge dossier dossier (DD), le règlement effectué jusqu'au jour de l'extraction...

- Traitement de la base de données : Actualisation de la charge

Pour que notre étude soit plus concrète, on est amené à évaluer la charge des anciens sinistres en tenant compte de la valeur du dirham d'aujourd'hui. Pour ceci, on opte pour

l'utilisation du taux d'évolution du SMIG au lieu du taux d'inflation étant donné que les charges dépendent principalement du salaire des victimes.

Ainsi, on retrouve dans le tableau ci-dessous la valeur et la période d'application des SMIG ainsi que la valeur d'un dirham des années antérieures évaluer aujourd'hui. Cette dernière constitue l'estimation du taux d'actualisation des charges des sinistres de notre base de données.

| Période d'application | | SMIG (en Dhs) | Valeur d'un dirham antérieur vu aujourd'hui |
|-----------------------|------------|------------------|--|
| Date Début | Date Fin | | |
| 01/07/2000 | 30/06/2004 | 21 914 | 1,34 |
| 01/07/2004 | 30/06/2008 | 22 102 | 1,33 |
| 01/07/2008 | 30/06/2009 | 23 200 | 1,27 |
| 01/07/2009 | 30/06/2012 | 24 344 | 1,21 |
| 01/07/2012 | 30/06/2014 | 28 005 | 1,05 |
| 01/07/2014 | 30/06/2015 | 29 401 | 1,00 |

Tableau 5: Evolution de la valeur du SMIG et période d'application

Afin d'atténuer le biais de l'estimation des taux d'actualisation déduite ci-dessus, on opte pour un lissage de la courbe de ces derniers par la méthode du lissage non paramétrique de W_H. D'où, on aboutit au graphe ci-dessous à partir duquel on retient les taux à appliquer aux charges relatives aux sinistres survenus entre 2001 et 2014.

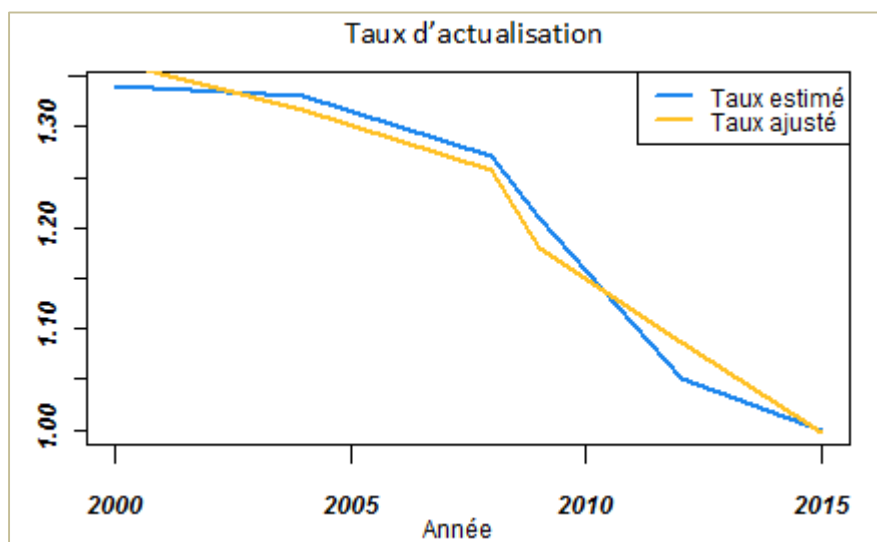


Figure 11: Lissage de la courbe du taux d'actualisation avec la méthode de W_H

3- Structure du portefeuille AT

D'après le graphe ci-dessous, on constate que le nombre de contrat AT d'AAM connaît une tendance croissante depuis 2004 avec un nombre de nouvelles affaires (AN) presque stable

en contrepartie d'un nombre de renouvellement croissant. On note également une légère régression durant l'année 2014. Toutefois, comme on l'a mentionné au niveau de l'étude du marché, cette diminution n'impact pas le positionnement d'AAM en tête du marché AT.

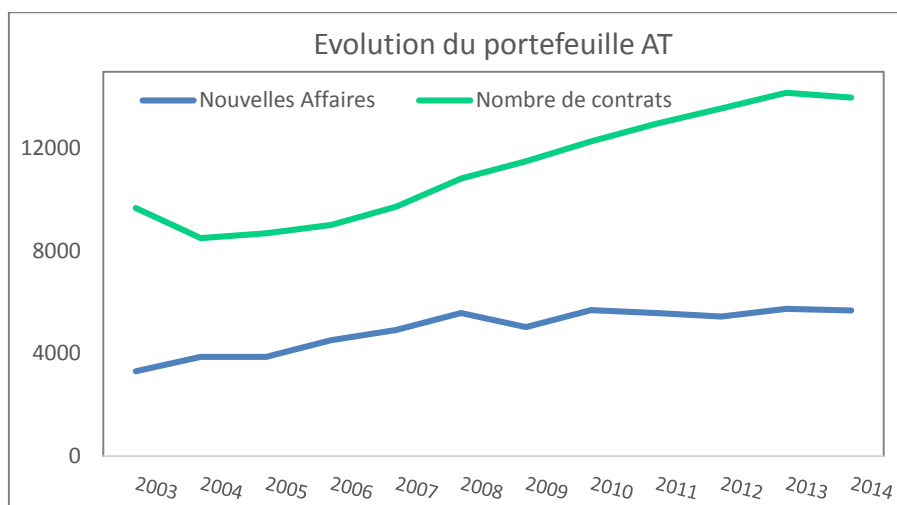


Figure 12: Evolution du portefeuille AT d'AAM

En traçant la courbe de la prime commerciale et de la charge DD ci-dessous, on remarque que les deux courbes ont presque la même tendance durant la période 2003-2014. Ceci peut être expliqué par le fait que les deux sont calculées en fonction de la masse salariale. On note également que la baisse de la charge DD durant l'année 2014 est due forcément au retard de déclaration des sinistres.

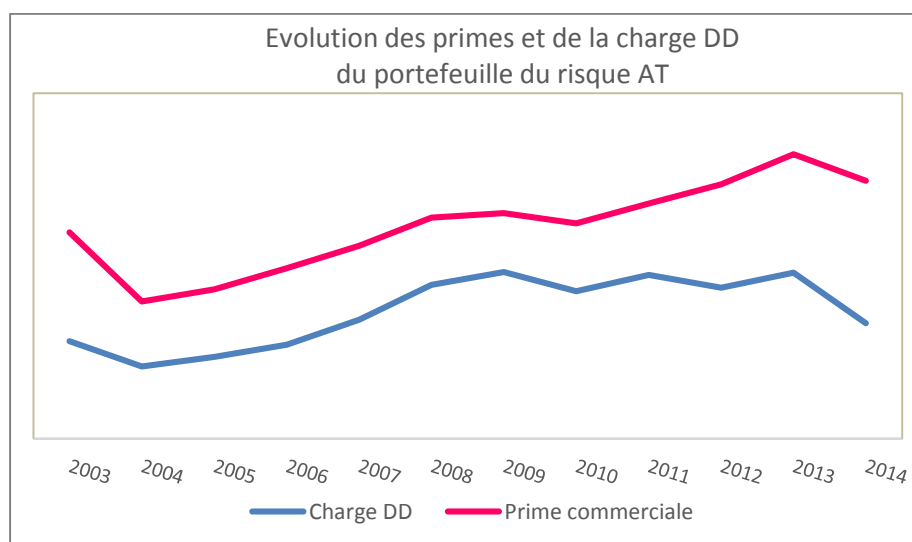


Figure 13: Evolution de la prime et de la charge DD du risque AT

A travers l'analyse des indicateurs par exercice ci-dessous, on constate qu'on peut distinguer trois périodes. La première allant de 2003 à 2006 avec une fréquence moyenne de

3%, un coût moyen (CM) ne dépassant pas 23 700 dirhams et un Loss ratio²⁰ (LR) inférieur à 70%. Tandis que la deuxième période concerne les années entre 2007 à 2011 et qui se distingue par une fréquence moyenne de 3,5, un CM variant entre 26 000 et 32 000 dirhams ainsi qu'un LR entre 70% et 85%. La troisième période concerne les trois dernières années dont les indicateurs sont considérés biaisés par les retards de déclaration de sinistres.

| Année | Fréquence | CM | LR |
|-------|-------------|--------|------------|
| 2003 | 2,9% | 23 695 | 57% |
| 2004 | 3,0% | 20 991 | 63% |
| 2005 | 3,0% | 21 960 | 65% |
| 2006 | 2,7% | 22 514 | 65% |
| 2007 | 3,2% | 26 332 | 72% |
| 2008 | 3,6% | 28 635 | 80% |
| 2009 | 3,5% | 29 538 | 84% |
| 2010 | 3,5% | 30 716 | 78% |
| 2011 | 3,5% | 32 161 | 80% |
| 2012 | 3,3% | 28 852 | 69% |
| 2013 | 3,2% | 31 610 | 68% |
| 2014 | 1,8% | 26 931 | 55% |

Tableau 6: Fréquence, Coût Moyen et LR par année

II- Déviatiion de Tarif

Etant donné son caractère obligatoire, l'assurance AT et MP est considérée en tant que produit d'appel représentant une importante opportunité de souscription pour les autres branches entreprises. Par conséquent, les AAM doit veiller à maîtriser au mieux son portefeuille AT. Ainsi, elle peut, dans certaines limites, se permettre l'octroi de rabais du taux de prime à certains contrats prometteurs ou au contraire appliquer des majorations de taux de prime pour des contrats risqués ou bien carrément le refus de souscription dans un but d'assainissement de leur portefeuille. Pour ceci, le paragraphe suivant s'intéresse à l'étude de cette déviation de tarif

²⁰ Charges/ Primes

| Date Début | Date Fin | Part de la base initial |
|------------|----------|-------------------------|
| 2003 | 2014 | 60% |

On va se focaliser sur les années allant de 2003 à 2014 étant donné les raisons suivantes :

- L'année 2001 a connu une sinistralité importante due aux sinistres hérités de la part de la CAA
- L'année 2002 a connu une augmentation importante de tarif nécessitant l'intervention du 1^{er} ministre
- L'année 2015 est biaisée par les retards constatés aux niveaux des primes et des sinistres

1- Estimation de la Prime Technique acquise :

Le calcul de la prime technique émise consiste tout simplement à multiplier le taux de prime de référence fois la masse salariale assurée. Cependant, on s'intéresse plutôt à la prime technique acquise (PTA) ce qui complique légèrement la formule. Par conséquent, on calcule la PTA durant une année donnée comme suit :

$$PTA_i = Tx * Masse\ salariale\ assurée * \frac{\beta_i}{Nombre\ de\ mois\ assurés}$$

Avec β_i égale au nombre de mois assurés durant l'année i.

A partir de la courbe de Lorenz ci-dessous, représentant le cumul de la prime commerciale acquise (PCA) ainsi que le cumul de la PTA en fonction du cumul du nombre d'observation, on constate que 95% des contrats payent quarante pourcent (40%) de PCA par AAM. Ceci implique que 5% des contrats détiennent des primes très élevées (60% des PCA). Cette dernières sont fort probablement relatives à des entreprises importantes ce qui nous pousse à supposer qu'elles peuvent bénéficier de rabais de taux de prime important étant donné le potentiel de souscription qu'elles représentent vis-à-vis des autres branches entreprises.

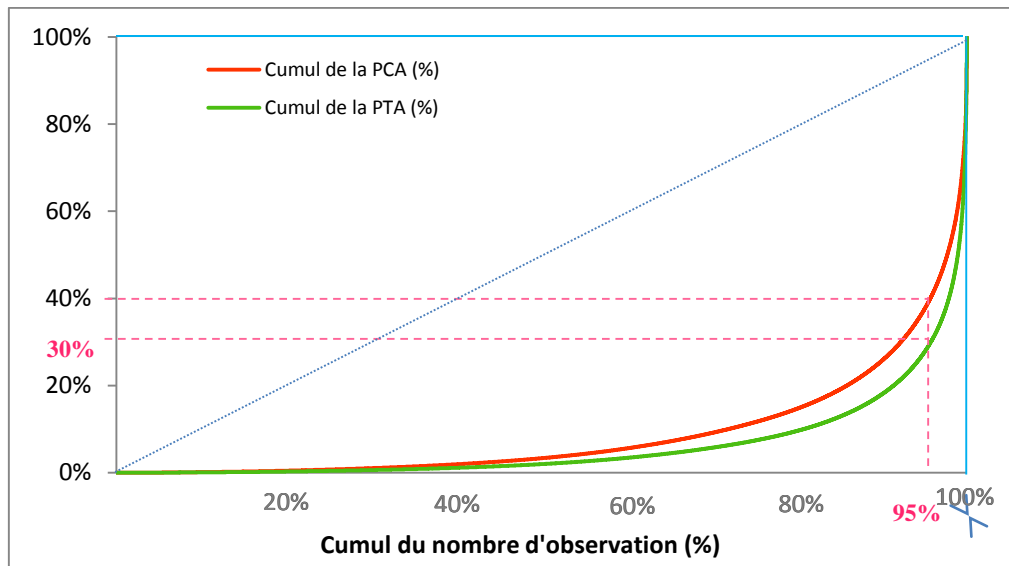


Figure 14: Courbe de Lorenz de la PCA et PTA

En se référant à la distribution de la PCA et de la PTA ci-dessous, on remarque un saut important entre le 90^{ème} et le 95^{ème} centile. En outre, la moyenne des deux primes est très grande par rapport à la médiane. Ceci est adéquat avec les remarques déduites à partir de la courbe de Lorenz ci-dessus.

| Prime Commerciale Acquisée | | Prime Technique Acquisée | |
|----------------------------|---------|---------------------------|---------|
| 1 ^{er} Quantile | 3 000 | 1 ^{er} Quantile | 2 840 |
| Moyenne | 43 960 | Moyenne | 51 600 |
| Médiane | 7 301 | Médiane | 7 200 |
| 3 ^{ème} Quantile | 21 800 | 3 ^{ème} Quantile | 22 440 |
| 9 ^{ème} décile | 69 300 | 9 ^{ème} décile | 80 050 |
| 95 ^{ème} centile | 124 000 | 95 ^{ème} centile | 160 000 |

Tableau 7: Distribution de la PC et de la PT

2- Analyse de déviation de Tarif :

On calcule la déviation de la PCA par rapport à la PTA selon la formule suivante :

$$Déviation = 1 - \frac{PCA}{PTA}$$

L'analyse de la distribution de la déviation de tarif dévoile une moyenne très écartée de la médiane ainsi qu'un saut important entre la déviation minimale et le 1^{er} quantile ainsi qu'entre le 9^{ème} décile et la déviation maximale. Ce qui reflète l'absence de la symétrie au niveau de la distribution de la déviation ainsi que la présence de peu de contrat avec des déviations extrêmes très importante ce qui peut biaiser l'estimation de la déviation par exercice.

| Déviation de Tarif | |
|---------------------------|-------|
| Minimum | -120% |
| 1 ^{er} Quantile | -13% |
| Moyenne | 6% |
| Médiane | -9% |
| 3 ^{ème} Quantile | 12% |
| 9 ^{ème} décile | 42% |
| Maximum | 100% |

Tableau 8: Distribution de la déviation du Tarif

Pour confirmer davantage que les grandes primes ont une valeur absolue de déviation importante, on étudie la part de la prime ainsi que la part du portefeuille détenu par les contrats selon les segments de la déviation ci-dessous :

| Déviation de tarif | Part de la prime | Part du portefeuille |
|--------------------|------------------|----------------------|
| <-50% | 6,7% | 9% |
| [-50%, 0%[| 31,4% | 48% |
| 0% | 4,7% | 11% |
|]0%, 50%] | 40,1% | 26% |
|]50%, 100%] | 17,1% | 6% |

Tableau 9: Parts de la prime et du portefeuille relative aux segments de déviation

D'après ce tableau, on constate que les contrats qui profitent d'un rabais très important (Contrats potentiel) ou bien des majorations graves (Contrats risqués) représentent 15% du portefeuille tandis qu'ils s'accaparent 23,8% de la prime.

Ainsi, on peut conclure que les primes importantes ont des déviations importantes qui biaisent l'estimation de la déviation par exercice. Pour ceci, un écrêtement de ces primes s'avère nécessaire. De plus, en se référant à la distribution de la PTA et de la PCA, on opte pour les seuils d'écrêtement ci-dessous et qui correspondent à peu près au 95^{ème} centile de ces primes.

| | Seuil retenu |
|-----|--------------|
| PCA | 160 000 |
| PTA | 120 000 |

Tableau 10: Seuils d'écrêtement retenus

Afin de confirmer davantage le biais de la déviation apporté par les grandes primes, on élabore une comparaison entre la valeur de la déviation avant et après écrêtement dont les résultats sont présentés dans le tableau suivant :

| Année | Déviation | |
|-------|------------------------------------|------------------------------------|
| | Sans Ecrêtement des primes élevées | Avec Ecrêtement des primes élevées |
| 2003 | -8,6% | 8,1% |
| 2004 | -23,8% | -8,8% |
| 2005 | -25,0% | -9,0% |
| 2006 | -27,1% | -8,0% |
| 2007 | -26,8% | -8,3% |
| 2008 | -29,6% | -9,0% |
| 2009 | -29,6% | -8,4% |
| 2010 | -33,2% | -9,7% |
| 2011 | -35,3% | -10,2% |
| 2012 | -37,7% | -11,6% |
| 2013 | -39,9% | -12,4% |
| 2014 | -39,5% | -15,4% |

Tableau 11: Déviation de Tarif avec et sans écrêtement des primes élevées

D'après ces résultats, on constate un grand écart entre la déviation avant et après écrêtement. On remarque également une majoration de tarif de 8% en 2003 ce qui est plus cohérent avec la hausse de tarif de 12% qu'a connu le marché à l'époque avec l'avènement de la nouvelle loi. De plus, les rabais de tarifs constatés dans depuis 2004 à 2014 s'avère plus logique après écrêtement. Par conséquent, on opte pour l'utilisation de la base de données avec écrêtement des grandes primes dans le reste de l'étude.

3- Classification des activités :

L'analyse de l'ancienne répartition des activités selon les cinq segments arrêtés par l'expérience d'AAM, dévoile une différence remarquable entre ces derniers au niveau de la fréquence et du CM. Toutefois, on ne constate pas de grands écarts au niveau du LR. Ceci nous amène à calculer le LR ajusté pour éliminer le biais résultant de l'impact de la déviation de tarif sur le LR d'où les résultats suivants :

| Rubrique de risque | Fréquence | CM | LR | LR ajusté |
|--------------------|-----------|--------|-------|-----------|
| 1 | 3,4% | 38 091 | 62,9% | 49,5% |
| 2 | 3,1% | 37 044 | 66,4% | 61,7% |
| 3 | 2,4% | 26 988 | 52,2% | 52,3% |
| 4 | 2,1% | 25 484 | 56,5% | 53,6% |
| 5 | 1,5% | 19 104 | 52,5% | 54,4% |

Tableau 12: Indicateurs relatifs aux anciennes rubriques de risque

D'après le tableau ci-dessus, on constate que les valeurs du LR ajusté ne suivent un ordre cohérent avec celui des rubriques de risque. De plus, le premier segment de risque a le plus petit

LR ajusté tandis qu'il regroupe les activités les plus risquées. Ce qui nous pousse à revoir la répartition des activités et à proposer de nous segments. Pour ceci, on utilise le LR ajusté comme variable de discrétisation des activités. Le choix de cet indicateur émane du faible biais au niveau de son estimation comparé aux autres indicateurs de rentabilité.

| LR Ajusté | |
|---------------------------|-----|
| 1 ^{er} Quantile | 38% |
| Moyenne | 54% |
| Médiane | 52% |
| 3 ^{ème} Quantile | 67% |
| 9 ^{ème} décile | 83% |

Tableau 13: Distribution du LR ajusté

Le tableau ci-dessus représente la distribution du LR ajusté pour les 88 activités. L'analyse de ses résultats nous permet de définir cinq nouveaux segments de risque à partir de la discrétisation du LR ajusté aux cinq intervalles suivants : [0,35% [, [35%, 50% [, [50%, 70% [, [70%, 90% [et > 90%.

