

RAPPORT DE STAGE D'APPLICATION

Organisme d'accueil : Axa Maroc

Sujet

Evaluation de l'impact du nouveau processus
CID sur les réserves Auto RC matérielle.

Préparé par :

Mr EL ORFI YASSIR

Sous la direction de :

**Mme
BENHAMOU GHOUFRANE**

RÉSUMÉ :

Dans le cadre de l'assurance non-vie, la convention d'indemnisation directe est un contrat mis en place afin de faciliter le règlement des charges des sinistres, tantôt responsable tantôt non responsable.

Malgré ses divers avantages, ce contrat reste abusif et génère une balance négative chez les compagnies assurantielles, ceci est dû aux grands effectifs des sinistres ayant des charges minimes, ou bien des charges inférieurs au seuil forfaitaire de la convention d'indemnisation directe.

Alors, cette étude est censée trouver le lien entre ce contrat et la balance négative de la société, le modélise par des méthodes probabilistes.

Enfin, étudier l'impact de cette réforme sur les réserves de la branche RC automobile, par des méthodes de provisionnement déterministes et stochastiques.

MOTS CLÉS :

Assurance non-vie, CID, Provisions techniques, CHAIN LADDER, COUT MOYEN, MACK

DÉDICACE

Avant tout propos, ce travail n'aurait existait sans les efforts fournis par mes parents afin que je puisse poursuivre mes études,

A ma famille,

A mes amis, Zakaria, Hamza, Saad, Hamza, Nawfal, Yousra, Nada et Boutayna.

A tous ceux qui m'ont aidé et encouragé,

Je vous dédie cet humble travail

REMERCIEMENT

Je tiens à remercier M. Fouad Marri et Mr. Saïd Khalil pour leurs précieux conseils et orientations qui m'étaient d'une grande importance et soutien durant toute la période de mon stage.

Ainsi, je profite de l'occasion pour exprimer ma reconnaissance envers Mme Benhamou Ghoufrane mon encadrante pour son précieux encadrement tout en assurant les conditions de réussite.

Dans le même cadre, je remercie tout le corps sous la direction de Mr. Boumassoud chez Axa qui m'ont offert un climat accueillant.

Enfin, J'adresse mes remerciements au corps professoral de l'INSEA pour son professionnalisme et de nous avoir assuré les connaissances et prérequis nécessaires permettant de s'insérer avec succès dans le monde professionnel et d'assurer mon stage de d'application.

Contents

AXA Globalement :	7
AXA Localement :	11
Différentes tâches et métiers :.....	13
Assurance Non-Vie :	15
Produit assurance non-vie :.....	15
Evolution des primes émises :.....	16
Produit étudié :.....	17
Convention d'indemnisation directe CID :	18
Problématique.....	22
Plan	23
CHAPITRE 1 : Segmentation	24
Statistique descriptive	24
Modélisation :.....	25
1er segment – 1er Quantile :.....	26
2ème segment - 2ème Quantile :	27
3ème segment - 3ème Quantile :.....	27
4ème segment - dernier Quantile :	28
CHAPITRE 2 : Modèles probabilistes	30
Différents états d'un recours subis :	30
Chaîne de Markov	31
Principe :	31
Construction et résultats :	34
CHAPITRE 3 : Provisions techniques.....	36
Branches techniques de l'assurance non-vie :	37
Méthode de provisionnement	38
Méthodes déterministes :.....	38
CHAIN LADDER :.....	42
COUT MOYEN	45
Méthode stochastique :	46
MACK	46
Conclusion :	49
Bibliographie :.....	50