A travers les valeurs des indicateurs des nouveaux segments résumées ci-dessous, on constate une cohérence entre le degré du risque et l'ordre croissant les indicateurs. Toutefois, au niveau de la déviation, on remarque que les activités risquées profitent en moyenne d'un rabais au lieu d'une majoration. Ceci est peut-être dû à l'importance potentielle que ces sociétés représentent vis-à-vis des autres branches entreprises (assurance incendie, assurance maladie...)

| Segment de risque | Déviation | Fréquence | CM | LR | LR ajusté |
|-------------------|-----------|-----------|--------|--------|-----------|
| 1 | -19% | 1,8% | 21 918 | 39,4% | 34,0% |
| 2 | -14% | 2,0% | 24 280 | 54,0% | 47,8% |
| 3 | -6% | 2,3% | 28 253 | 66,0% | 62,9% |
| 4 | 1% | 2,7% | 39 780 | 77,4% | 77,9% |
| 5 | -4% | 2,9% | 56 692 | 110,4% | 97,6% |

Tableau 14: Indicateurs relatifs aux nouveaux segments de risque

La nouvelle structure des segments de risque présentée ci-dessous, dévoile que la 2^{ème} classe regroupe le plus grand nombre de sous activités tandis que la classe la plus sinistrée regroupe un nombre peu de sous activités.

| Segment de risque | Nombre d'activités | Nombre de sous activités |
|-------------------|--------------------|--------------------------|
| 1 | 26 | 159 |
| 2 | 24 | 325 |
| 3 | 19 | 278 |
| 4 | 13 | 106 |
| 5 | 6 | 34 |
| Total | 88 | 902 |

Tableau 15: Structure des nouveaux segments d'activités

En considérant un taux de chargement de 25% pour le risque AT, on peut définir les limites de déviation de tarif tolérées en tenant compte d'un LR ajusté égale à une limite de 75%. D'où on retient les valeurs suivantes :

| Segment activité | LR ajusté | Limite de déviation de Tarif |
|------------------|-----------|------------------------------|
| 1 | 34,0% | -38,0% |
| 2 | 47,8% | -27,2% |
| 3 | 62,9% | -32,1% |
| 4 | 77,9% | +2,9% |
| 5 | 97,6% | +22,6% |

Tableau 16: Limite de déviation de tarifs recommandés

A partir de ces résultats, on peut déduire qu'on peut appliquer des rabais de tarif important pour les sous activités appartenant aux segments 1, 2 et 3. Tandis que le tarif des segments 4 et 5 doit connaître une augmentation au moins égale au seuil déterminé dans le tableau ci-dessus. Cependant, ces déviations tarifaires doivent prendre en considération également les taux de prime du marché afin de maintenir une position concurrentielle.

III- Tarification de l'activité « ENTREPRISE DE CONSTRUCTION DE BATIMENTS »

Le tarif du risque AT n'a pas connu de révision depuis l'année 2003 malgré le changement de la table de provisionnement en 2006. D'autre part, quatorze ans après la libéralisation du tarif de l'assurance AT, AAM a pu constituer un historique assez important lui octroyant la possibilité d'élaborer un tarif adéquat avec son portefeuille. Ceci dit, une ré-estimation des taux de prime des sous activités s'avère primordiale.

Dans ce paragraphe, on choisit d'illustration de l'estimation du nouveau tarif de l'activité « Entreprise de construction de bâtiments » puisqu'elle dispose d'un nombre important de contrats. , Cette estimation du taux sera élaborée par le modèle linéaire généralisé.

En outre, La construction des classes de risque est stratégique pour que le principe de mutualisation soit fonctionnel dans cet environnement concurrentiel. Ces classes tarifaires sont constituées à partir des caractéristiques des assurés (Entreprises), sont supposées homogènes en terme de sinistralité. Toutefois, La présence de sinistres graves dans une classe perturbe l'hypothèse d'homogénéité des classes et de stabilité des indicateurs de risque. Ainsi, on est tenu de déterminer un seuil d'écèlement de ces charges.

1- Approche théorique : Modèle linéaire généralisé

La régression linéaire multiple (modèle gaussien) permet d'expliquer une variable Y en fonction de variables indépendantes. Toutefois, elle est bâtie sous des hypothèses fortes telles que la normalité des erreurs, la linéarité des variables explicatives vis-à-vis de la variable dépendante, l'homoscédasticité...

Cependant, ces hypothèses limitatives ne tiennent pas compte des spécificités des variables utilisées en assurance (exemple : fréquence et coût moyen de sinistres). D'où le recours au modèle linéaire généralisé (GLM) qui permet d'affranchir l'hypothèse de normalité et d'identifier quelle distribution est la plus appropriée aux données étudiées. Ces derniers suivent généralement une loi (continue ou discrète) appartenant à la famille exponentielle.

- Famille exponentielle :

La densité de la famille exponentielle s'écrit sous la forme suivante :

$$f(Y|\theta, \phi) = \exp\left(\frac{Y\theta - b(\theta)}{\phi}\right) c(Y, \phi) \quad , \theta \in \mathbb{R}, \phi > 0 \text{ et } Y \in D_F \subset \mathbb{R}$$

Où ϕ est le paramètre de dispersion (constant) et θ est le paramètre canonique

$$\text{L'espérance } E(Y) = \mu = b'(\theta)$$

$$\text{La variance } Var(Y) = \sigma^2 = \phi b''(\theta)$$

- Lois discrètes

Loi de Poisson

| Fonction de densité | θ | $b(\theta)$ | ϕ |
|--|----------------|-------------|--------|
| $P(Y = y) = \exp(-\lambda) \frac{\lambda^y}{y!}$ | $\ln(\lambda)$ | λ | 1 |

Loi Binomiale négative

| Fonction de densité | θ | $b(\theta)$ | φ |
|--|---------------|------------------|-----------|
| $P(Y = y) = C_{r+y-1}^y \left(\frac{1}{\beta+1}\right)^r \left(\frac{\beta}{\beta+1}\right)^y$ | $\log(\beta)$ | $-r \log(\beta)$ | 1 |

Modèles à inflation de zéros

En se référant à la réalité des données, il est possible que les assurés pour lesquels le nombre de sinistre est nul soient composés de deux sous populations dont l'une accepte d'effectuer une déclaration de tout sinistre survenu (La valeur zéro indique donc qu'il n'y a pas eu de sinistre réellement) tant dis que l'autre refuse de déclarer un sinistre dont elle est responsable pour éviter un malus.

Un modèle Poisson ou Binomial Négatif ne permet pas de distinguer ces deux sous populations. Par conséquent, on fera recours au modèle de Poisson à inflation de zéros (ZIP : Zero-Inflated Poisson) ou au modèle Binomial Négatif à inflation de zéros (ZINB ; Zero-Inflated Negative Binomial).

On suppose que la variable aléatoire observée N est le produit d'une loi binaire B et d'une loi de Poisson ou d'une loi binomiale négative :

$$N = BN^*$$

$$P(b_i = k) = \begin{cases} \pi_i & \text{si } k = 0 \text{ (pas de sinistre déclaré)} \\ 1 - \pi_i & \text{si } k = 1 \text{ (sinistre déclaré)} \end{cases} \quad \text{Avec } \pi_i = \frac{\exp(X'_i \beta)}{1 + \exp(X'_i \beta)}$$

$$\Rightarrow \text{Loi ZIP} \quad P(N_i = k) = \begin{cases} \pi_i + (1 - \pi_i) * e^{-\lambda} & \text{si } k = 0 \\ (1 - \pi_i) * e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!} & \text{si } k = 1, 2, \dots \end{cases}$$

$$\Rightarrow \text{Loi ZINB} \quad P(N_i = k) = \begin{cases} \pi_i + (1 - \pi_i) * \left(\frac{1}{\beta+1}\right)^r & \text{si } k = 0 \\ (1 - \pi_i) * C_{r+k-1}^k \left(\frac{1}{\beta+1}\right)^r \left(\frac{\beta}{\beta+1}\right)^k & \text{si } k = 1, 2, \dots \end{cases}$$

- **Lois continues**

Loi Gamma

| Fonction de densité | θ | $b(\theta)$ | φ |
|---|--------------------|---------------------------------------|-------------------|
| $f_Y(y) = \frac{\beta^\alpha y^{\alpha-1} e^{-\beta y}}{\Gamma(\beta)}$ | $\frac{1}{\alpha}$ | $-\log\left(-\frac{1}{\alpha}\right)$ | $\frac{1}{\beta}$ |

Loi Normale

| | | | |
|--|----------|-------------------|------------|
| Fonction de densité | θ | $b(\theta)$ | φ |
| $f_Y(y) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(y-\mu)^2}{2\sigma^2}\right)$ | μ | $\frac{\mu^2}{2}$ | σ^2 |

- **Modèle linéaire Généralisé**

Un modèle linéaire généralisé est constitué de trois éléments :

- 1- Y_1, Y_2, \dots, Y_n des variables aléatoires indépendantes et identiquement distribuées à expliquer et dont la loi appartient à la famille exponentielle tel que :

$$\text{Fonction de densité : } f(y_i|\theta_i, \varnothing) = \exp\left(\frac{y_i\theta_i - b(\theta_i)}{\varnothing}\right) c(y_i, \varnothing) \quad \forall i = 1, \dots, n \quad (1)$$

Fonction de vraisemblance :

$$\mathcal{L}(\theta, \varnothing) = \prod_{i=1}^n f(y_i|\theta_i, \varnothing) = \exp\left(\frac{\sum_1^n y_i\theta_i - \sum_1^n b(\theta_i)}{\varnothing}\right) \prod_{i=1}^n c(y_i, \varnothing) \quad (2)$$

- 2- Un ensemble de paramètres $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p)'$ et des variables explicatives $X = (X_1, X_2, \dots, X_n)$ tel que la matrice X est de dimension $n * p$ et supposée être de rang p.
- 3- Fonction de lien g monotone et dérivable permettant de lier les variables explicatives à la prédiction μ tel que : $g(\mu_i) = x'_i \beta = \eta_i$ avec $\mu_i = E(Y_i|X_i)$
 Tel que le vecteur x_i est de dimension p et contient les variables explicatives relatives au $i^{\text{ème}}$ individu.

| Loi | Fonction de lien |
|--------------------|------------------|
| Gamma | log |
| Normale | identité |
| Poisson | log |
| Binomiale Négative | Log |
| Binomiale | Logit |

- **Estimation des paramètres**

Afin d'estimer les paramètres $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p$ par la méthode du maximum de vraisemblance, il faut dériver le log de la fonction de vraisemblance (1) par rapport à ces

derniers et d'écrire les conditions du premier ordre $\frac{\partial \ln(\mathcal{L}_i)}{\partial \beta_j} = 0 \quad \forall i = 1, \dots, n \quad \text{et} \quad \forall j = 1, \dots, p$

- Critère d'ajustement

Déviance : $D = 2 * \sum_{i=1}^N (I_{saturé}(\lambda_i) - I(\hat{\lambda}_i))$

Statistique de Pearson : $\chi^2 = \sum_{i=1}^N \frac{(n_i - \hat{\mu}_i)^2}{var(\hat{\mu}_i)}$

- Les résidus

Etant donné l'hétéroscédasticité du modèle GLM, les résidus bruts $\hat{\epsilon}_i = Y_i - \hat{\mu}_i$ n'ont qu'un intérêt limité. Cependant, on s'intéresse aux résidus suivants :

Les résidus de Person : $\hat{\epsilon}_{P,i} = \frac{Y_i - \hat{\mu}_i}{\sqrt{V(\hat{\mu}_i)}}$

Les résidus de déviance : $\hat{\epsilon}_{D,i} = \pm \sqrt{d_i}$ où $D = \sum_1^n \sqrt{d_i}$

2- Approche pratique

a- Détection des sinistres graves

L'existence de charges grave risques de biaiser l'estimation du taux de prime ainsi que l'homogénéité des classes tarifaires. Par conséquent, il faut analyser les charges graves et déterminer un seuil d'écèlement. Pour ceci, on trace tout d'abord la courbe de Lorenz des charges des sinistres AT survenus durant la période 2003-2014 et dont la représentation est ci-dessous.

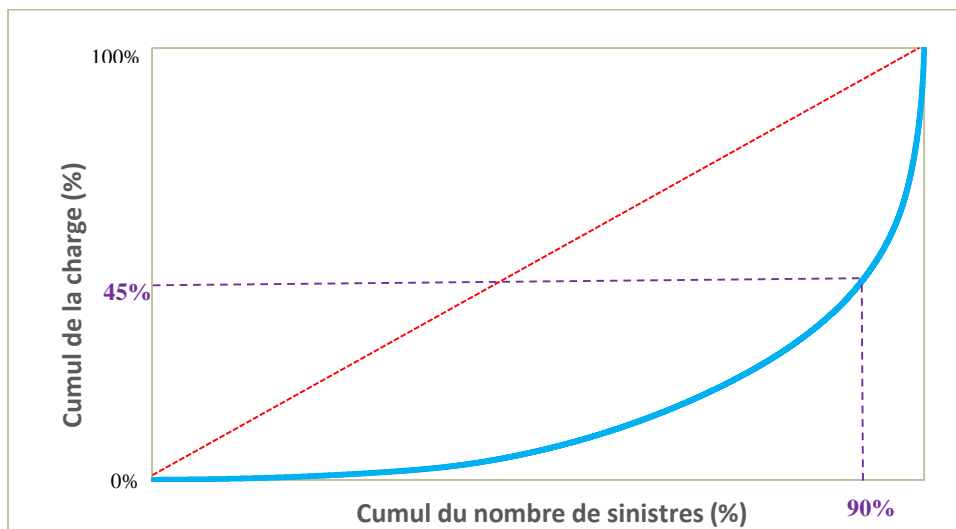


Figure 15: Courbe de Lorenz des charges des sinistres AT

A travers cette courbe de Lorenz, on remarque une inégalité au niveau de la distribution de la charge des sinistres tel que 90% des sinistres coûtent à peine 45% des charges DD évaluées

pour le risque AT. Ceci confirme donc l'existence de sinistres graves. D'où la nécessité d'évaluer un seuil d'écrêtement.

b- Estimation du seuil d'écrêtement

Afin de déterminer ce seuil, on va se baser sur deux méthodes graphiques :

- Fonction moyenne des excès (FME)
- Hill plot

b-1 Fonction moyenne des excès :

Le graphe de la fonction moyenne des excès (FME) représente les points $((u, e_n(u)), X_{1:n} < u < X_{n:n})$ où $X_{1:n}$ et $X_{n:n}$ sont respectivement la valeur minimale et maximale de l'échantillon des observations et $e_n(u)$ est l'estimateur empirique de la fonction moyenne des excès au-delà du seuil u notée $e(u)$ tel que :

$$e(u) = E(X - u \mid X > u)$$

$$e_n(u) = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - u)^+}{\sum_{i=1}^n 1_{X_i > u}}$$

Autrement dit, $e_n(u)$ représente la somme des excès pour un seuil donné u divisé par le nombre d'observation dépassant ce seuil.

Le bon seuil est celui à partir duquel $e_n(u)$ est approximativement linéaire. Graphiquement, cela se traduit par un changement de la pente de la courbe qui reste ensuite stable. En outre également qu'à partir de la tendance de la courbe FME, on peut déduire la loi qui s'ajuste le mieux à l'échantillon d'observation étudié

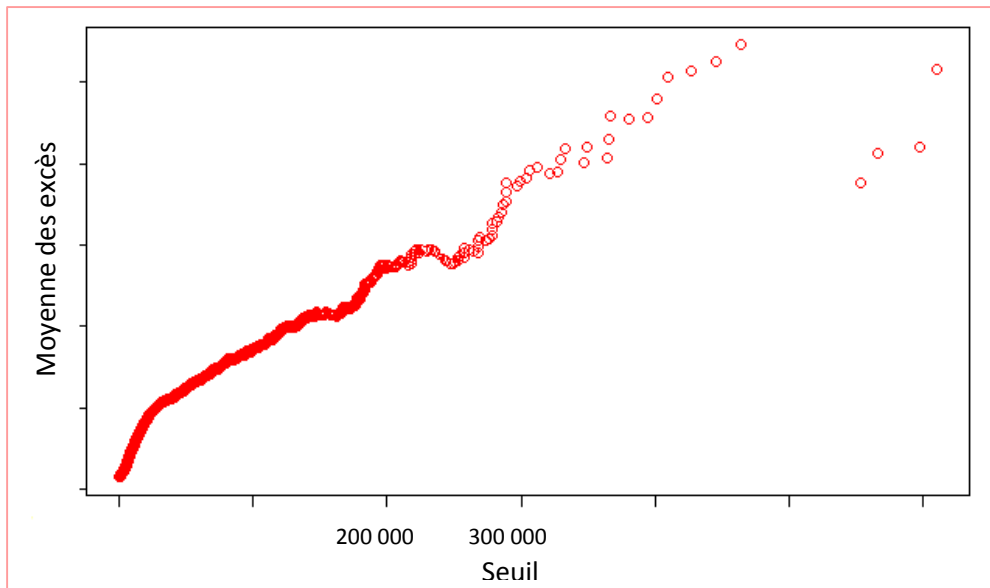


Figure 16: Représentation de la FME relative aux charges des sinistres AT

La courbe représentant la FME des charges de sinistres AT se caractérise par une tendance linéaire avec une pente positive ce qui implique que les charges suivent la loi de Pareto. En outre, on visualise une stabilité à partir d'un seuil appartenant à l'intervalle] 200 000 ; 300 000].

b-2 Estimateur de Hill

L'estimateur de Hill pour un échantillon de taille n est défini par la statistique suivante :

$$\xi = \frac{1}{k-1} * \sum_{i=1}^{k-1} \ln \left(\frac{X_{i:n}}{X_{k:n}} \right) \quad \text{pour } k > 1$$

Avec k le nombre des excès et $\alpha = 1/\xi$ l'estimateur de l'indice de queue de distribution

Toutefois, il n'est efficace que pour les distributions dont le paramètre ξ est positif. Cependant, puisque la distribution retenue par la FME est la loi de Pareto, qui se caractérise par $\xi > 0$, alors on peut utiliser l'estimateur de Hill.

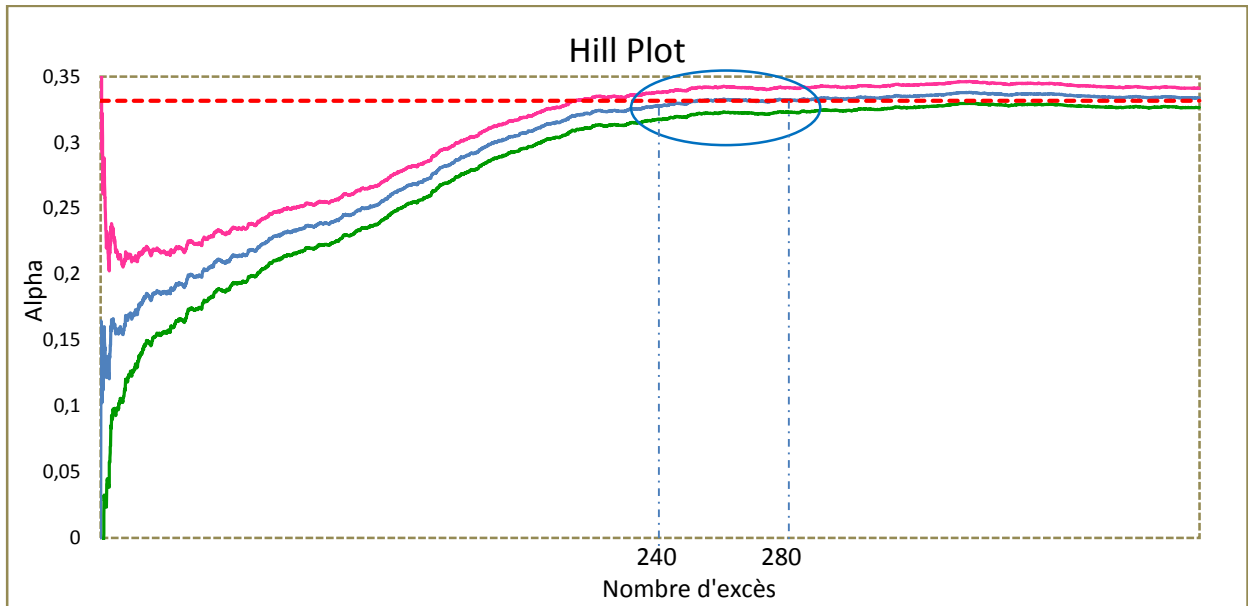


Figure 17: Hill Plot de la charge des sinistres AT

La courbe bleue dans le graphe ci-dessus représente l'estimateur de l'indice de queue, tandis que les courbes rose et verte représentent respectivement la borne supérieure et inférieure de l'intervalle de confiance à 95% relatif à cet estimateur.

A partir du Hill plot ci-dessus, on constate que la stabilité est atteinte pour une estimation du paramètre α appartenant à l'intervalle $]0,32 ; 0,35[$ et qui correspond à un nombre d'excès entre 240 et 280.

b-3 Choix du seuil d'écèlement :

D'après ces deux méthodes graphiques, on constate que les niveaux de seuils possibles se trouvent au sein des intervalles suivants :

- Le nombre d'excès appartient à l'intervalle $] 240 ; 280[$
- Le seuil d'écèlement appartient à l'intervalle $] 200\ 000 ; 300\ 000[$.
- L'indice de queue de la distribution des charges appartient à l'intervalle $] 0,32 ; 0,35[$

Pour avoir une estimation plus précise du montant d'écèlement, on utilise le test d'Anderson Darling et le test de Cramer-von-Mises pour tester l'adéquation des observations avec la distribution de Pareto et ceci pour trois seuils choisis.

| Seuil (En Dhs) | Anderson-Darling | | Cramer-Von-Mises | |
|----------------|------------------|---------|------------------|---------|
| | Statistique | p-Value | Statistique | p-Value |
| 200 000 | 29,84 | <0,010 | 5,03 | <0,010 |
| 250 000 | 30,39 | <0,010 | 4,64 | <0,010 |
| 300 000 | 32,29 | <0,010 | 5,03 | <0,010 |

Tableau 17: Test d'Anderson-Darling et test de Cramer Von-Mises

D'après le tableau ci-dessus, on retient un seuil de 250 000 dirhams puisqu'il a la plus petite valeur pour les deux statistiques. Ce seuil correspond à un nombre d'excès de 252 ce qui représente 1,7% de des sinistres AT.

Par la suite, on calcule le cumul des excès des charges au-delà du seuil retenu afin de le répartir sur le reste des charges selon leur poids.

c- Segmentation des variables

Parmi les variables présentes dans la base de données, on choisit la masse salariale, la région et la sous-activité comme variables explicatives. Ce choix émane de la causalité directe apparente entre ces variables, la fréquence et le coût moyen.

Toutefois, avant de tester leur impact sur l'explication de la fréquence et du CM, on doit les segmenter en classes significatives en termes de sinistralité.

- Segmentation de la masse salariale

La réparation des accidents AT se calcule à partir des salaires des victimes. Ainsi, la charge des sinistres dépend principalement de la masse salariale et par conséquent le CM aussi. D'où on opte pour la segmentation de la masse salariale en fonction du CM des sinistres.

L'arbre de décision construite à l'aide de l'algorithme de CHAID (réf: Annexe n° 2) converge vers les segments suivants :

| Segment Masse Salariale | Part du portefeuille | Part de la Prime |
|-------------------------|----------------------|------------------|
| MS<150 000 | 31,8% | 2,3% |
| [150 000 ; 350 000[| 42,1% | 13,8% |
| MS>350 000 | 26,2% | 83,9% |

Tableau 18: Segments de la masse salariale

- Segmentation des villes

En segmentant les villes selon les indicateurs de rentabilité (Fréquence, CM et LR), on constate que les classes obtenues regroupent des villes appartenant aux mêmes régions. De plus, d'après le tableau ci-dessous, on remarque que la région « centre & Ouest » est la plus sinistrée avec un LR de 75% et un CM de 41 789 dirhams tandis que la région Sud représente un risque bon avec LR ajusté de 31% seulement.

| Segment région | Fréquence | CM | LR | LR Ajusté |
|----------------|-----------|--------|-----|-----------|
| Sud | 3,8% | 24 191 | 54% | 31% |
| Oriental | 2,6% | 37 040 | 64% | 37% |
| Centre & Ouest | 3,0% | 41 789 | 75% | 59% |
| Nord | 4,7% | 26 269 | 60% | 56% |

Tableau 19: Segments de régions

- Segmentation des sous-activités

L'activité « Entreprise de Construction de Bâtiments » regroupe neuf sous-activités par elles :

- * Entreprise de démolition
- * Entreprise de bâtiments
- * Entreprise d'échafaudage avec pose

Chacune de ces-sous activités à un tarif différent des autres. Cependant, on propose de les segmenter en trois classes selon leurs indicateurs de rentabilité. On obtient ainsi les résultats suivant :

| Segment sous activité | Fréquence | CM | LR | LR Ajusté |
|-----------------------|-----------|-----|-----|-----------|
| seg_1 | 1,7% | 882 | 71% | 65,5% |
| seg_2 | 1,2% | 864 | 58% | 48,5% |
| seg_3 | 2,7% | 992 | 35% | 37,0% |

Tableau 20: Classes des sous-activités

D'après ce tableau, le segment trois est le plus sinistré d'après la valeur de sa fréquence et du CM. Cependant, son LR est le plus petit. En outre, en se référant au tarif de référence, on constate que ce segment regroupe des sous-activités avec un taux de prime supérieur comparé aux autres d'où la valeur de son LR.

d- Modélisation de la fréquence

Avant de tester la significativité du modèle GLM par rapport aux lois discrètes et aux variables explicatives retenues, on représente l'histogramme du nombre de sinistre (réf : Annexe n°3).

A partir de ce dernier, on constate qu'un nombre très important de polices ont zéro sinistre ce qui peut être expliqué probablement par la crainte des employeurs à déclarer les sinistres (Majoration de la prime) ou bien par l'ignorance des victimes de la procédure de déclaration jusqu'au dépassement des délais. Par conséquent, on peut soupçonner que la fréquence suit un modèle à inflation de zéros.

Dans ce cadre, on propose d'utiliser la variable ancienneté en tant que variable caractérisant le contrat et non pas la réalisation du sinistre afin d'expliquer la déclaration ou non d'un sinistre.

| Ancienneté | |
|---------------------------|-----|
| 1 ^{er} Quantile | 1 |
| Moyenne | 2,5 |
| Médiane | 2 |
| 3 ^{ème} Quantile | 4 |

Tableau 21: Distribution de la variable Ancienneté

A partir de la distribution de la variable ancienneté ci-dessus, on constate que la moyenne et la médiane sont assez proches d'où une distribution approximatives symétrique de cette variable. D'où on propose les classes suivantes :

- * Segment 1 : ancienneté égale inférieur à une année (AN)
- * Segment 2 : $1 \leq \text{ancienneté} < 2$
- * Segment 3 : $2 \leq \text{ancienneté} < 4$
- * Segment 4 : $\text{ancienneté} \geq 4$

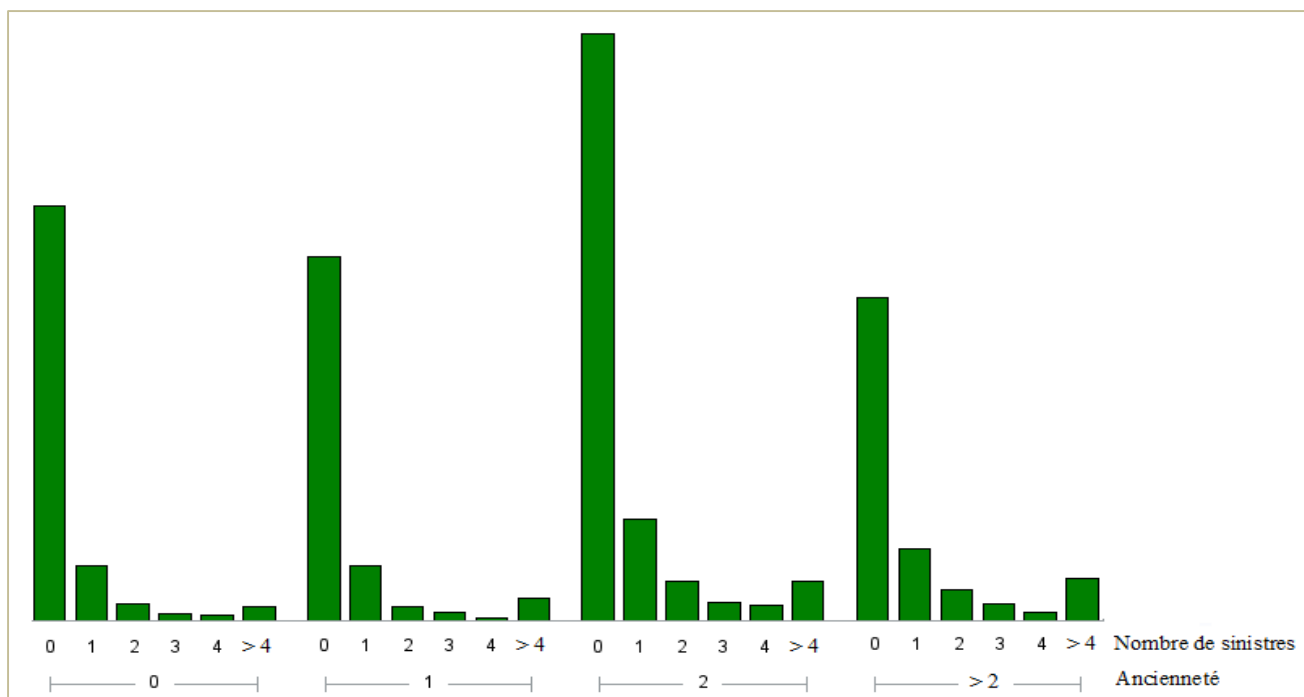


Figure 18: Nombre de sinistres selon les segments de l'ancienneté

D'après le graphe ci-dessus, on remarque qu'on a la même structure de fréquence de sinistres au sein des segments de la variable ancienneté.

Afin d'estimer le modèle qui s'ajuste le mieux à la distribution de la fréquence, on modélise le nombre de sinistre en considérant la variable d'exposition l'effectif des salariés assurés et ceci en fonction des variables explicatives suivantes : classes de régions, classes de sous-activités et les classes de l'ancienneté pour loi à inflation de zéros.

d-1 Comparaison entre loi de poisson et loi ZIP

L'estimation des paramètres selon le modèle poisson et ZIP est significative avec une statistique de Person supérieure largement à 1 pour ce dernier. Cependant, on veut tester le quel est le mieux ajusté. Pour ceci, on utilise le test de Vuong (réf : Annexe n°5) dont les résultats sont présentés dans le tableau suivant :

| Statistique de Vuong ²¹ | Z | Pr> Z | Modèle préféré |
|------------------------------------|--------|--------|----------------|
| Akaike Ajusté | 8,5731 | <0,001 | ZIP |
| Schwarz Ajusté | 8,4155 | <,0001 | ZIP |

Tableau 22: Test de Vuong entre loi ZIP et Poisson

²¹ H0 : les deux modèles sont proches de la distribution réelle de la fréquence vs H1 : l'un des modèles est près de la distribution réelle de la fréquence

⇒ On déduit donc que le modèle ZIP s’ajuste plus aux observations comparé à la loi poisson.

d-2 Comparaison entre loi binomiale négative et la loi ZINB

La modélisation du nombre de sinistres par les modèles ZINB et BN selon la variable d’exposition effectif des assurés donne des estimations significatives pour l’ensemble des paramètres. En outre en se référant au test Vuong, on conclut que le modèle ZINB est le mieux adapté à la distribution des observations.

| Statistique de Vuong | Z | Pr> Z | Modèle préféré |
|----------------------|--------|--------|----------------|
| Akaike Ajusté | 8,6488 | <,0001 | ZINB |
| Schwarz Ajusté | 8,5255 | <,0001 | ZINB |

Tableau 23: Test de Vuong entre loi ZINB et BN

d-3 Modèle retenu pour la modélisation de fréquence

A partir des tests ci-dessus, on retient les deux modèles à inflation de zéros. Cependant, on doit choisir un seul seulement. Pour ceci, on compare la valeur d’un indice d’ajustement du modèle tel que le critère d’information d’Akaike (AIC) et le critère d’information Bayésien BIC.

| | ZIP | ZINB |
|------------|-----------|-----------|
| AIC | 56 367,22 | 36 315,68 |
| BIC | 56 462,00 | 36 418,34 |

Tableau 24: AIC et BIC des modèles ZIP et ZINB

D’après le tableau ci-dessus, on retient le modèle ZINB puisqu’il représente la plus petite valeur du critère AIC et BIC comparé au modèle ZIP.

e- Modélisation du Coût Moyen

⇒ Loi Gamma

Les estimateurs des paramètres par le modèle gamma sont tous significatifs (réf : Annexe n°7). Cependant la p-value de la statistique de Person et de la déviance est égale à 0. D’où on conclut que la loi Gamma ne s’ajuste pas aux observations.

| Statistique | DL | Value | P-value |
|------------------|------|----------|---------|
| Déviance | 5149 | 6 361,45 | 0 |
| Pearson χ^2 | 5149 | 8 770,85 | 0 |

⇒ Loi Inverse Gaussienne

D'après la p-value (réf : Annexe n°8) des estimateurs des paramètres par la loi Inverse gaussienne, on déduit qu'ils sont tous significatifs. En outre, en se référant au tableau ci-dessous, on constate que les deux statistiques ont une p-value supérieure à 5%. Par conséquent on retient le modèle.

| Statistique | DL | Value | P-value |
|------------------|------|----------|---------|
| Déviante | 5149 | 5 157,00 | 0,4660 |
| Pearson χ^2 | 5149 | 1 266,35 | 1,000 |

⇒ Loi log-normal

La modélisation de la variable charge par la loi normale, revient à modéliser le log de la charge par la loi normale. Cette modélisation donne des p-values inférieure à 5% pour l'ensemble des paramètres (réf : Annexe n°9). En outre, la p-value de la déviante est supérieure à 5%. D'où on conclut que le modèle s'ajuste à la distribution des charges.

| Statistique | DL | Value | P-value |
|-----------------------------|------|----------|---------|
| Déviante = Pearson χ^2 | 5149 | 5 157,00 | 0,4659 |

⇒ Comparaison des lois retenues

Afin de comparer les deux lois retenues, on utilise les deux critères AIC et BIC. D'après le tableau suivant, on retient la loi log-normale puisqu'elle la plus petite valeur pour les deux indices.

| | Inverse Gaussienne | Log-Normale |
|------------|--------------------|-------------|
| AIC | 133 248,2 | 19 297,6 |
| BIC | 133 307,1 | 19 356,5 |

f- Taux de prime estimé :

D'après les modèles retenus ci-haut pour la modélisation du coût moyen et de la fréquence, on peut calculer la prime pure par personne à partir de la formule :

$$\text{Prime Pure par tête} = CM * \text{Fréq}$$

Tel que:
$$\text{Fréq}_{\setminus y} = E(N \setminus y) = e^{\sum \beta * \text{Indicatrice}} * \left(1 - \frac{e^{\sum \beta' * \text{Indicatrice}}}{1 - e^{\sum \beta' * \text{Indicatrice}}} \right)$$

$$CM_{\setminus y} = e^{\Sigma \beta * Indicateur + \sigma^2 / 2}$$

Ainsi, sous l’hypothèse d’un salaire annuel moyen égale à 32 000Dhs dans le secteur privé, on estime le taux de prime selon la formule :

$$\text{Taux de prime} = \frac{\text{Prime Pure par tête}}{\text{Salaire annuel Moyen}}$$

⇒ Taux de prime pour le segment de sous-activité 3.

Le tarif de référence qui date de 2001 estime un taux de prime de 7,6% quel que soit la masse salariale, la région et l’ancienneté du contrat. Cependant, en se référant aux variables explicatives retenues, on peut proposer un taux de prime qui prend en considération les segments proposé ci-haut.

On propose ci-dessous la grille tarifaire correspondante à la région « Ouest & Centre » étant donnée quelle est la plus exposée au risque :

| | | Ancienneté | | | | |
|---------------------------------|---------------------------|---------------------|--------|--------|--------|--------|
| | | 0 | 1 | 2 | >2 | |
| Segment d’activité de référence | Région « Centre & Ouest » | <150 000 | 7,87% | 7,64% | 8,40% | 7,52% |
| | | [150 000 ; 350 000] | 9,60% | 9,54% | 9,34% | 9,48% |
| | | > 350 000 | 12,76% | 12,52% | 13,01% | 12,43% |

Tableau 25 : Grille tarifaire pour segment 3 et région « Centre & Ouest »

Cependant, étant donné le nombre peu d’observation dont on dispose pour cette activité (A l’ordre de 14 000), le modèle GLM peut ne pas converger vers de très bonne estimation. Ainsi, il est recommandé de crédibiliser le taux de prime par rapport au taux du marché et en tenant compte du seuil de déviation moyenne estimé pour la rubrique de risque de cette activité.

En effet, l’activité fait partie du segment 4 ce qui correspond à une majoration de tarif minimal de 3% ce qui est cohérent avec la grille tarifaire ci-dessus. Cependant, le taux de prime du marché est de 11,2%. Ce qui conduit à un rabais pour la 3ème classe de la masse salariale et à une majoration de tarif au-alentour de 11,2% afin conserver un poids concurrentiel sur le marché.

Chapitre 3 :

Evaluation des réserves du périmètre AT

De façon générale, la vie d'un sinistre débute dès sa déclaration. Après la vérification de la cohérence de la garantie avec le sinistre survenu, une estimation préliminaire de la charge globale est élaborée en se basant sur les informations disponibles. Cette estimation est enrichie au fur et à mesure avec les informations supplémentaires pour plus de précision.

Afin d'avoir les moyens financiers pour honorer ses engagements à une date donnée, la compagnie d'assurance est tenue de constituer une provision pour les sinistres survenus avant cette date et qui demeurent ouverts. Cette dernière est égale à la charge évaluée moins le règlement effectué. En principe, si l'évaluation de la charge est bonne, la réserve est censée être égale à 0 à la clôture du sinistre.

En outre, en assurance AT la cadence de déclaration et de règlement des sinistres est très lente. Cette dernière est principalement impactée par le retard du processus judiciaire. Ainsi, la vie d'un sinistre AT peut s'étaler parfois même au-delà de quinze (15) années. Par conséquent, cet horizon doit être pris en considération lors de l'évaluation des réserves.

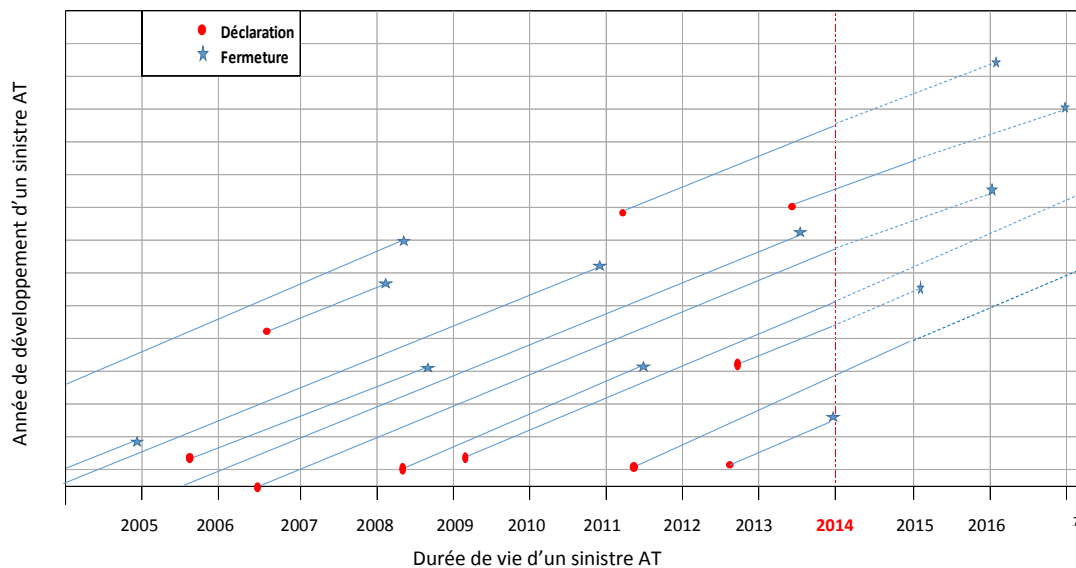


Figure 19: Diagramme de lexis pour la vie d'un sinistre AT

Dans cette partie, on s'intéresse à l'évaluation de la réserve du périmètre AT au 31 décembre de l'année 2014 via les méthodes réglementaire dans un premier temps, puis les méthodes déterministes et à la fin les méthodes stochastiques. La comparaison entre cette variété de méthodes va nous permettre de converger vers la méthode ultime d'estimation.

I- Approche théorique

Notation

i : Indice des années de survenance des sinistres, $i=1, \dots, n$

j : Indice des années de développement (règlement) des sinistres, $j=1, \dots, n$

$$C_{i,j} = Y_{i,0} + Y_{i,1} + \dots + Y_{i,j} \text{ Avec}$$

$Y_{i,j}$: Incrément de paiement pour l'année de survenance i et l'année de règlement j

$C_{i,j}$: Le montant cumulé des règlements relatifs aux sinistres survenus l'année i

$R_i = C_{i,n} - C_{i,n+1-i}$ La réserve relative à l'année de souscription i

$R = \sum_{i=1}^n R_i$ Le montant total de la réserve pour l'année de développement n

| | | Année de développement | | | | | | | | |
|---------------------|-----|------------------------|---|---|---|---|-------------|-----------|-----|-----------|
| | | 1 | 2 | . | . | . | j | . | n-1 | n |
| Année de survenance | 1 | $Y_{1,1}$ | . | . | . | . | . | . | . | $Y_{1,n}$ |
| | . | . | . | . | . | . | . | . | . | . |
| | . | . | . | . | . | . | . | . | . | . |
| | i | $Y_{i,1}$ | . | . | . | . | $Y_{i,j-1}$ | $Y_{i,j}$ | . | . |
| | . | . | . | . | . | . | . | . | . | . |
| | . | . | . | . | . | . | . | . | . | . |
| | . | . | . | . | . | . | . | . | . | . |
| | n-1 | . | . | . | . | . | . | . | . | . |
| | n | $Y_{n,1}$ | . | . | . | . | . | . | . | . |

Figure 20: Illustration de la forme du triangle des règlements décumulés

1- Méthodes réglementaires

a- Méthode dossier dossier avec estimation des IBNR

Cette méthode est la plus facile et la plus utilisée malgré ses limites. Elle repose sur l'évaluation « subjective » du coût moyen des sinistres en tenant compte de l'information disponible. Cette évaluation se base sur des paramètres importants permettant d'aboutir à un coût raisonnable tel que : l'âge de la victime, le nombre de jour d'arrêt de travail (IJ), le taux d'IPP ... Toutefois, elle peut engendrer un biais dans l'estimation de la réserve puisqu'elle repose presque exclusivement sur le jugement subjectif du gestionnaire de sinistres.

Pour un sinistre déclaré, la réserve dossier par dossier est égale à la charge finale estimée diminuer du cumul des règlements effectués. Tandis que la réserve des sinistres non encore déclarés (IBNR : Incurred but not reported), est égale au produit du nombre d'IBNR estimé par la méthode de Chain Ladder, multiplié par le coût moyen déduit à partir de la méthode du coût moyen. L'exposé de ces deux méthodes sera relaté dans les paragraphes qui suivent.

Par conséquent, la provision pour sinistre à payés (PSAP) est la somme des provisions individuelles des sinistres déclarés augmentée de la réserve des IBNR estimés.

b- Méthode du coût moyen

Ces méthodes s'appuient sur l'hypothèse que l'historique des coûts moyens, permet d'évaluer les coûts moyens futurs et, par conséquent, d'estimer les sinistres ultimes. Ainsi, elle calcule le coût moyen des sinistres survenus pendant le période de référence selon la formule suivante :

$$CM = \frac{\text{Règlement total des sinistres clôturés durant 5 dernières années}}{\text{Nombre de sinistre clôturés durant ces 5 dernières années}}$$

Avant d'évaluer la réserve, il faut calculer également le taux résiduel (TR) selon la formule :

$$TR_i = \frac{\text{Réserve } DD_i}{\text{Charge ultime}_i}$$

Avec $\text{Charge ultime}_i = C_{i,n-i+1} + \text{Réserve}(DD + IBNR_i)$

Puis en déduire la réserve en appliquant "la formule ci-dessous :

$$\widehat{\text{Réserve}}_{CM_i} = \begin{cases} CM * (N_{i,n-i+1} + IBNR_i) - C_{i,n-i+1} & \text{si } TR_i \geq 30\% \\ \text{Réserve } DD + IBNR_i & \text{sinon} \end{cases}$$

c- Méthode de cadence du règlement

Cette méthode se base sur le triangle cumulé, des règlements, développé sur un horizon de 10 ans au minimum. L'évaluation de la cadence de ces derniers, pour chaque année de développement, est faite sous l'hypothèse de répétition du passé avec absence de perturbation de règlements. Ainsi, la formule de la cadence s'écrit comme suit :

$$\text{cadence}_j = \frac{\sum_{i=1}^{n-j} C_{i,j}}{\sum_{i=1}^{n-j} \text{Charge ultime}_i}$$

D'où on déduit : $\widehat{\text{Réserve}}_{CR_i} = C_{i,n-i+1} * (1 - \text{cadence}_i) / \text{cadence}_i$

2- Méthodes déterministes

a- Méthode de Chain Ladder

La popularité de cette méthode émane de la simplicité de son application. En effet, elle consiste à appliquer une extrapolation du triangle de données cumulées appelé triangle de **Run-Off** afin de remplir les valeurs $C_{i,j}$ tel que $i + j > n + 1$ en se basant sur les deux hypothèses suivantes :

- H1 : Indépendance des années de survenance des sinistres ce qui revient à supposer que seules les années de développement expliquent les sinistres futurs.

$$\frac{C_{1,j+1}}{C_{1,j}} = \frac{C_{2,j+1}}{C_{2,j}} = \dots = \frac{C_{i,j+1}}{C_{i,j}} \dots = \frac{C_{n,j+1}}{C_{n,j}} \quad \forall i, j = 1, \dots, n - 1$$

- H2 : $\forall j \in \{1, \dots, n - 1\}$, $\exists \alpha_j$ tel que $C_{i,j+1} = \alpha_j * C_{i,j}$ avec α_j les coefficients de passage, d'une année à l'autre, commun pour les années de survenance appelés également « Link Ratio »

L'estimateur des coefficients de passage est le suivant :

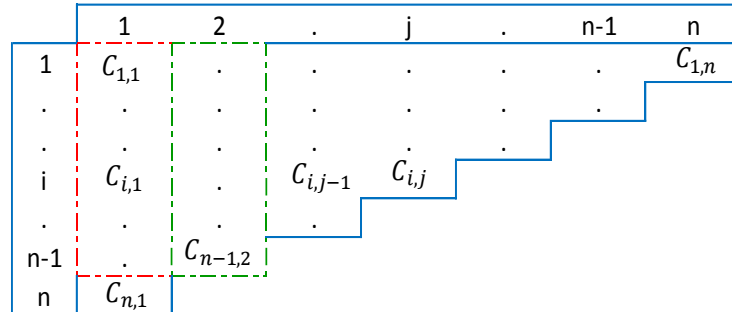


Figure 21: Illustration de la forme du triangle des règlements cumulés

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

D'où : $\hat{C}_{i,j} = [\hat{\alpha}_{n+1-i} \dots \hat{\alpha}_{j-1}] C_{i,n+1-i} \quad \forall i + j > n + 1$

Par conséquent la réserve relative à l'année de survenance i s'écrit :

$$\hat{R}_i = C_{i,n-i+1} * [(\hat{\alpha}_{n+1-i} \dots \hat{\alpha}_{n-1}) - 1]$$

On peut également estimer la cadence de règlement des sinistres par la formule :

$$cadence_j = \frac{1}{\hat{\alpha}_{n+1-i} \dots \hat{\alpha}_{j-1}}$$

⇒ Limite de la méthode

Malgré l'aisance de son application, cette méthode repose sur des hypothèses qui peuvent ne pas s'avérer réalistes dans la pratique puisqu'elles ne prennent pas en considération les évolutions probable dans le déroulement des règlements des sinistres au cours du temps en conséquence de changements réglementaires, tel que le cas de l'assurance AT, stratégie de gestion et de paiement des sinistres...

b- Méthode de London Chain

Cette méthode remet en question la deuxième hypothèse de la méthode précédente et suppose une dynamique des $C_{i,j}$ selon le modèle suivant :

$$\forall j \in \{1, \dots, n-1\}, \exists \alpha_j \text{ tel que } C_{i,j+1} = \alpha_j * C_{i,j} + \beta_j$$

Ainsi, on est amené à estimer $2*(n-1)$ paramètres : $(\alpha_j, \beta_j) \forall j \in \{1, \dots, n-1\}$ via la méthode des moindres carrés ordinaire. Cette dernière consiste à minimiser la somme suivante :

$$S(\alpha, \beta) = \sum_{i=1}^{n-j} (C_{i,j+1} - \alpha_j * C_{i,j} - \beta_j)^2$$

La résolution des conditions du premier ordre $\left(\frac{\partial S}{\partial \alpha_j} = \frac{\partial S}{\partial \beta_j} = 0, \forall j \in \{1, \dots, n-1\} \right)$ donne les estimateurs ci-dessous :

$$\hat{\alpha}_j = \frac{\frac{1}{n-j} \sum_{i=1}^{n-j} C_{i,j} * C_{i,j+1} - \bar{C}_j^{(j)} * \bar{C}_{j+1}^{(j)}}{\frac{1}{n-j} \sum_{i=1}^{n-j} C_{i,j}^2 - \bar{C}_j^{(j)2}}$$

$$\hat{\beta}_j = \bar{C}_{j+1}^{(j)} - \hat{\alpha}_j * \bar{C}_j^{(j)}$$

Avec : $\bar{C}_k^{(t)} = \frac{1}{n-t} \sum_{i=1}^{n-t} C_{i,k}$

Ces estimateurs vont permettre de remplir la partie inférieure du triangle puis en déduire la réserve en utilisant la formule $\hat{R}_i = \hat{C}_{i,n} - C_{i,n+1-i}$

c- Méthode London Pivot

Ce modèle permet de réduire le paramétrage de la modélisation London Chain en supposant l'existence de facteurs α_j et d'une constante μ tel que :

$$C_{i,j+1} + \mu = \alpha_j (C_{i,j} + \mu) \text{ pour } i = 1, \dots, n \text{ et } j = 1, \dots, n - 1$$

Le modèle est estimé par moindres carrés sur les données du triangle supérieur, en minimisant :

$$S = \sum_{j=0}^{n-1} \sum_{i=0}^{n-j-1} [(c_{i,j+1} + \mu) - \alpha_j (c_{i,j} + \mu)]^2$$

D'où :
$$\hat{C}_{i,n} = \prod_{j=1}^{n-i+1} \alpha_j * (C_{i,n-i+1} + \mu)$$

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

d- Méthode de De-Vylder :

Cette méthode repose sur la modélisation des incréments de paiement non cumulés $(Y_{i,j})_{i,j}$ en se basant sur la formule suivante :

$$Y_{i,j} = r_j * p_i$$

Avec

p_i : Charge ultime des sinistres survenus l'année i (Effet de l'année de survenance i)

r_j : La proportion de p_i payée durant l'année j (Effet de l'année de développement j)

Le triangle des règlements décumulés s'écrit alors comme suit :

| | 1 | 2 | . | j | . | n-1 | n |
|-----|-----------------|-----------------|---------------------|-----------------|---|-----|-----------------|
| 1 | $r_1 \cdot p_1$ | $r_2 \cdot p_1$ | . | . | . | . | $r_n \cdot p_1$ |
| . | . | . | . | . | . | . | . |
| . | . | . | . | . | . | . | . |
| i | $r_1 \cdot p_i$ | . | $r_{j-1} \cdot p_i$ | $r_j \cdot p_i$ | . | . | . |
| . | . | . | . | . | . | . | . |
| n-1 | . | . | . | . | . | . | . |
| n | $r_1 \cdot p_n$ | . | . | . | . | . | . |

Figure 22: Triangle des règlements décumulés sous la forme du modèle de DE-Vylder

Les estimateurs s'obtiennent par la minimisation des moindres carrés ordinaires :

$$\begin{cases} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^{n-i} (I_{i,j} - r_j * p_i)^2 \\ S/C \quad \sum_{j=1}^n r_j = 1 \end{cases} \quad \Rightarrow \quad \begin{cases} \hat{p}_i = \frac{\sum_{j=1}^{n-i} \hat{r}_j * I_{i,j}}{\sum_{j=1}^{n-i} \hat{r}_j^2} \\ \hat{r}_j = \frac{\sum_{i=1}^{n-j} \hat{p}_i * I_{i,j}}{\sum_{i=1}^{n-j} \hat{p}_i^2} \end{cases}$$

D'un point de vue de la qualité de l'estimation, les performances des données ayant servi à la construction du modèle sont meilleures que celle utilisées dans le modèle de Chain-Ladder. Toutefois, elles seront probablement plus mauvaises pour les nouvelles données (en termes de prédiction) du fait de la forte variance des estimateurs locaux.

e- Méthode de Bornhuetter-Ferguson (BF)

Cette méthode repose sur une hypothèse exogène d'estimation préalable de la charge finale, sur laquelle il suffit d'appliquer un taux de liquidation. En effet, elle est basée sur le modèle multiplicatif pour les états tel que :

$$\forall (i,j) \in \{1, \dots, n\}^2 \quad E(C_{i,j}) = \delta_j * \alpha_i$$

$\alpha_1, \dots, \alpha_n \in [0, +\infty[$: Les charges finales prévisibles pour chaque année de survenance

Le modèle BF se base sur des estimateurs a priori des charges finales espérées $\hat{\alpha}_1, \dots, \hat{\alpha}_n$ (exogène) et des estimateurs a priori des taux de développement, $\hat{\delta}_1, \dots, \hat{\delta}_n$ avec $\hat{\delta}_n = 1$ (De la même façon que Chain ladder). Par la suite on obtient l'estimateur de BF des espérances des états futurs par la formule suivante :

$$\hat{C}_{i,j} = C_{i,n-i} + (\hat{\delta}_j - \hat{\delta}_{n-i}) * \hat{\alpha}_i$$

Puis on déduit la réserve $\hat{R}_i = (1 - \hat{\delta}_{n-i}) * \hat{\alpha}_i$

Avec $\delta_1, \dots, \delta_n \in [0,1]$: Les cadences de paiement cumulées

3- Méthodes stochastiques

Les méthodes stochastiques considèrent les réserves sous un angle probabiliste. Par conséquent, elles permettent d'évaluer la variabilité des réserves estimées, notamment par la construction d'intervalles de confiance afin d'obtenir une marge d'erreur sur les prédictions des provisions.

a- Le modèle de Mack

Le modèle Mack est la version stochastique de la méthode de Chain Ladder avec l'avantage d'estimer une erreur de prédiction des provisions.

Les hypothèses du modèle :

H1 : Les montants cumulés du triangle sont indépendants entre les années de survenance des sinistres $(C_{k,j})_{j=1,\dots,n}$ et $(C_{l,j})_{1,\dots,n}$ sont indépendantes pour $k \neq l$

H2 : $\forall j \in \{1, \dots, n-1\}$, $\forall i \in \{1, \dots, n\} \exists \beta_j$ tel que $E(C_{i,j+1} | C_{i,1} \dots C_{i,j}) = \beta_j * C_{i,j}$

H3 : $\forall j \in \{1, \dots, n-1\}$, $\forall i \in \{1, \dots, n\} \exists \sigma_j$ tel que $var(C_{i,j+1} | C_{i,1} \dots C_{i,j}) = \sigma_j * C_{i,j}$

Le processus de cette méthode consiste à estimer les Link ratio, puis en déduire leur résidu. A l'aide de la technique de ré-échantillonnage de Bootstrap, on obtient de nouveau résidu puis de nouveau Link ratio et ainsi de suite jusqu'à la nième simulation.

b- Le modèle linéaire généralisé (GLM)

Utilisé en premier lieu pour la tarification de risques, le modèle GLM a été introduit par la suite pour la détermination stochastique des provisions pour sinistres. Ce modèle suppose que les $C_{i,j}$ suivent une loi continue de la famille exponentielle (Gamma, Inverse Gaussienne, Log-normale ...)

II- Approche pratique

1- Evaluation réglementaire des réserves AT :

La Direction des assurances et de la prévoyance sociale (DAPS) impose aux compagnies d'assurance d'utiliser les trois méthodes suivantes : méthode dossier dossier en tenant compte des tardifs, méthode du coût moyen ainsi que la méthode de la cadence de paiement et ceci sur un horizon de dix ans. Cette standardisation de méthodes lui permet d'élaborer des analyses et des comparaisons entre les compagnies d'assurance présentes sur le marché.

a- Méthode dossier dossier

Soit $N_{i,j}$ le nombre cumulé des sinistres survenus l'année i et déclarés avant l'année $j+1$. Afin d'estimer les IBNR, on calcule tout d'abord les facteurs de développement estimés par la méthode de Chain Ladder sous la forme suivante :

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

En appliquant ce processus d'estimation sur le triangle du nombre cumulé de déclaration de sinistres AT, on obtient les coefficients de développement de Chain Ladder ci-dessous.

| | 0 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 |
|-----------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| Antérieur | 219 341 | 220 444 | 220 694 | 220 824 | 220 976 | 221 005 | 221 068 | 221 095 | 221 156 | 221 181 | 221 188 |
| 2005 | 6 292 | 7 063 | 7 154 | 7 191 | 7 220 | 7 253 | 7 270 | 7 294 | 7 300 | 7 301 | |
| 2006 | 6 783 | 7 731 | 7 810 | 7 865 | 7 908 | 7 939 | 8 007 | 8 020 | 8 028 | | |
| 2007 | 7 421 | 8 214 | 8 313 | 8 386 | 8 442 | 8 548 | 8 582 | 8 591 | | | |
| 2008 | 8 587 | 9 461 | 9 568 | 9 687 | 9 867 | 9 902 | 9 925 | | | | |
| 2009 | 7 332 | 9 218 | 9 615 | 9 936 | 10 006 | 10 040 | | | | | |
| 2010 | 8 100 | 9 836 | 10 203 | 10 303 | 10 349 | | | | | | |
| 2011 | 8 262 | 10 421 | 10 601 | 10 682 | | | | | | | |
| 2012 | 8 729 | 10 223 | 10 382 | | | | | | | | |
| 2013 | 8 648 | 10 243 | | | | | | | | | |
| 2014 | 8 331 | | | | | | | | | | |

| | | | | | | | | | | | |
|-------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Coefficient | 104,6% | 100,6% | 100,3% | 100,2% | 100,1% | 100,1% | 100,0% | 100,0% | 100,0% | 100,0% | 100,0% |
| Produit | 106,1% | 101,4% | 100,8% | 100,5% | 100,3% | 100,2% | 100,1% | 100,0% | 100,0% | 100,0% | 100% |

Tableau 26: Estimation des facteurs de développement du nombre de sinistres déclarés

D'après les coefficients obtenus, on remarque qu'on enregistre peu de retard de déclaration des sinistres à partir de la 6^{ème} année de développement. En outre, à partir du produit cumulé des facteurs de développement, on déduit le nombre de tardif relatif à chaque année survenance i selon la formule suivante :

$$\widehat{IBNR}_i = N_{i,n-i+1} * (P_i - 1) \quad \text{Où} \quad P_i = \prod_{j=n-i+1}^n \hat{\alpha}_j$$

Par la suite on estime la réserve des IBNR en multipliant le nombre d'IBNR calculé fois le CM d'ouverture des sinistres estimé par la méthode du CM (voir paragraphe suivant). Ainsi, avec une valeur du CM de 32 520 Dhs on obtient la réserve DD augmentée de la réserve des IBNR représentée dans le tableau suivants :

| | Antérieur | 2005 | 2006 | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 | 2014 |
|-------------------------------|-----------|--------|--------|--------|--------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| IBNR | - | 0 | 1 | 4 | 8 | 16 | 27 | 50 | 82 | 142 | 505 |
| Réserve D/D | 170 589 | 23 266 | 28 758 | 52 184 | 52 995 | 115 387 | 100 948 | 141 797 | 160 219 | 223 666 | 184 389 |
| Réserve D/D + Réserve IBNR | 170 589 | 23 273 | 28 796 | 52 314 | 53 241 | 115 898 | 101 817 | 143 426 | 162 895 | 228 290 | 200 827 |

Tableau 27: Calcule de la réserve DD augmentée par la réserve IBNR

⇒ En somme, la méthode DD évalue une réserve globale de 1 281 366 milliers de dirhams.

b- Méthode du coût moyen

Afin d'évaluer le CM d'ouverture des sinistres, on collecte les informations relatives au cumul de règlement et du nombre de sinistres fermés durant les cinq dernières années quel que soit leur année de survenance.

| Année | Cumul règlement | Cumul du nombre de dossiers fermés |
|-------|-----------------|------------------------------------|
| 2014 | 238 280 | 11 946 |
| 2013 | 467 013 | 18 969 |
| 2012 | 730 265 | 23 747 |
| 2011 | 916 542 | 30 957 |
| 2010 | 1 130 914 | 34 778 |

Tableau 28: Cumul du règlement et du nombre de sinistres fermés durant les 5 dernières années

D'après le tableau ci-dessus, on obtient le CM suivant :

$$CM = \frac{\text{Règlement des dossiers fermés durant les 5 dernières années}}{\text{Nombre de dossiers fermés durant les 5 dernières années}} = 32\,520 \text{ Dhs}$$

Par la suite on calcul la charge ultime pour en déduire le taux résiduel. A partir du tableau ci-dessous, on constate que ce taux est supérieur à 30% à partir de l'année 2009. Ce qui signifie que pour les années de survenance dont le développement est inférieur à 5 ans, la réserve DD représente plus d'un tiers de la charge DD. Ceci est dû principalement à la lente cadence de règlement durant les premières années de développement. Ainsi, la réserve évaluée par la méthode du CM est égale à :

- $CM * (N_{i,n-i+1} + IBNR_i) - C_{i,n-i+1}$ à compter de l'année 2009
- Réserve DD + Réserve des IBNR_i pour les années antérieures à 2009

| survenance | Charge ultime | Réserve DD | Taux résiduel | Nombre sinistres déclarés +IBNR | Règlement total | Réserve CM |
|------------|---------------|------------|---------------|---------------------------------|-----------------|------------|
| Antérieur | 2 266 894 | 170 589 | - | - | - | 170 589 |
| 2005 | 157 907 | 23 266 | 14,7% | 7 301 | 134 634 | 23 273 |
| 2006 | 183 352 | 28 758 | 15,7% | 8 029 | 154 556 | 28 796 |
| 2007 | 218 552 | 52 184 | 23,9% | 8 595 | 166 238 | 52 314 |
| 2008 | 258 258 | 52 995 | 20,5% | 9 933 | 205 018 | 53 241 |
| 2009 | 332 542 | 115 387 | 34,7% | 10 055 | 216 644 | 110 381 |
| 2010 | 291 655 | 100 948 | 34,6% | 10 375 | 189 838 | 147 596 |
| 2011 | 312 340 | 141 797 | 45,4% | 10 732 | 168 914 | 180 119 |
| 2012 | 290 698 | 160 219 | 55,1% | 10 465 | 127 803 | 212 540 |
| 2013 | 302 988 | 223 666 | 73,8% | 10 386 | 74 698 | 263 074 |
| 2014 | 218 645 | 184 389 | 84,3% | 8 836 | 17 817 | 269 556 |

Tableau 29: Evaluation de la réserve par la méthode du CM

⇒ D'après le tableau ci-dessus, on déduit une estimation de la réserve globale d'une hauteur de 1 511 479 milliers de dirhams.

c- Méthode de cadence de paiement

Afin d'appliquer cette méthode, on a besoin d'extraire les données représentées ci-dessous. On note qu'au niveau de la dernière colonne, la première ligne n'est pas cumulable avec le reste des lignes.

| Survenance | Règlement | Réserve DD+IBNR | Charge ultime | Charge ultime cumulée |
|------------|-----------|-----------------|---------------|-----------------------|
| Antérieur | 2 096 305 | 170 589 | 2 266 894 | 2 266 894 |
| 2005 | 134 634 | 23 272 | 157 906 | 157 906 |
| 2006 | 154 556 | 28 789 | 183 345 | 341 251 |
| 2007 | 166 238 | 52 291 | 218 529 | 559 781 |
| 2008 | 205 018 | 53 198 | 258 216 | 817 996 |
| 2009 | 216 644 | 115 810 | 332 454 | 1 150 450 |
| 2010 | 189 838 | 101 667 | 291 505 | 1 441 955 |
| 2011 | 168 914 | 143 144 | 312 058 | 1 754 013 |
| 2012 | 127 803 | 162 432 | 290 235 | 2 044 248 |
| 2013 | 74 698 | 227 490 | 302 188 | 2 346 437 |
| 2014 | 17 817 | 197 984 | 215 801 | 2 562 238 |

Tableau 30: Données nécessaires pour l'évaluation de la Réserve CR

A partir de ces données on peut calculer les coefficients représentés dans le tableau ci-dessous.

| | 0 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 |
|----------------------------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|-----------|
| $P_j = \sum_{i=1}^{n-j} C_{i,j}$ | 129 776 | 526 481 | 819 372 | 945 234 | 926 645 | 813 922 | 632 807 | 444 969 | 285 536 | 134 634 | 2 096 305 |
| Cadence (t) | 5,1% | 22,4% | 40,1% | 53,9% | 64,3% | 70,7% | 77,4% | 79,5% | 83,7% | 85,3% | 92,4% |
| (1-t)/t | 18,74 | 3,46 | 1,49 | 0,86 | 0,56 | 0,41 | 0,29 | 0,26 | 0,20 | 0,17 | 0,08 |

Tableau 31: Cadence de règlement

L'estimation de la cadence dévoile un rythme de règlement très faible au départ surtout pour la première année. Ainsi, on peut espérer régler la moitié de la charge du sinistre au terme de la 4^{ème} année. En outre, en se référant aux valeurs du tableau ci-haut, on déduit la valeur la réserve CR suivante :

| Survenance | Règlement | (1-t)/t | Réserve CR |
|------------|-----------|---------|------------|
| Antérieur | 2 096 305 | 0,08 | 170 589 |
| 2005 | 134 634 | 0,17 | 23 272 |
| 2006 | 154 556 | 0,20 | 30 158 |
| 2007 | 166 238 | 0,26 | 42 893 |
| 2008 | 205 018 | 0,29 | 59 998 |
| 2009 | 216 644 | 0,41 | 89 575 |
| 2010 | 189 838 | 0,56 | 105 569 |
| 2011 | 168 914 | 0,86 | 144 529 |
| 2012 | 127 803 | 1,49 | 191 052 |
| 2013 | 74 698 | 3,46 | 258 218 |
| 2014 | 17 817 | 18,74 | 333 964 |

Tableau 32: Evaluation de la réserve CR

D'après ces résultats, on conclut que la réserve globale évaluée par la méthode de la CR est égale à 1 451 145 milliers de dirhams.

d- Comparaison des méthodes réglementaires

D'après la réglementation marocaine, les sinistres corporels sont évalués dossier par dossier augmentée d'une estimation du coût des sinistres IBNR à la date de l'inventaire plus une provision complémentaire. Cette dernière permet d'éviter d'obtenir une réserve inférieure à l'évaluation la plus élevée dégagée par les méthodes forfaitaires (coût moyen ou cadence de règlement). Ce complément se calcule comme suit :

$$\text{Provision complémentaire} = \max(\text{Prov CM}, \text{Prov CR}) - (\text{Res D} \setminus \text{D} + \text{Res des IBNR})$$

$$\text{Réserve à retenir} = \text{réserve DD} + \text{réserve IBNR} + \text{Provision complémentaire}$$

Ainsi, à partir des estimations de la réserve par les trois méthodes élaborées dans les paragraphes ci-dessus, on peut déduire la réserve à retenir pour le risque AT. Cette dernière est égale à 1 305 354 milliers de dirhams d'après le tableau suivant :

| Survenance | Réserve DD+IBNR | Réserve CM | Réserve CR | Complément | Réserve à retenir |
|------------|-----------------|------------|------------|------------|-------------------|
| Antérieur | 170 589 | 170 589 | 170 589 | 0 | 170 589 |
| 2 005 | 23 273 | 23 273 | 23 273 | 0 | 23 273 |
| 2 006 | 28 796 | 28 796 | 30 162 | 106 | 28 902 |
| 2 007 | 52 314 | 52 314 | 42 904 | 0 | 52 314 |
| 2 008 | 53 241 | 53 241 | 60 022 | 526 | 53 767 |
| 2 009 | 115 898 | 110 381 | 89 618 | 0 | 115 898 |
| 2 010 | 101 817 | 147 596 | 105 633 | 3 556 | 105 373 |
| 2 011 | 143 426 | 180 119 | 144 635 | 2 850 | 146 276 |
| 2 012 | 162 895 | 212 540 | 191 217 | 3 856 | 166 751 |
| 2 013 | 228 290 | 263 074 | 258 482 | 2 702 | 230 992 |
| 2 014 | 200 827 | 269 556 | 334 609 | 10 391 | 211 218 |
| Total | 1 281 367 | 1 511 479 | 1 451 145 | 23 987 | 1 305 354 |

Tableau 33: Réserve retenue pour le périmètre AT

⇒ Evaluation économique des réserves AT

Les méthodes réglementaires ne prennent pas en considération les impacts des changements réglementaires ou stratégiques sur la cadence des triangles. Par conséquent, on va s'intéresser par la suite à l'évaluation économique des provisions du périmètre AT selon les méthodes déterministes et stochastiques. On note également, que ces méthodes seront projetées sur un horizon de quinze ans (15) au lieu des dix ans retenus pour les méthodes réglementaires.

En outre, en analysant les faits marquants qu'a connus le portefeuille AT (Changement de la table, révision du taux de chargement, ...), on introduit des modifications sur les triangles pour éliminer le biais d'estimation qui risque d'être engendré par ces piques rares.

2- Méthodes déterministes :

Les paragraphes suivants vont exposer l'évaluation de la réserve AT par les méthodes déterministes suivantes : Chain Ladder, London Chain, London Pivot, Bornhuetter-Ferguson et enfin la méthode de De-Vylder.

Cependant, on note que les quatre premières méthodes seront élaborées en se basant que le triangle cumulé des charges tandis que la dernière va se baser sur le triangle décumulé des règlements.

a- Méthode de Chain Ladder

Avant d'entamer l'estimation des coefficients de développement, on teste tout d'abord l'hypothèse d'indépendance entre les années de survenance des sinistres et ceci en traçant les

courbes représentant les points $\left(\left(i, \frac{Charge_{i,j+1}}{Charge_{i,j}} \right), i = 1, \dots, n - j \right)_{j=1, \dots, 13}$ avec $Charge_{i,j}$ la charge cumulée à l'année de développement j et relative aux sinistres survenus l'année i.

En se référant à l'annexe n°11, on constate que le rapport $\frac{Charge_{i,j+1}}{Charge_{i,j}}$ est presque constant à partir de j=2. D'où on peut considérer que seules les années de développement expliquent les sinistres futurs et par conséquent estimé les Link Ratio selon la formule suivante :

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

En appliquant cette formule sur le triangle cumulé des charges, on trouve les résultats représentés dans le tableau ci-dessous. Ce dernier dévoile des coefficients de variation très petits pour les années de développement supérieures à 5 ans ce qui prouve encore une fois la stabilité du rapport $\frac{Charge_{i,j+1}}{Charge_{i,j}}$

| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | 13 | 14 |
|--------------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| Link Ratio | 1,439 | 1,157 | 1,096 | 1,068 | 1,021 | 1,016 | 1,016 | 1,011 | 1,016 | 1,010 | 1,010 | 0,990 | 1,000 | 1,000 |
| Moyenne | 1,220 | 1,120 | 1,088 | 1,062 | 1,019 | 1,014 | 1,014 | 1,008 | 1,011 | 1,006 | 1,007 | 0,993 | 1,000 | 1,000 |
| Ecart type | 0,255 | 0,189 | 0,157 | 0,132 | 0,052 | 0,033 | 0,025 | 0,026 | 0,024 | 0,018 | 0,008 | 0,015 | 0 | 0 |
| Variance | 0,065 | 0,036 | 0,025 | 0,017 | 0,003 | 0,001 | 0,001 | 0,001 | 0,001 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0 | 0 |
| Coefficient de variation | 0,209 | 0,169 | 0,144 | 0,124 | 0,051 | 0,033 | 0,024 | 0,026 | 0,024 | 0,018 | 0,008 | 0,015 | 0 | 0 |

Tableau 34: Link ratios estimés

En multipliant le produit cumulé des Link ratio par la charge DD, on obtient une estimation de la charge de Chain Ladder dont on soustrait les règlements effectués préalablement pour en déduire la réserve de Chain Ladder pour chaque année de survenance comme le présente le tableau suivant :

| Survenance | Produit Link Ratio | Charge D/D | Charge Chain Ladder | Règlement | Réserve Chain Ladder |
|------------|--------------------|------------|---------------------|-----------|----------------------|
| Antérieur | 1,00 | 1 776 190 | 1 776 190 | 1 682 445 | 93 745 |
| 2002 | 1,00 | 184 709 | 184 709 | 157 972 | 26 737 |
| 2003 | 0,99 | 182 187 | 180 353 | 151 056 | 29 297 |
| 2004 | 1,00 | 133 231 | 133 165 | 115 785 | 17 380 |
| 2005 | 1,01 | 157 900 | 159 408 | 131 152 | 28 256 |
| 2006 | 1,03 | 183 314 | 188 022 | 155 912 | 32 110 |
| 2007 | 1,04 | 218 422 | 226 576 | 164 767 | 61 809 |
| 2008 | 1,05 | 258 013 | 271 812 | 206 848 | 64 964 |
| 2009 | 1,07 | 332 031 | 355 446 | 214 760 | 140 686 |
| 2010 | 1,09 | 290 786 | 317 980 | 194 878 | 123 102 |
| 2011 | 1,17 | 310 711 | 362 860 | 162 987 | 199 873 |
| 2012 | 1,28 | 288 022 | 368 648 | 132 367 | 236 281 |
| 2013 | 1,48 | 298 364 | 441 695 | 72 715 | 368 980 |
| 2014 | 2,13 | 202 206 | 430 829 | 17 499 | 413 330 |

Tableau 35: Estimation de la réserve par la méthode de Chain Ladder

⇒ Sur les quinze dernières années, la méthode de Chain Ladder évalue une réserve globale de 1 836 550 milliers de dirhams.

b- Méthode de London Chain (LC)

Les nuages de points $(C_{i,j}; C_{i,j+1})$ représentés en annexe n°12 ne passent pas par l'origine. Par conséquent, la 2ème hypothèse du modèle de Chain Ladder n'est pas vérifiée. D'où le recours au modèle LC.

| Année de développement | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | 13 |
|------------------------|--------|---------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|---------|---------|--------|--------|
| Constante | 26 334 | - 2 414 | 3 563 | 19 291 | 4 670 | 43 987 | 35 141 | 5 783 | 50 776 | - 8 263 | - 25901 | 14 127 | 13 924 |
| Paramètre | 1,1686 | 1,1350 | 1,0476 | 0,9499 | 0,9961 | 0,7541 | 0,7971 | 0,9396 | 1,0148 | 0,9806 | 1,0536 | 1,020 | 1,000 |
| R^2 | 0,58 | 0,62 | 0,77 | 0,85 | 0,94 | 0,92 | 0,84 | 0,79 | 0,98 | 0,91 | 0,95 | 0,98 | - |

Tableau 36: Estimation des paramètres du modèle de LC

Les estimateurs des paramètres du modèle sont significatifs avec un R^2 croissant. On note également que la constante relative à la dernière année est estimée à partir de la moyenne des constantes des années précédentes étant donné le manque d'observation pour une réaliser une régression linéaire significative.

| Survenance | Charge LC | Règlement | Réserve LC |
|------------|-----------|-----------|------------|
| Antérieur | 1 776 130 | 1 682 445 | 93 684 |
| 2002 | 185 479 | 157 972 | 27 507 |
| 2003 | 188 251 | 151 056 | 37 195 |
| 2004 | 144 987 | 115 785 | 29 202 |
| 2005 | 163 464 | 131 152 | 32 312 |
| 2006 | 222 627 | 155 912 | 66 716 |
| 2007 | 271 402 | 164 767 | 106 635 |
| 2008 | 326 817 | 206 848 | 119 969 |
| 2009 | 339 109 | 214 760 | 124 349 |
| 2010 | 308 785 | 194 878 | 113 908 |
| 2011 | 351 932 | 162 987 | 188 945 |
| 2012 | 352 230 | 132 367 | 219 862 |
| 2013 | 381 063 | 72 715 | 308 348 |
| 2014 | 359 272 | 17 499 | 341 772 |

Tableau 37: Evaluation de la réserve par la méthode de LC

A travers, les résultats présentés dans le tableau ci-dessus, on constate que la réserve LC globale est d'un montant de 1 810 404 milliers de dirhams. Cette évaluation est inférieure à celle obtenue par la méthode de Chain Ladder.

c- Méthode London pivot (LP)

Le modèle LP propose la correction du modèle LC selon la formule suivante :

$$Charge_{i;j+1} + \mu = \alpha_j * (Charge_{i,j} + \mu)$$

A l'aide du solveur d'Excel, on estime les paramètres du modèle LP où on obtient une valeur de la constante égale à $\mu = 1,0000017$ ainsi que valeurs des α_j présente dans le tableau suivant :

| Année de développement | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | 13 |
|------------------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|-------|----|
| Paramètre | 1,16436 | 1,44457 | 1,06594 | 1,04545 | 1,01494 | 1,01021 | 1,01498 | 0,99599 | 1,00732 | 0,96943 | 1,01078 | 1,002 | 1 |

Tableau 38: Estimation des paramètres du modèle de LP

A partir des coefficients ci-dessus, on estime la charge LP dont on soustrait les règlements pour en déduire la réserve LP par exercice de survenance. En effet, d'après les résultats obtenus ci-dessous, on remarque que la réserve LP globale (1 696 180 milliers de dirhams) est très inférieure par rapport à la réserve LC (1 810 404 milliers de dirhams). En outre, on constate également que cette différence est due principalement à l'écart entre les deux estimations au niveau de l'année 2013 (111 315 milliers de dirhams).

| Survenance | Charge LP | Règlement | Réserve LP |
|------------|-----------|-----------|------------|
| Antérieur | 1 776 190 | 1 682 445 | 93 745 |
| 2002 | 184 710 | 157 972 | 26 738 |
| 2003 | 182 553 | 151 056 | 31 497 |
| 2004 | 134 938 | 115 785 | 19 153 |
| 2005 | 155 035 | 131 152 | 23 883 |
| 2006 | 181 305 | 155 912 | 25 393 |
| 2007 | 215 161 | 164 767 | 50 394 |
| 2008 | 257 968 | 206 848 | 51 120 |
| 2009 | 335 362 | 214 760 | 120 602 |
| 2010 | 298 092 | 194 878 | 103 215 |
| 2011 | 332 995 | 162 987 | 170 008 |
| 2012 | 329 034 | 132 367 | 196 666 |
| 2013 | 492 378 | 72 715 | 419 663 |
| 2014 | 381 602 | 17 499 | 364 103 |

Tableau 39: Evaluation de la réserve selon le modèle de LP

d- Méthode de Bornhuetter-Ferguson (BF)

En simplifiant la formule présentée dans la partie théorique, on retient l'écriture suivante :

$$\widehat{Charge}_{i,n} = Charge_{i,n-i+1} + \left(1 - \frac{1}{\prod_{j=n-i+1}^n \hat{\alpha}_j}\right) * LR_i * Prime_i$$

En récoltant les données nécessaires, on évalue la charge BF dont on soustrait les règlements pour en déduire la réserve BF présente dans le tableau suivant :

| Survenance | LR_i | $Prime_i$ | Cumul Link Ratio | $Charge_{i,n-i+1}$ | $\widehat{Charge}_{i,n}$ | Réserve BF |
|------------|--------|-----------|------------------|--------------------|--------------------------|------------|
| Antérieur | - | - | 1,00 | 1 776 190 | 1 776 190 | 93 745 |
| 2002 | - | - | 1,00 | 184 709 | 184 709 | 26 737 |
| 2003 | 106,2% | 275 071 | 0,99 | 182 187 | 160 082 | 9 026 |
| 2004 | 78,8% | 200 002 | 1,00 | 133 231 | 187 600 | 71 815 |
| 2005 | 83,8% | 234 595 | 1,01 | 157 900 | 227 852 | 96 700 |
| 2006 | 82,6% | 274 608 | 1,03 | 183 314 | 277 329 | 121 417 |
| 2007 | 88,1% | 306 029 | 1,04 | 218 422 | 360 943 | 196 176 |
| 2008 | 109,7% | 343 903 | 1,05 | 258 013 | 334 821 | 127 973 |
| 2009 | 105,6% | 406 734 | 1,07 | 332 031 | 389 416 | 174 656 |
| 2010 | 97,7% | 394 303 | 1,09 | 290 786 | 393 665 | 198 787 |
| 2011 | 98,4% | 444 351 | 1,17 | 310 711 | 487 001 | 324 014 |
| 2012 | 89,7% | 483 802 | 1,28 | 288 022 | 516 688 | 384 321 |
| 2013 | 92,1% | 535 473 | 1,48 | 298 364 | 429 959 | 357 244 |
| 2014 | 94,3% | 496 138 | 2,13 | 202 206 | 440 049 | 422 550 |

Tableau 40: Evaluation de la réserve selon la méthode de BF

D'après ces estimations, on remarque que la méthode BF donne des estimations plus grandes que celle obtenues par les méthodes déterministes précédentes. Ainsi, au niveau global la réserve BF est de 2 605 161 milliers de dirhams.

e- Méthode de De-Vylder

Contrairement aux méthodes déterministes précédentes, dans ce modèle on va utiliser le triangle décumulé des règlements tout en tenant compte des ajustements apportés afin d'éliminer l'impact des cadences spécifiques relatives à certains événements qu'a connu la gestion des sinistres AT.

| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | 13 | 14 |
|-------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| \hat{p}_j | 4,91% | 18,10% | 19,01% | 16,20% | 10,44% | 7,60% | 5,02% | 3,20% | 2,94% | 2,80% | 2,66% | 2,73% | 2,53% | 1,86% |
| \hat{r}_i | 482 487 | 363 535 | 352 921 | 316 205 | 361 373 | 353 251 | 311 607 | 332 942 | 441 881 | 364 353 | 376 702 | 390 391 | 414 075 | 477 559 |

Tableau 41: Estimation des paramètres du modèle de De-Vylder

A l'aide du Solveur d'Excel, on parvient à estimer les paramètres représentés ci-dessus. En analysant ces derniers, on constate que la grande part des règlements est effectuée entre la 2ème et la 7ème de développement des sinistres.

| Survenance | Réserve De-Vylder |
|------------|-------------------|
| Antérieur | 93 745 |
| 2002 | 6 762 |
| 2003 | 15 493 |
| 2004 | 22 514 |
| 2005 | 35 342 |
| 2006 | 44 439 |
| 2007 | 48 361 |
| 2008 | 62 327 |
| 2009 | 104 902 |
| 2010 | 114 188 |
| 2011 | 157 386 |
| 2012 | 226 349 |
| 2013 | 318 796 |
| 2014 | 454 111 |

Tableau 42: Evaluation de la réserve selon le modèle de De-Vylder

D'après le tableau ci-dessus, on constate que la méthode De-Vylder estime une réserve globale de 1 704 715 milliers de dirhams. Ce montant est proche de celui des autres méthodes, cependant, on constate une estimation dérégulée au niveau de l'année 2002.

f- Comparaison des méthodes déterministes :

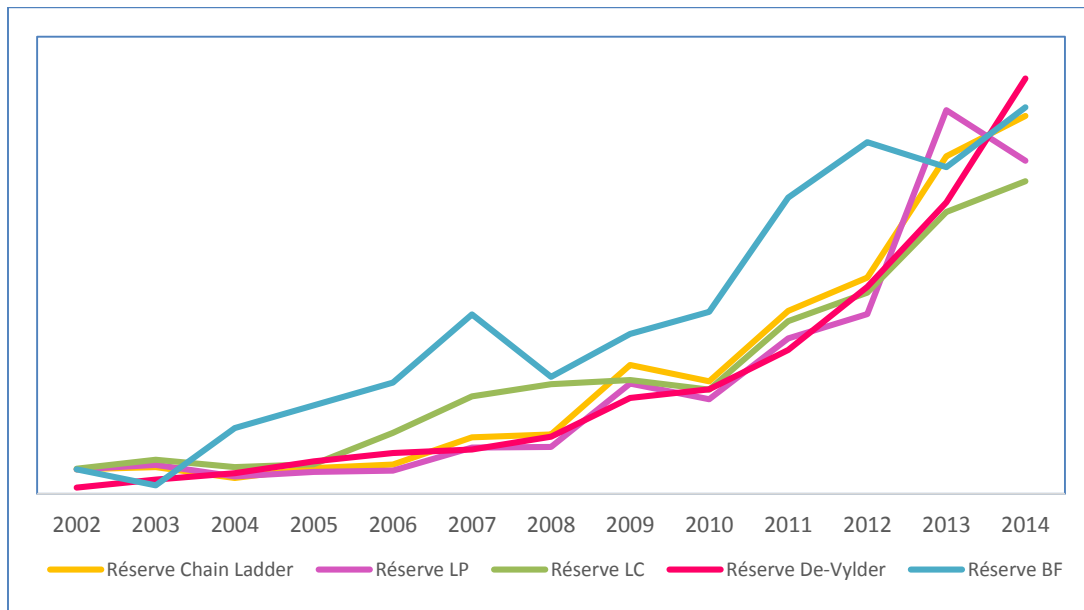


Figure 23: Comparaison des méthodes déterministes

A partir du graphe représentant les cinq méthodes déterministes évaluées, on déduit les remarques suivantes :

- la méthode BF surestime la réserve comparée aux autres méthodes.
- La méthode de Chain Ladder, LP et De-Vylder sont globalement très proches
- La méthode LC représente des surestimations sur la période 2006 -2010 en contrepartie d'une sous-estimation durant les années 2013 et 2014

3- Méthodes stochastiques :

a- Méthode Mack

Pour estimer la réserve selon la méthode Mack, on va se baser sur le triangle cumulé des charges DD. A partir de ce dernier, on calcule le triangle des coefficients $\frac{C_{i,j+1}}{C_{i,j}}$ pour déduire les estimations des Links ratio par la méthode de Chain Ladder. En suite, on calcule le triangle des résidus de Person résultant de l'estimation de cette dernière et qui sera redistribuer selon la technique de ré-échantillonnage de Bootstrap afin d'en déduire de nouveaux facteurs de développement et d'estimer de nouveaux résidus. Ce processus est répété selon le nombre de simulation déterminé. Dans, notre cas, on utilise 10 000 simulation afin d'avoir des résultats plus précis.

Ainsi, on estime la charge Mack à partir des Links ratio retenus à la fin du processus dont on soustrait les règlements effectués auparavant pour en déduire la réserve. Cette dernière est à hauteur de 1 748 229 milliers pour les quinze dernières années.

| Survenance | Charge Mack | Règlement | Réserve Mack |
|------------|-------------|-----------|--------------|
| Antérieur | 1 776 130 | 1 682 445 | 93 684 |
| 2002 | 189 865 | 157 972 | 31 893 |
| 2003 | 173 862 | 151 056 | 22 806 |
| 2004 | 137 863 | 115 785 | 22 077 |
| 2005 | 155 178 | 131 152 | 24 026 |
| 2006 | 189 725 | 155 912 | 33 813 |
| 2007 | 224 948 | 164 767 | 60 182 |
| 2008 | 273 706 | 206 848 | 66 858 |
| 2009 | 353 174 | 214 760 | 138 414 |
| 2010 | 330 928 | 194 878 | 136 050 |
| 2011 | 341 368 | 162 987 | 178 381 |
| 2012 | 367 717 | 132 367 | 235 350 |
| 2013 | 398 723 | 72 715 | 326 009 |
| 2014 | 396 186 | 17 499 | 378 686 |

Tableau 43: Estimation de la réserve selon la méthode Mack

Etant donné l'utilisation de la technique de ré-échantillonnage des résidus de Bootstrap dans le processus d'estimation de la réserve de Mack, on évalue les bornes de l'intervalle de confiance à 95% relatif à cette dernière selon la formule suivante :

$$IC = (Moyenne \pm 3,46 * (quantile(97,5) - quantile(2,5)))$$

Selon les résultats obtenus dans le tableau ci-dessous, on remarque que l'écart type est croissant en fonction de l'année de survenance ce qui s'explique par le nombre d'estimation élaborées pour les années récentes comparé aux anciennes. Par conséquent, on obtient des intervalles de confiance avec une ampleur croissant. Cependant, on note que ces intervalles sont très précis.

| Survenance | Réserve Mack | Moyenne | Ecart Type | Erreur % | Intervalle de confiance (95%) | |
|------------|--------------|---------|------------|----------|-------------------------------|-----------|
| | | | | | Borne inf | Borne Sup |
| Antérieur | 68 907 | - | - | - | - | - |
| 2001 | 24 777 | 70 | 19 379 | 27684% | 24 398 | 25 157 |
| 2002 | 31 893 | 124 | 25 941 | 20964% | 31 385 | 32 401 |
| 2003 | 22 806 | - 1 361 | 28 382 | -2086% | 22 250 | 23 362 |
| 2004 | 22 077 | - 131 | 25 623 | -19573% | 21 575 | 22 579 |
| 2005 | 24 026 | 1 503 | 29 860 | 1987% | 23 441 | 24 611 |
| 2006 | 33 813 | 5 430 | 35 371 | 651% | 33 120 | 34 506 |
| 2007 | 60 182 | 8 482 | 41 956 | 495% | 59 360 | 61 004 |
| 2008 | 66 858 | 13 927 | 48 408 | 348% | 65 909 | 67 807 |
| 2009 | 138 414 | 23 333 | 59 344 | 254% | 137 251 | 139 577 |
| 2010 | 136 050 | 32 901 | 61 251 | 186% | 134 849 | 137 251 |
| 2011 | 178 381 | 40 147 | 68 644 | 171% | 177 036 | 179 726 |
| 2012 | 235 350 | 71 110 | 89 185 | 125% | 233 602 | 237 098 |
| 2013 | 326 009 | 194 948 | 161 566 | 83% | 322 842 | 329 176 |
| 2014 | 378 686 | 285 166 | 213 097 | 75% | 374 509 | 382 863 |

Tableau 44: Intervalle de confiance relatif à la réserve Mack

b- Méthode GLM

A l'aide du logiciel SAS, on évalue la loi continue qui modélise le mieux les valeurs du triangle décumulé des règlements en forme du modèle suivante ;

$$\mu_{i,j} = g(Y_{i,j}) = \alpha + \beta_{1i} * i + \beta_{2j} * j$$

Avec β_{1i} le paramètre relatif à l'année de survenance i et β_{2j} le paramètres relatif à l'année de développement j.

⇒ Loi Inverse gaussienne

Les estimateurs des paramètres avec la loi Inverse gaussienne sont tous significatifs Toutefois, d'après le tableau ci-dessous, on constate que même si la p-value de la statistique de Person est supérieure à 5%, la p-value de la déviance est inférieur au dit pourcentage. D'où on rejete le modèle.

| | DF | Valeur | P-Value |
|------------------|----|--------|---------|
| Déviance | 77 | 104,01 | 0,02191 |
| Pearson χ^2 | 77 | 41,59 | 0,9996 |

⇒ Loi log-normale

La modélisation de la variable $\log(Y_{i,j})$ par la loi normale donne des estimateurs significatifs toutefois la p-value du modèle des statistiques d'ajustement est inférieure à 5%. D'où le rejet du modèle.

| | DF | Valeur | P-Value |
|-----------------------------|----|--------|---------|
| Pearson $\chi^2 =$ Déviance | 77 | 104,00 | 0,02191 |

⇒ Loi gamma

De même, on retrouve des estimateurs significatifs (réf : Annexe n°). Cependant cette fois-ci la p-value des deux statistiques est supérieure à 5%. D'où on retient le modèle.

| | DF | Valeur | P-Value |
|------------------|----|--------|---------|
| Déviance | 77 | 97,67 | 0,0875 |
| Pearson χ^2 | 77 | 93,88 | 0,0925 |

Ci-dessous les paramètres estimés par la loi gamma :

| Survénance | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | 13 | 14 |
|--------------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|---|--------|--------|--------|--------|--------|
| β_{1i} | -0,512 | -0,841 | -0,883 | -1,144 | -0,987 | -0,779 | -0,713 | -0,506 | 0 | -0,439 | -0,391 | -0,320 | -0,319 | -0,333 |
| $\text{Exp}(\beta_{1i})$ | 0,599 | 0,431 | 0,413 | 0,319 | 0,373 | 0,459 | 0,490 | 0,603 | 1 | 0,645 | 0,677 | 0,726 | 0,727 | 0,717 |

Tableau 45: Estimation des paramètres β_{1i}

| Survénance | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | 13 | 14 |
|--------------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|---|-------|--------|--------|--------|--------|
| β_{2j} | 1,007 | 2,091 | 2,076 | 1,867 | 1,540 | 1,195 | 0,779 | 0,374 | 0 | 0,020 | -0,390 | -0,036 | -0,574 | -1,210 |
| $\text{Exp}(\beta_{2j})$ | 2,737 | 8,091 | 7,970 | 6,467 | 4,666 | 3,302 | 2,180 | 1,454 | 1 | 1,020 | 0,677 | 0,965 | 0,563 | 0,298 |

Tableau 46: Estimation des paramètres β_{2j}

Les règlements décumulés sont estimés selon la formule $Y_{i,j} = \exp(\alpha + \beta_{1i} * i + \beta_{2j} * j)$. La somme ces derniers par année de survénance, nous permet d'estimer les réserves suivantes et dont le montant globale est 1 787 246 milliers de dirhams.

| Survenance | Réserve GLM |
|------------|-------------|
| Antérieur | 93 685 |
| 2002 | 19 421 |
| 2003 | 53 288 |
| 2004 | 79 752 |
| 2005 | 14 084 |
| 2006 | 24 846 |
| 2007 | 33 167 |
| 2008 | 54 410 |
| 2009 | 124 242 |
| 2010 | 114 517 |
| 2011 | 160 338 |
| 2012 | 281 690 |
| 2013 | 326 439 |
| 2014 | 407 367 |

Tableau 47: Evaluation de la réserve par la loi Gamma

En se référant à la méthode Delta²², on calcule l'intervalle de confiance à 95% des réserves estimées par le modèle de gamma et dont les bornes sont ci-dessous. On note également que l'ampleur de ces intervalles croît en fonction de l'année de survenance. Ceci est logique puisqu'on estime plusieurs paramètres pour les années récentes comparée aux anciens exercices dont le développement de gestion de sinistres est avancé.

| Survenance | Réserve GLM | Ecart type | Intervalle de confiance (95%) | |
|------------|-------------|------------|-------------------------------|-----------|
| | | | Borne inf | Borne Sup |
| Antérieur | 93 685 | | | |
| 2002 | 19 421 | 110 891 | - 1 790 | 44 190 |
| 2003 | 53 288 | 142 788 | 25 976 | 85 181 |
| 2004 | 79 752 | 163 490 | 48 481 | 116 270 |
| 2005 | 14 084 | 178 581 | - 20 075 | 53 972 |
| 2006 | 24 846 | 190 909 | - 11 670 | 67 488 |
| 2007 | 33 167 | 194 991 | - 4 130 | 76 721 |
| 2008 | 54 410 | 205 251 | 15 150 | 100 255 |
| 2009 | 124 242 | 208 845 | 84 295 | 170 890 |
| 2010 | 114 517 | 219 677 | 72 498 | 163 584 |
| 2011 | 160 338 | 231 484 | 116 060 | 212 042 |
| 2012 | 281 690 | 244 975 | 234 832 | 336 408 |
| 2013 | 326 439 | 261 363 | 276 446 | 384 818 |
| 2014 | 407 367 | 283 760 | 353 090 | 470 748 |

Tableau 48: Intervalle de confiance relatif à la méthode GLM

c- Comparaison des méthodes stochastiques

²² Cette méthode se base sur l'utilisation du développement limité : $var(f(x)) = f'(0) * var(x)$

D'après les deux paragraphes précédents, on constate tout d'abord que les intervalles de confiance à 95% du modèle Mack sont plus précis que ceux du modèle GLM. En outre, d'après le tableau ci-dessous, on constate qu'au niveau de l'estimation globale de la réserve sur l'horizon de quinze années, l'écart entre les deux méthodes est de 39 017 milliers de dirhams. Ce qui correspond à peu près à 22% de la réserve totale.

| Survenance | Réserve Mack | Réserve GLM | Ecart |
|------------|--------------|-------------|---------|
| Antérieur | 93 684 | 93 685 | 1 |
| 2002 | 31 893 | 19 421 | -12 472 |
| 2003 | 22 806 | 53 288 | 30 482 |
| 2004 | 22 077 | 79 752 | 57 675 |
| 2005 | 24 026 | 14 084 | -9 942 |
| 2006 | 33 813 | 24 846 | -8 967 |
| 2007 | 60 182 | 33 167 | -27 015 |
| 2008 | 66 858 | 54 410 | -12 448 |
| 2009 | 138 414 | 124 242 | -14 172 |
| 2010 | 136 050 | 114 517 | -21 533 |
| 2011 | 178 381 | 160 338 | -18 043 |
| 2012 | 235 350 | 281 690 | 46 340 |
| 2013 | 326 009 | 326 439 | 430 |
| 2014 | 378 686 | 407 367 | 28 681 |
| Total | 1 748 229 | 1 787 246 | 39 017 |

Tableau 49: Comparaison des méthodes stochastiques

4- Evaluation comptable des réserves AT

En se basant sur les résultats retenus par les méthodes économiques et réglementaires, on calcul la réserve comptable en tenant compte du besoin de renforcement à apporter à la réserve réglementaire retenue et ceci à partir des objectifs tracés par rapport au niveau des indicateurs de rentabilité. Ainsi, d'après le tableau suivant, on évalue une réserve comptable à hauteur de 1 500 000 milliers de dirhams ce qui correspond à un écart de 13% comparé à la réserve réglementaire.

| Survenance | Réserve Comptable |
|------------|-------------------|
| Antérieur | 178 931 |
| 2005 | 35 410 |
| 2006 | 41 806 |
| 2007 | 64 755 |
| 2008 | 68 274 |
| 2009 | 130 963 |
| 2010 | 124 508 |
| 2011 | 165 833 |
| 2012 | 206 294 |
| 2013 | 307 471 |
| 2014 | 354 604 |

Tableau 50: Réserve Comptable

La figure ci-dessous on constate que la courbe du LR comptable et au-dessus de celle du LR réglementaire avec une augmentation d'écart importante durant les dernières années. Cette différence est expliquée par le renforcement des provisions recommandé par le groupe et qui correspond à la GSM (Gross Security Marging). Par conséquent, l'évolution de l'ampleur de cet écart, renseigne sur l'évolution de la GSM.

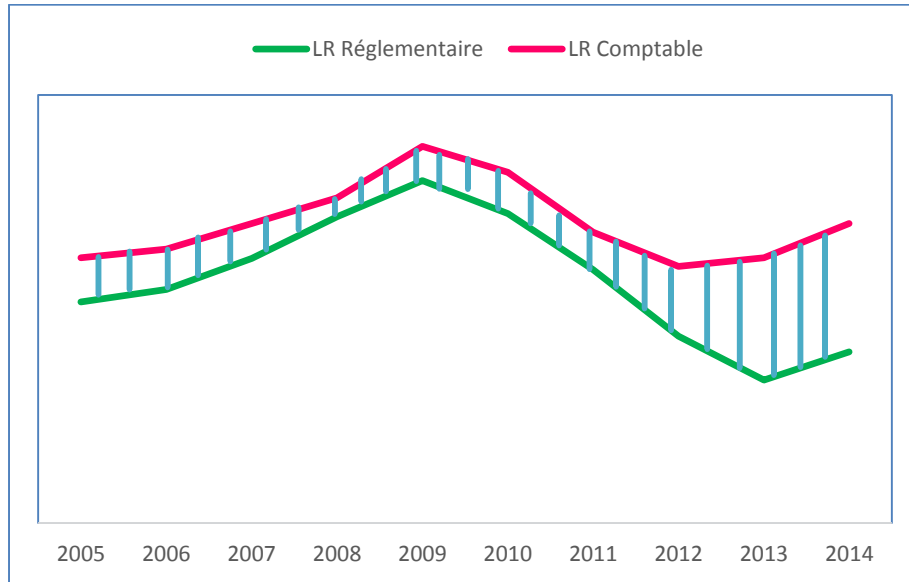


Figure 24 : Evolution du LR réglementaire et LR comptable

La différence constatée entre les deux courbes représentées dans le graphe ci-dessus est due au besoin de renforcement

Chapitre 4 :

***Impact des apports de la nouvelle loi sur les
provisions des sinistres AT***

Comme ça était cité au début du rapport, la nouvelle loi de réparation des accidents de travail (n°18-12) apportent plusieurs modifications concernant principalement le processus de déclaration des sinistres, les taux d'indemnisation des ayants droits, la règle de calcul du salaire journalier, l'octroi d'une rente viagère aux enfants handicapés (rente temporaire auparavant), changement des astreintes liées au retard du versement des indemnités... Ces apports auront forcément un effet positif ou négatif sur les charges des sinistres et par conséquent sur les réserves du risque AT. Ceci implique donc la nécessité de l'évaluation de ces impacts afin d'adapter davantage les politiques techniques (Processus de souscription, évaluation des réserves...) à la nouvelle loi.

Dans les paragraphes ci-dessous, on va s'intéresser à l'évaluation des impacts relatifs aux :

- * Changement de la règle de calcul du salaire journalier à partir du salaire mensuel ou annuel
- * Changement des taux d'indemnisation des ayants droits

L'étude consiste à détecter tous les sinistres survenus auparavant et concernés par les modifications apportés par la nouvelle loi afin d'évaluer leurs charges sous les nouveaux termes d'indemnisation. Autrement dit, on va estimer l'impact en supposant que les sinistres futurs (survenus après la publication de la nouvelle loi) auront les mêmes caractéristiques que ceux survenus auparavant.

I- Règles de calcul implémentées dans le système

Au niveau du système, la vie d'un sinistre est censée être liée à un enchaînement de déclaration de certificats (constatation, prolongement, consolidation, rechute, jugement, aggravation...). Ces derniers comportent des informations telles que le nombre de jours d'arrêt de travail, taux d'IPP, le salaire de la victime, le type de gestion (présumé grave, grave ou simple). Le calcul des indemnisations se base sur les informations extraites de ces certificats selon un ordre spécifique pour chaque paramètre en tenant compte du manque d'information qu'on peut croiser.

Dans l'étude ci-dessous, le paramètre le plus important est le salaire de la victime. Afin d'évaluer l'impact des nouveaux termes d'indemnisation, on est tenu à employer le même salaire utiliser par le système lors de l'ancienne évaluation de la charge du sinistre. Pour ceci, on va adopter le même ordre d'extraction du salaire implémenté dans le système.

II- Cas d'incapacité temporaire de travail

Dans le cas d'ITT, la nouvelle loi apporte des modifications concernant uniquement la formule de calcul du salaire journalier pour les cas où la rémunération de la victime est stable et continue et où le salaire journalier est déduit du salaire mensuel. Toutefois, étant donné que le système intègre également la possibilité de déduire le salaire journalier à partir du salaire annuel s'il y a manque d'information, on doit prendre en considération ces cas dans notre évaluation d'impact.

Le tableau ci-dessous représente le pourcentage des sinistres détectés par rapport au nombre de sinistres comportant une indemnisation journalière et par rapport au nombre total des sinistres survenus au cours de la même année. Cette structure reflète la part importante des IJ par rapport aux sinistres AT durant les quinze dernières années.

| Survenance | Nombre de dossiers | Part des sinistres contenant IJ et survenus au titre du même exercice | Part des sinistres survenus au titre du même exercice |
|------------|--------------------|---|---|
| 2000 | 5 036 | 56% | 45% |
| 2001 | 4 937 | 52% | 43% |
| 2002 | 3 258 | 44% | 33% |
| 2003 | 2 482 | 42% | 29% |
| 2004 | 2 566 | 48% | 33% |
| 2005 | 2 655 | 47% | 32% |
| 2006 | 2 853 | 46% | 31% |
| 2007 | 3 158 | 47% | 32% |
| 2008 | 3 862 | 50% | 33% |
| 2009 | 4 142 | 53% | 35% |
| 2010 | 4 648 | 53% | 38% |
| 2011 | 4 596 | 51% | 36% |
| 2012 | 4 423 | 48% | 35% |
| 2013 | 4 537 | 50% | 35% |
| 2014 | 4 869 | 54% | 37% |

Tableau 51: Part des sinistres IJ concernées par les nouveaux termes d'indemnisation

En appliquant la nouvelle formule de calcul ci-haut on retrouve les nouveaux IJ estimées. La déviation entre les deux IJ est égale à $-8.33\% \left(\frac{26}{24} - 1 \right)$ ce qui implique une baisse des indemnisations et par conséquent un bonus pour chaque dossier contenant ITT par rapport à l'ancienne loi. Par la suite on calcul la nouvelle charge de ces dossiers en ajoutant l'écart constaté entre l'ancienne et la nouvelle valeur des IJ à l'ancienne charge évaluée par le système. A partir du tableau ci-dessous, on constate que la nouvelle loi permet d'atténuer la charge de ces dossiers avec un impact variant entre -1,2% et -0,8% selon l'exercice de survenance.

| Survenance | Ancien IJ | Nouveau IJ | ECART | Ancienne charge | Nouvelle charge | IMPACT (%) |
|------------|------------|------------|-------------|-----------------|-----------------|------------|
| 2000 | 11 994 366 | 11 071 723 | - 922 643 | 93 151 549 | 92 228 906 | -1,000% |
| 2001 | 18 547 395 | 17 120 672 | - 1 426 723 | 122 296 579 | 120 869 856 | -1,180% |
| 2002 | 12 563 716 | 11 597 276 | - 966 440 | 112 448 125 | 111 481 686 | -0,867% |
| 2003 | 12 953 146 | 11 956 751 | - 996 395 | 114 123 329 | 113 126 934 | -0,881% |
| 2004 | 11 623 809 | 10 729 670 | - 894 139 | 83 995 764 | 83 101 625 | -1,076% |
| 2005 | 13 166 935 | 12 154 094 | - 1 012 841 | 91 468 786 | 90 455 945 | -1,120% |
| 2006 | 14 693 754 | 13 563 465 | - 1 130 288 | 98 688 032 | 97 557 743 | -1,159% |
| 2007 | 20 116 426 | 18 569 009 | - 1 547 417 | 146 674 754 | 145 127 337 | -1,066% |
| 2008 | 29 603 013 | 27 325 858 | - 2 277 155 | 200 283 743 | 198 006 587 | -1,150% |
| 2009 | 32 226 581 | 29 747 613 | - 2 478 968 | 227 314 934 | 224 835 966 | -1,103% |
| 2010 | 30 638 859 | 28 282 023 | - 2 356 835 | 226 292 225 | 223 935 390 | -1,052% |
| 2011 | 33 611 614 | 31 026 105 | - 2 585 509 | 234 619 062 | 232 033 553 | -1,114% |
| 2012 | 32 551 083 | 30 047 154 | - 2 503 929 | 209 125 674 | 206 621 745 | -1,212% |
| 2013 | 33 770 214 | 31 172 505 | - 2 597 709 | 247 735 904 | 245 138 195 | -1,060% |
| 2014 | 32 503 180 | 30 002 936 | - 2 500 244 | 219 622 149 | 217 121 905 | -1,152% |

Tableau 52: Impact de la nouvelle loi sur les charges des sinistres contenant des IJ

⇒ En somme, l'impact de la nouvelle loi sur l'ensemble des sinistres contenant ITT et survenus au cours des quinze dernières années est approximativement égal à une baisse des charges de 1.09%.

III- Cas de décès

La nouvelle loi instaure de nouveaux taux d'indemnisation, supérieur aux anciens, à l'égard de l'ensemble des ayants droits. Dans les paragraphes suivants, on va évaluer l'impact de chaque modification apart (Selon le lien familiale) pour en déduire à la fin l'impact globale par rapport à l'ensemble des charges des sinistres « Décès ».

▪ Les Conjoints :

Les modifications concernent uniquement le taux d'indemnisation des conjoints non divorcés. En effet, la nouvelle loi ne prend plus en considération l'âge du conjoint comme paramètres de calcul de l'indemnisation et applique un taux de 50% quel que soit l'âge du conjoint. En cas de polygamie, ce taux est divisé également et définitivement entre les veuves.

$$\begin{aligned} \text{Ancienne loi : } Rente \text{ annuelle} &= \begin{cases} 30\% * SA & \text{si l'âge du conjoint} < 60 \text{ ans} \\ 50\% * SA & \text{si l'âge du conjoint} \geq 60 \text{ ans} \end{cases} \\ \text{Nouvelle loi : } Rente \text{ annuelle} &= 50\% * SA \text{ Quel que soit l'âge du conjoint} \end{aligned}$$

La table de tarif appliquée par l'ancienne loi prenait en considération la majoration de 50% au-delà de l'âge de 60 ans.

Etant donné que le nouveau terme d'indemnisation applique le même taux quel que soit l'âge du conjoint, il suffit donc d'utiliser l'ancienne table de tarif appliqué aux victimes (Tarif calculé à partir de la table de mortalité PF 60-64 ; taux d'intérêt 3,5% ; taux de chargement 3%). En se référant à cette dernière, on estime les nouveaux capitaux constitutifs relatifs aux sinistres dont le conjoint avait moins de 60 ans à la date d'éligibilité de sa rente.

| Survenance | Ancien capital constitutif | Nouveau capital constitutif | IMPACT (%) |
|------------|----------------------------|-----------------------------|------------|
| 2000 | 10 937 051 | 14 573 308 | 25,0% |
| 2001 | 15 340 583 | 23 571 491 | 34,9% |
| 2002 | 14 079 535 | 19 322 070 | 27,1% |
| 2003 | 9 831 935 | 14 075 596 | 30,1% |
| 2004 | 9 176 154 | 13 154 582 | 30,2% |
| 2005 | 7 240 068 | 10 427 161 | 30,6% |
| 2006 | 7 880 790 | 11 687 684 | 32,6% |
| 2007 | 8 357 787 | 12 698 083 | 34,2% |
| 2008 | 12 962 038 | 21 366 048 | 39,3% |
| 2009 | 15 950 003 | 25 287 523 | 36,9% |
| 2010 | 13 689 969 | 22 238 176 | 38,4% |
| 2011 | 23 469 372 | 38 544 470 | 39,1% |
| 2012 | 12 659 998 | 20 504 196 | 38,3% |
| 2013 | 20 979 885 | 34 966 474 | 40,0% |
| 2014 | 11 485 853 | 19 001 074 | 39,6% |

Tableau 53: Impact de la nouvelle loi sur les capitaux constitutifs des conjoints

A partir du tableau ci-dessus, on constate que l'augmentation du taux de 30% à 50% sur l'intervalle d'âge [18 ans, 60 ans[aura un impact variant entre 27% et 40%. Par conséquent, d'un point de vue global, cette augmentation de taux va conduire à une hausse moyenne de 36% des capitaux constitutifs relatifs aux sinistres concernés et survenus durant les quinze dernières années.

▪ Les orphelins :

La nouvelle loi introduit plusieurs modifications concernant les orphelins :

- Prolongement de la période de droit aux rentes : 21 ans si l'enfant est en apprentissage (17 ans au niveau de l'ancienne loi) et 26 ans si l'enfant poursuit ses études (21 ans auparavant)
- Augmentation du taux d'indemnisation en cas d'un seul enfant 20 % au lieu de 15%

- Augmentation du taux d'indemnisation des orphelins de père et de mère de 10 point par rapport à l'ancienne loi (30% pour chaque enfant comparé à 20% auparavant)

L'estimation de l'impact de ces modifications nécessite tout d'abord le calcul d'un nouveau tarif en tenant compte des nouvelles limites d'âge. Pour ceci on va appliquer les formules ci-dessous à la table de mortalité PF 60-64 avec un taux d'intérêt de 3,5% et un taux de chargement de 3% :

* Le tarif est $a_{x:\bar{n}}^{(m)*} = \left(a_{x:\bar{n}} + \frac{m-1}{2m} * (1 - {}_nE_x) \right) * 1,03$ avec $a_{x:\bar{n}} = \frac{N_{x+1} - N_{x+n+1}}{D_x}$

étant donné que c'est une rente temporaire avec n égale à 21 et m égale à 4

* $D_x = \left(\frac{1}{1+3.5\%} \right)^x * I_x$; $N_x = \sum_{k=x}^w D_k$: Nombres de commutation

* ${}_nE_x = \frac{D_{x+n}}{D_x}$: capital différé

Le tableau ci – dessous représente les nouveaux capitaux constitutifs des orphelins calculés en se basant sur le nouveau tarif (Annexe n°1). On peut déduire que l'impact des nouveaux d'indemnisation en moyenne égale à 6.62%.

| Survenance | Ancien Capital Constitutif | Nouveau Capital Constitutif | IMPACT (%) |
|------------|----------------------------|-----------------------------|------------|
| 2000 | 2 561 945 | 2 744 817 | 6,7% |
| 2001 | 3 527 342 | 3 777 376 | 6,6% |
| 2002 | 2 234 356 | 2 514 470 | 11,1% |
| 2003 | 2 436 454 | 2 647 574 | 8,0% |
| 2004 | 1 654 375 | 1 846 715 | 10,4% |
| 2005 | 2 654 276 | 2 745 839 | 3,3% |
| 2006 | 3 155 083 | 3 326 161 | 5,1% |
| 2007 | 3 310 291 | 3 556 093 | 6,9% |
| 2008 | 5 950 462 | 6 502 185 | 8,5% |
| 2009 | 6 421 725 | 6 712 492 | 4,3% |
| 2010 | 4 874 209 | 5 127 639 | 4,9% |
| 2011 | 4 486 689 | 4 772 372 | 6,0% |
| 2012 | 2 080 734 | 2 215 986 | 6,1% |
| 2013 | 3 408 496 | 3 671 014 | 7,2% |
| 2014 | 5 108 138 | 5 522 312 | 7,5% |

Tableau 54: Impact de la nouvelle loi sur les capitaux constitutifs des orphelins

- Pour les ascendants

En ce qui concerne cette catégorie des ayants droits, la nouvelle loi augmente le taux d'indemnisation à 15% au lieu de 10% dans une limite de 30% pour l'ensemble de rentes

allouées à l'égard des ascendants. Ceci implique donc une augmentation de 50% du capital constitutif pour chaque ascendant.

Le tableau ci-dessus représente les nouveaux capitaux constitutifs. En tenant compte de la contrainte de la réduction proportionnelle en cas de dépassement du taux de 30%, on obtient les impacts suivants :

| Survenance | Ancien Capital Constitutif | Nouveau Capital Constitutif | IMPACT (%) |
|------------|----------------------------|-----------------------------|------------|
| 2000 | 2 475 985 | 3 633 985 | 31,9% |
| 2001 | 3 161 440 | 4 597 336 | 31,2% |
| 2002 | 2 727 847 | 3 769 228 | 27,6% |
| 2003 | 2 405 226 | 3 522 501 | 31,7% |
| 2004 | 2 920 152 | 4 345 889 | 32,8% |
| 2005 | 2 497 103 | 3 706 748 | 32,6% |
| 2006 | 2 639 209 | 3 914 346 | 32,6% |
| 2007 | 3 881 928 | 5 743 535 | 32,4% |
| 2008 | 6 657 004 | 9 679 562 | 31,2% |
| 2009 | 6 614 436 | 9 673 306 | 31,6% |
| 2010 | 5 094 003 | 7 443 155 | 31,6% |
| 2011 | 6 508 281 | 9 711 123 | 33,0% |
| 2012 | 4 820 989 | 7 231 484 | 33,3% |
| 2013 | 6 084 431 | 9 126 648 | 33,3% |
| 2014 | 2 781 198 | 4 171 797 | 33,3% |

Tableau 55: Impact de la nouvelle loi sur les capitaux constitutifs des ascendants

En moyenne, l'augmentation du taux d'indemnisation de 50% conduit à une augmentation des capitaux constitutifs approximativement égale à 32%.

L'impact global en cas de décès est décrit :

D'après le tableau ci-dessous, on constate tout d'abord que les sinistres « Décès » représentent une petite part de l'ensemble des sinistres survenus en AT durant les dernières années. En outre, en consolidant les écarts résultants des nouveaux termes d'indemnisation, on déduit une estimation de l'effet de la nouvelle loi sur les charges de ces sinistres par exercice de survenance. D'où l'impact global est approximativement égal à 26,7%. Cependant, on peut s'attendre à ce que cet impact soit atténué au niveau des charges global des sinistres AT étant donné la petite part accaparée par les sinistres « Décès ».

| Survenance | Part des sinistres survenus au titre du même exercice | Ancien Capital Constitutif | Nouveau Capital Constitutif | ECART | Ancienne charge globale | Nouvelle charge globale estimée | IMPACT (%) |
|------------|---|----------------------------|-----------------------------|------------|-------------------------|---------------------------------|------------|
| 2000 | 2,95% | 15 983 691 | 20 952 109 | 4 968 418 | 24 400 702 | 29 369 120 | 16,9% |
| 2001 | 1,64% | 22 029 365 | 31 946 203 | 9 916 838 | 29 997 116 | 39 913 954 | 24,8% |
| 2002 | 1,68% | 19 354 432 | 25 605 768 | 6 251 336 | 25 949 911 | 32 201 248 | 19,4% |
| 2003 | 1,64% | 14 673 615 | 20 245 671 | 5 572 055 | 22 388 302 | 27 960 358 | 19,9% |
| 2004 | 1,69% | 13 868 816 | 19 347 185 | 5 478 369 | 19 914 156 | 25 392 525 | 21,6% |
| 2005 | 1,61% | 12 391 448 | 16 879 749 | 4 488 300 | 17 717 733 | 22 206 034 | 20,2% |
| 2006 | 2,96% | 13 722 166 | 18 928 192 | 5 206 025 | 16 831 265 | 22 037 290 | 23,6% |
| 2007 | 3,01% | 15 550 007 | 21 997 712 | 6 447 706 | 19 927 493 | 26 375 199 | 24,4% |
| 2008 | 2,07% | 25 678 364 | 37 547 794 | 11 869 430 | 26 989 714 | 38 859 144 | 30,5% |
| 2009 | 3,21% | 29 227 808 | 41 673 321 | 12 445 513 | 35 271 873 | 47 717 385 | 26,1% |
| 2010 | 3,04% | 23 694 603 | 34 808 969 | 11 114 365 | 28 999 712 | 40 114 077 | 27,7% |
| 2011 | 1,59% | 34 525 391 | 53 027 967 | 18 502 575 | 38 966 612 | 57 469 187 | 32,2% |
| 2012 | 2,61% | 19 561 722 | 29 951 667 | 10 389 945 | 21 529 270 | 31 919 215 | 32,6% |
| 2013 | 2,91% | 30 472 812 | 47 764 135 | 17 291 323 | 35 226 673 | 52 517 996 | 32,9% |
| 2014 | 2,40% | 19 375 189 | 29 899 270 | 10 524 081 | 20 150 883 | 30 674 963 | 34,3% |

Tableau 56: Impact de la nouvelle loi sur la charge des sinistres "Décès"

IV- L'impact global :

D'après le tableau ci-dessous, on constate qu'au niveau global les nouveaux termes d'indemnisation conduisent à une augmentation des charges de sinistres AT en moyenne égale à 2,67%. Toutefois, on note que cette estimation ne tient compte que des principales modifications apportées par la nouvelle loi et qu'on a étudié dans les paragraphes ci-haut.

| Survenance | Ancienne Charge Globale | Ecart en cas d'IJ | Ecart en cas de « Décès » | IMPACT de la Nouvelle loi en montant | Nouvelle Charge Globale | IMPACT (%) |
|------------|-------------------------|-------------------|---------------------------|--------------------------------------|-------------------------|------------|
| 2000 | 228214572 | - 922 643 | 4 968 418 | 4 045 775 | 232 260 348 | 1,7% |
| 2001 | 270425790 | - 1 426 723 | 9 916 838 | 8 490 115 | 278 915 905 | 3,0% |
| 2002 | 224774545 | - 966 440 | 6 251 336 | 5 284 896 | 230 059 441 | 2,3% |
| 2003 | 226250382 | - 996 395 | 5 572 055 | 4 575 660 | 230 826 043 | 2,0% |
| 2004 | 167787235 | - 894 139 | 5 478 369 | 4 584 230 | 172 371 466 | 2,7% |
| 2005 | 186347608 | - 1 012 841 | 4 488 300 | 3 475 459 | 189 823 067 | 1,8% |
| 2006 | 211709605,2 | - 1 130 288 | 5 206 025 | 4 075 737 | 215 785 342 | 1,9% |
| 2007 | 260348935,7 | - 1 547 417 | 6 447 706 | 4 900 289 | 265 249 224 | 1,8% |
| 2008 | 315996284,4 | - 2 277 155 | 11 869 430 | 9 592 275 | 325 588 559 | 2,9% |
| 2009 | 347658412,9 | - 2 478 968 | 12 445 513 | 9 966 545 | 357 624 958 | 2,8% |
| 2010 | 337697004,6 | - 2 356 835 | 11 114 365 | 8 757 530 | 346 454 534 | 2,5% |
| 2011 | 371348089,3 | - 2 585 509 | 18 502 575 | 15 917 066 | 387 265 155 | 4,1% |
| 2012 | 333961491,6 | - 2 503 929 | 10 389 945 | 7 886 016 | 341 847 508 | 2,3% |
| 2013 | 371353455,1 | - 2 597 709 | 17 291 323 | 14 693 614 | 386 047 069 | 3,8% |
| 2014 | 326277963,7 | - 2 500 244 | 10 524 081 | 8 023 837 | 334 301 801 | 2,4% |

Tableau 57: Impact Global des nouveaux termes d'indemnisation

Conclusion

L'étude élaborée a pour objectif d'étudier la rentabilité du portefeuille AT d'AAM à travers la révision des taux de primes appliqués, le processus de provisionnement et l'évaluation économique des réserves dans le contexte des changements réglementaires.

L'analyse des taux de prime appliquée reflète l'octroi de rabais important avec une moyenne de -30% . Ces derniers sont souvent offerts aux entreprises représentant un potentiel important de souscription dans les autres branches entreprises. Toutefois, ces déviations tarifaires doivent être bien maîtrisées afin de préserver au minimum l'équilibre du portefeuille. Ainsi, on a déterminé des seuils de majoration et de rabais pour les cinq nouveaux segments d'activités construits en se référant à leur sinistralité.

En se basant sur le modèle GLM, on a proposé une grille tarifaire pour l'activité « Entreprise de construction de bâtiments » dont les nouveau taux de primes sont supérieurs à l'ancien tarif. En vérifiant la cohérence des majorations apportées avec le seuil de déviation estimé pour le segment auquel appartient cette activité, on constate un petit dépassement au niveau de certains cas. En outre, on note que le faible nombre d'observation peut biaiser notre estimation de tarif.

En ce qui concerne les provisions, on a constaté que la réserve obtenue à partir des méthodes réglementaires est très faible comparé aux méthodes économiques. Parallèlement, on a remarqué une convergence des méthodes LP, LCs et De-Vylder vers l'estimation stochastique de la réserve globale. De plus, on note que la méthode Mack et GLM de très bonne estimation avec des intervalles de confiances assez précis.

En outre, la nouvelle loi réglementaire apporte plusieurs modifications. Cependant, pour des contraintes de temps, on s'est limité à l'étude de l'impact des principaux apports seulement. Ainsi, on a estimé un impact moyen d'aggravation des charges de $2,67\%$ résultant uniquement de l'augmentation des taux d'indemnisation des ayants droits ainsi que le changement de la formule de calcul du salaire journalier. Toutefois, on s'attend à un l'impact global plus que $2,6\%$ puisqu'il doit tenir compte des autres apports de la loi tel que l'octroi d'une rente viagère au lieu d'une rente temporaire pour les handicapés,

Bibliographie

Articles

- BALSON Nathalie, Les méthodes stochastiques de provisionnement et incertitude sur l'estimation des provisions, 2008
- BESSE Philip, Pratique de la modélisation statistique, Publication du laboratoire de statistique et probabilité, Université PAUL SABATHER, Janvier 2003
- Efron B., Bootstrap methods: another look at the Jackknife, The Annals of Statistics, 1997

Mémoires

- BARJON Jean Philippe et SERRA Anne, Accidents de travail et maladies professionnelles en France, critère de tarification, système de bonus-malus, Centre d'Etudes Actuarielles 2005
- FORT Morgan, Méthodes de provisionnement en assurance non-vie et extrapolation des triangles, Euro Institut d'Actuariat 2010
- MARIKO Brehima et YAMDJIEU NGADEU Christian, Statistique des extrêmes : théorie et application, Université Claude Bernard, juin 2013
- SOULEAU Aymeric, Tarification de la branche accidents de travail, Bonus-Malus et Crédibilité, Euro Institut d'Actuariat 2010

Ouvrages

- CONSTANTIN DE MAGNY Guillaume, DESRUISSEAUX Martin et PETIT Michel, Les modèles linéaires généralisés
- DENUIT Michel et CHARPENTIER Arthur, Mathématique de l'assurance non vie, Tome II : Tarification et provisionnement
- Fernandes L.B., Extreme value theory and value at risk
- MCCULLAGH P. et NELDER J.A., Generalized linear models.

-

Textes de loi de référence

- Dahir du 25 Juin 1927 relatif à la réparation des accidents du Travail.
- Dahir du 31 mai 1943 étendant aux maladies d'origine professionnelle les dispositions de la législation sur la réparation des accidents du travail.
- Décret n° 2-59-1169 (4 novembre 1959) relatif au tarif à appliquer aux constitutions des rentes allouées en réparation des accidents de travail ou de maladies professionnelles
- Dahir n° 1.60.223 (6 février 1963) portant modification en la forme du dahir du 25 Juin 1927 relatif à la réparation des accidents du Travail.
- Dahir n° 1-02-179 (23 juillet 2002) portant promulgation de la loi n° 18-01 modifiant et complétant le dahir n°1-60-223 (6 février 1963)
- Dahir n° 1-03-167 (19 juin 2003) portant promulgation de la loi n° 06-03 modifiant et complétant le dahir n° 1-60-223 (6 février 1963)
- Arrêté du ministre des finances et de la privatisation n° 2003-05 (17 octobre 2005) fixant les conditions générales-type du contrat d'assurance accidents du travail et maladies professionnelles
- Dahir n° 1-14-160 (29 décembre 2014) portant promulgation de la loi 18-12 relative à la réparation des accidents de travail et de maladies professionnelles

Annexes

Annexe 1: Méthode de lissage de Whittaker-Henderson

Le lissage non paramétrique de Whittaker-Henderson est un outil simple pour régulariser et homogénéiser des données brutes afin de les rendre facilement exploitables. En effet, il permet de rendre les données plus crédibles en tenant compte de la régularité des données réelles. La méthode de Whittaker-Henderson consiste donc à trouver un compromis entre la fidélité aux données brutes et la régularité des données lissées.

On note : u_1, u_2, \dots, u_n valeurs observées

v_1, v_2, \dots, v_n valeurs ajustée

- Le terme de régularité peut-être mesuré par la somme des écarts entre la courbe initiale et la courbe lissée selon la formule suivante :

$$F = \sum_{i=1}^n w_i (v_i - u_i)^2 \text{ Où } w_i \text{ est la masse affectée à chaque point.}$$

- Le critère de fidélité est calculé comme suit :

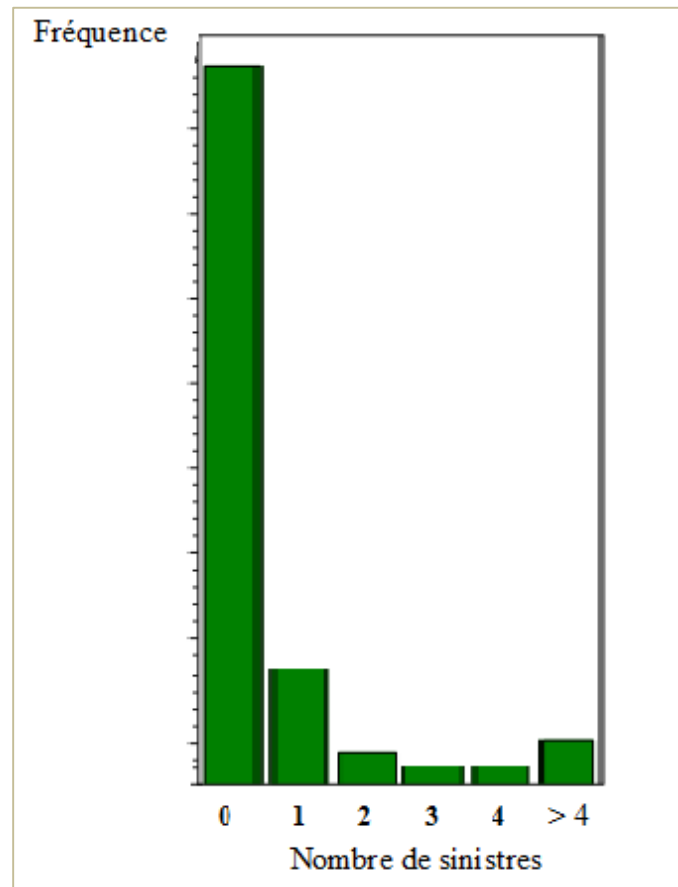
$$S = \sum_{i=1}^{n-z} (\Delta^z v_i)^2$$

Avec z un entier positif et $\Delta^z v_i = \sum_{k=0}^z C_z^k (-1)^{z-k} v_{i+k}$

Annexe 2: Algorithme de CHAID

Chaid est l'acronyme de -Chi-square Automatic Interaction Detected, ce qui désigne un algorithme de segmentation de variable. Il se base pour cela sur une variable dépendante qui lui servira de guide. L'algorithme subdivise la population initiale en plusieurs ensembles distincts en se basant sur les variables indépendantes les plus significatives, chacun des groupes ainsi obtenu est aussitôt subdivisé en deux sous-groupes distincts ou plus en considérant les variables restantes. On répète ce processus jusqu'à la fin ; soit toutes les variables sont utilisées, soit une condition spécifiée par l'utilisateur est réalisée.

Annexe 3: Fréquence du nombre de sinistres de l'activité « Entreprise de construction de Bâtiments »



Annexe 4: Test d'adéquation du modèle ZIP

| Criteria For Assessing Goodness Of Fit | | | |
|--|-----|-------------|----------|
| Criterion | DF | Value | Value/DF |
| Deviance | | 56343.2201 | |
| Scaled Deviance | | 56343.2201 | |
| Pearson Chi-Square | 2E4 | 74783.2582 | 3.7610 |
| Scaled Pearson X2 | 2E4 | 74783.2582 | 3.7610 |
| Log Likelihood | | 6081.9838 | |
| Full Log Likelihood | | -28171.6101 | |
| AIC (smaller is better) | | 56367.2201 | |
| AICC (smaller is better) | | 56367.2358 | |
| BIC (smaller is better) | | 56461.9994 | |

Annexe 5: Test de Vuong

VUONG (1989), a proposé une statistique, dans le cadre des estimations par la maximum de vraisemblance, pour tester des modèles non emboîtés : le modèle ZIP (ou ZINB) contre le modèle de Poisson (ou binomial négatif) correspondant.

Soient f_1 la densité du modèle 1 (ZIP ou ZINB) et f_2 la densité du modèle 2 (Poisson ou binomial négatif). On pose $m_i = \log \left(\frac{f_1(y_i)}{f_2(y_i)} \right)$

La statistique de Vuong, pour tester l'hypothèse du modèle 1 contre le modèle 2, est :

$$v = \frac{\sqrt{n} * \left(\frac{1}{n} * \sum_{i=1}^n m_i \right)}{\sqrt{\frac{1}{n} * \sum_{i=1}^n (m_i - \bar{m})^2}}$$

Si $v \leq 2$ alors le test ne favorise aucun des deux modèles. En revanche, des valeurs élevées de v favorisent le modèle 1 alors que des valeurs faibles (négatives) de v favorisent le modèle 2.

Annexe 6: Test d'adéquation du modèle ZINB

| Criteria For Assessing Goodness Of Fit | | | |
|--|-----|-------------|----------|
| Criterion | DF | Value | Value/DF |
| Deviance | | 36289.6643 | |
| Scaled Deviance | | 36289.6643 | |
| Pearson Chi-Square | 2E4 | 37544.4759 | 1.8882 |
| Scaled Pearson X2 | 2E4 | 37544.4759 | 1.8882 |
| Log Likelihood | | -18144.8322 | |
| Full Log Likelihood | | -18144.8322 | |
| AIC (smaller is better) | | 36315.6643 | |
| AICC (smaller is better) | | 36315.6826 | |
| BIC (smaller is better) | | 36418.3419 | |

Annexe 7: Estimation des paramètres pour la distribution Gamma

| Analysis Of Maximum Likelihood Parameter Estimates | | | | | | | |
|--|----|----------|----------------|----------------------------|--|-----------------|------------|
| Parameter | DF | Estimate | Standard Error | Wald 95% Confidence Limits | | Wald Chi-Square | Pr > ChiSq |
| Intercept | 1 | | 0.2053 | | | 3233.34 | <.0001 |
| seg_reg | 1 | 1 | 0.0837 | | | 40.51 | <.0001 |
| seg_reg | 2 | 1 | 0.0759 | | | 9.38 | 0.0022 |
| seg_reg | 3 | 1 | 0.0642 | | | 4.38 | 0.0201 |
| seg_reg | 4 | 0 | 0.0000 | | | . | . |
| seg_sact | 1 | 1 | 0.2221 | | | 7.24 | 0.0071 |
| seg_sact | 2 | 1 | 0.1966 | | | 4.91 | 0.0267 |
| seg_sact | 3 | 0 | 0.0000 | | | . | . |
| seg_mass | 1 | 1 | 0.0904 | | | 19.85 | <.0001 |
| seg_mass | 2 | 1 | 0.0413 | | | 189.70 | <.0001 |
| seg_mass | 3 | 0 | 0.0000 | | | . | . |
| Scale | 1 | | 0.0101 | | | | |

Annexe 8: Estimation des paramètres pour la distribution Inverse Gaussienne

| Analysis Of Maximum Likelihood Parameter Estimates | | | | | | | |
|--|----|----------|----------------|----------------------------|--|-----------------|------------|
| Parameter | DF | Estimate | Standard Error | Wald 95% Confidence Limits | | Wald Chi-Square | Pr > ChiSq |
| Intercept | 1 | | 0.4640 | | | 644.94 | <.0001 |
| seg_reg | 1 | 1 | 0.2251 | | | 5.23 | 0.0223 |
| seg_reg | 2 | 1 | 0.2180 | | | 0.99 | 0.0188 |
| seg_reg | 3 | 1 | 0.1904 | | | 0.13 | 0.0184 |
| seg_reg | 4 | 0 | 0.0000 | | | . | . |
| seg_sact | 1 | 1 | 0.5125 | | | 4.51 | 0.0114 |
| seg_sact | 2 | 1 | 0.4224 | | | 9.58 | 0.0459 |
| seg_sact | 3 | 0 | 0.0000 | | | . | . |
| seg_mass | 1 | 1 | 0.2166 | | | 4.26 | 0.0390 |
| seg_mass | 2 | 1 | 0.1041 | | | 27.81 | <.0001 |
| seg_mass | 3 | 0 | 0.0000 | | | . | . |
| Scale | 1 | | 0.0001 | | | | |

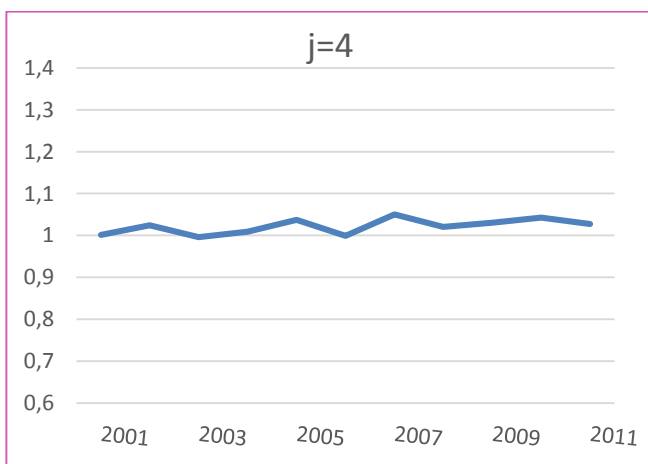
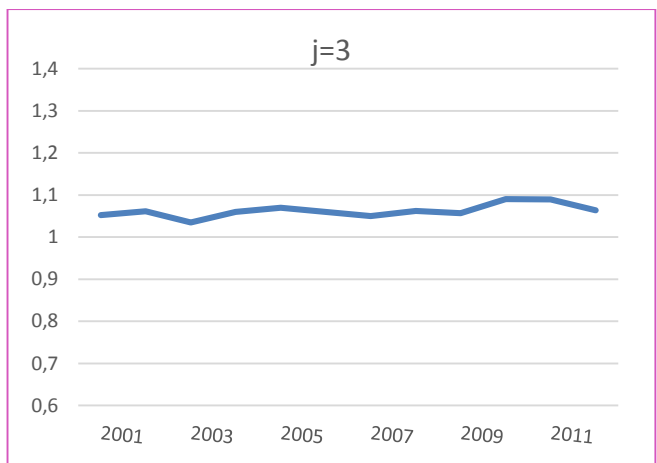
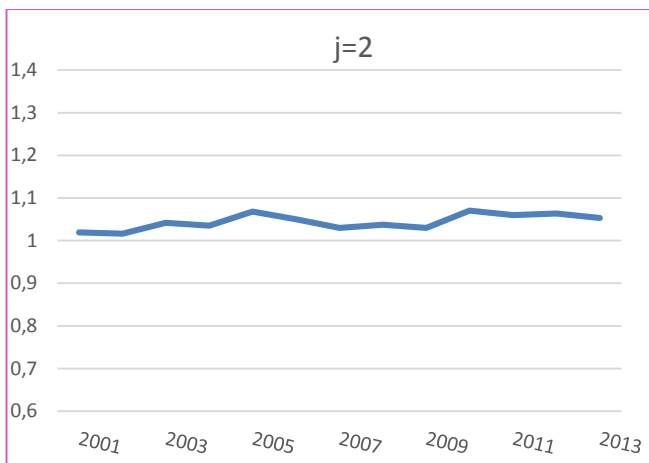
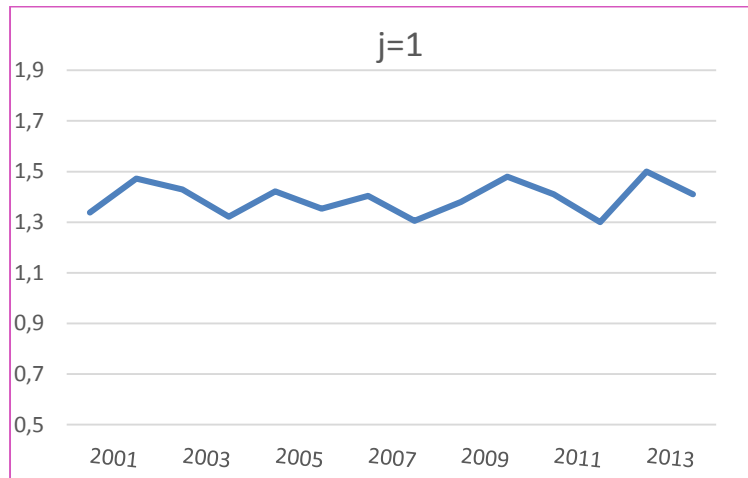
Annexe 9: Estimation des paramètres pour distribution Log-normale

| Analysis Of Maximum Likelihood Parameter Estimates | | | | | | | |
|--|----|----------|----------------|----------------------------|--|-----------------|------------|
| Parameter | DF | Estimate | Standard Error | Wald 95% Confidence Limits | | Wald Chi-Square | Pr > ChiSq |
| Intercept | 1 | | 0.2466 | | | 1792.51 | <.0001 |
| seg_reg | 1 | 1 | 0.1008 | | | 18.52 | <.0001 |
| seg_reg | 2 | 1 | 0.0920 | | | 7.09 | 0.0101 |
| seg_reg | 3 | 1 | 0.0783 | | | 4.34 | 0.0285 |
| seg_reg | 4 | 0 | 0.0000 | | | . | . |
| seg_sact | 1 | 1 | 0.2688 | | | 4.69 | 0.0260 |
| seg_sact | 2 | 1 | 0.2383 | | | 5.47 | 0.0193 |
| seg_sact | 3 | | 0.0000 | | | . | . |
| seg_mass | 1 | 1 | 0.1106 | | | 56.60 | <.0001 |
| seg_mass | 2 | 1 | 0.0494 | | | 128.08 | <.0001 |
| seg_mass | 3 | 0 | 0.0000 | | | . | . |
| Scale | 1 | | 0.0154 | | | | |

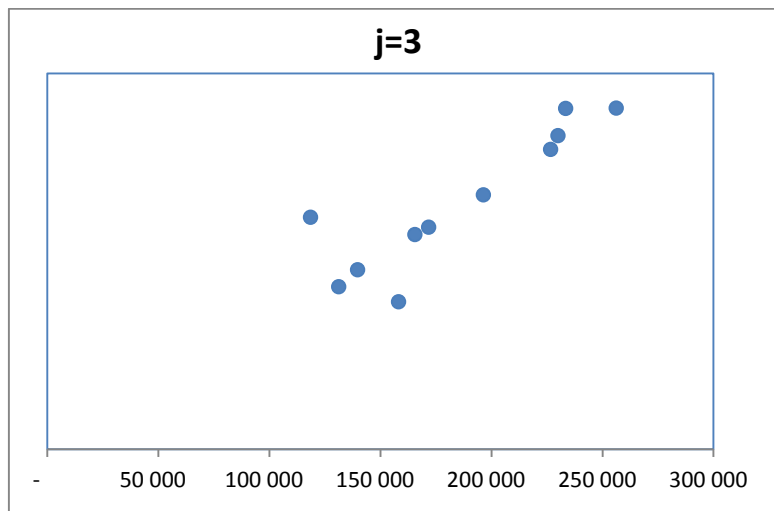
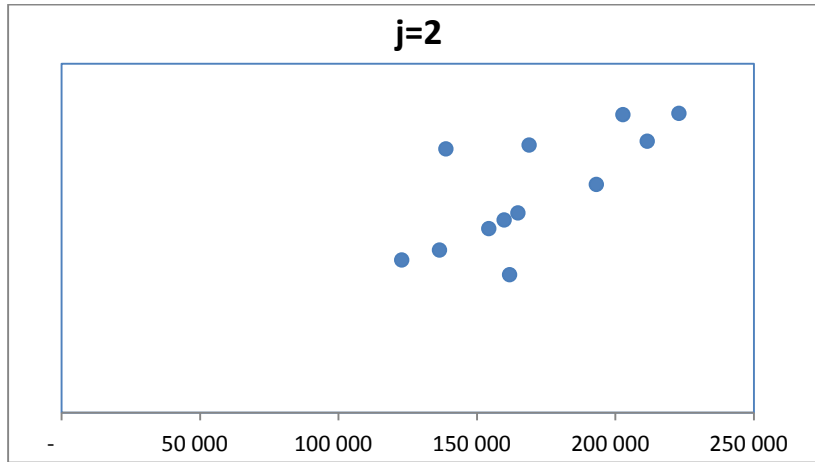
Annexe 10: Triangle des règlements cumulé des sinistres AT

| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 |
|------|--------|--------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| 2005 | 12 199 | 41 723 | 69 888 | 85 156 | 101 327 | 116 327 | 122 596 | 128 413 | 130 980 | 134 634 |
| 2006 | 13 497 | 51 066 | 73 394 | 95 691 | 121 583 | 134 516 | 144 269 | 150 317 | 154 556 | |
| 2007 | 15 585 | 52 908 | 83 489 | 119 642 | 136 498 | 151 295 | 160 924 | 166 238 | | |
| 2008 | 10 765 | 55 285 | 111 945 | 144 349 | 180 016 | 195 140 | 205 018 | | | |
| 2009 | 7 283 | 60 005 | 108 076 | 169 420 | 197 384 | 216 644 | | | | |
| 2010 | 8 848 | 55 630 | 120 619 | 162 061 | 189 838 | | | | | |
| 2011 | 10 898 | 67 534 | 124 159 | 168 914 | | | | | | |
| 2012 | 15 999 | 67 633 | 127 803 | | | | | | | |
| 2013 | 16 885 | 74 698 | | | | | | | | |
| 2014 | 17 817 | | | | | | | | | |

Annexe 11: Test de la première hypothèse de Chain Ladder



Annexe 12: Test de la deuxième hypothèse de Chain Ladder



Annexe 13: Paramètres estimés pour la loi Gamma

| Analysis Of Maximum Likelihood Parameter Estimates | | | | | | | |
|--|----|----|----------|----------------|----------------------------|-----------------|------------|
| Parameter | | DF | Estimate | Standard Error | Wald 95% Confidence Limits | Wald Chi-Square | Pr > ChiSq |
| Intercept | | 1 | | | | 2077.81 | <.0001 |
| I | 1 | 1 | -0.5123 | | | 8.63 | 0.0033 |
| I | 10 | 1 | -0.4388 | | | 4.80 | 0.0284 |
| I | 11 | 1 | -0.3907 | | | 5.32 | 0.0211 |
| I | 12 | 1 | -0.3200 | | | 10.19 | 0.0014 |
| I | 13 | 1 | -0.3191 | | | 15.36 | <.0001 |
| I | 14 | 1 | -0.3325 | | | 23.00 | <.0001 |
| I | 2 | 1 | -0.8407 | | | 23.83 | <.0001 |
| I | 3 | 1 | -0.8834 | | | 26.41 | <.0001 |
| I | 4 | 1 | -1.1440 | | | 43.83 | <.0001 |
| I | 5 | 1 | -0.9872 | | | 31.86 | <.0001 |
| I | 6 | 1 | -0.7789 | | | 19.20 | <.0001 |
| I | 7 | 1 | -0.7134 | | | 15.69 | <.0001 |
| I | 8 | 1 | -0.5060 | | | 7.45 | 0.0063 |
| I | 9 | 0 | 0.0000 | | | . | . |
| J | 1 | 1 | 1.0068 | | | 39.41 | <.0001 |
| J | 10 | 1 | 0.0201 | | | 32.70 | <.0001 |
| J | 11 | 1 | -0.3899 | | | 22.74 | <.0001 |
| J | 12 | 1 | -0.0356 | | | 12.92 | 0.0003 |
| J | 13 | 1 | -0.5739 | | | 4.91 | 0.0268 |
| J | 14 | 1 | -1.2100 | | | 12.09 | 0.0005 |
| J | 2 | 1 | 2.0908 | | | 166.58 | <.0001 |
| J | 3 | 1 | 2.0757 | | | 164.82 | <.0001 |
| J | 4 | 1 | 1.8667 | | | 131.32 | <.0001 |
| J | 5 | 1 | 1.5403 | | | 87.89 | <.0001 |
| J | 6 | 1 | 1.1946 | | | 51.77 | <.0001 |
| J | 7 | 1 | 0.7792 | | | 20.97 | <.0001 |
| J | 8 | 1 | 0.3743 | | | 4.62 | 0.0316 |
| J | 9 | 0 | 0.0000 | | | . | . |
| Scale | | 1 | 10.3526 | 1.4131 | 7.9225 | 13.5281 | |

| LR Statistics For Type 3 Analysis | | | |
|-----------------------------------|----|------------|------------|
| Source | DF | Chi-Square | Pr > ChiSq |
| I | 13 | 59.10 | <.0001 |
| J | 13 | 198.63 | <.0001 |

Annexe 14: Tarif applicable aux descendants de victimes d'accidents de travail mortels

Table de mortalité PF 60-64 ; taux d'intérêt 3,5% ; taux de chargement 3%

Tarif appliqué selon l'ancienne loi

| Age à la constitution | Prix d'une rente temporaire annuelle de 1 DH fractionnée sur 4 |
|-----------------------|--|
| 0 | 12,340 |
| 1 | 11,962 |
| 2 | 11,361 |
| 3 | 10,726 |
| 4 | 10,064 |
| 5 | 9,378 |
| 6 | 8,666 |
| 7 | 7,929 |
| 8 | 7,166 |
| 9 | 6,375 |
| 10 | 5,556 |
| 11 | 4,708 |
| 12 | 3,831 |
| 13 | 2,922 |
| 14 | 1,982 |
| 15 | 1,008 |
| 16 | 1,008 |
| 17 | 1,008 |
| 18 | 1,008 |
| 19 | 1,008 |
| 20 | 1,008 |

Tarif estimé selon les nouveaux termes d'indemnisation de la nouvelle loi (n°18-12)

| Age à la constitution | Prix d'une rente temporaire annuelle de 1 DH fractionnée sur 4 |
|-----------------------|--|
| 0 | 14,984 |
| 1 | 14,750 |
| 2 | 14,253 |
| 3 | 13,721 |
| 4 | 13,167 |
| 5 | 12,590 |
| 6 | 11,993 |
| 7 | 11,373 |
| 8 | 10,731 |
| 9 | 10,066 |
| 10 | 9,378 |
| 11 | 8,665 |
| 12 | 7,926 |
| 13 | 7,162 |
| 14 | 6,371 |
| 15 | 5,553 |
| 16 | 4,706 |
| 17 | 3,829 |
| 18 | 2,921 |
| 19 | 1,981 |
| 20 | 1,008 |
| 21 | 1,008 |
| 22 | 1,008 |
| 23 | 1,008 |
| 24 | 1,008 |
| 25 | 1,008 |

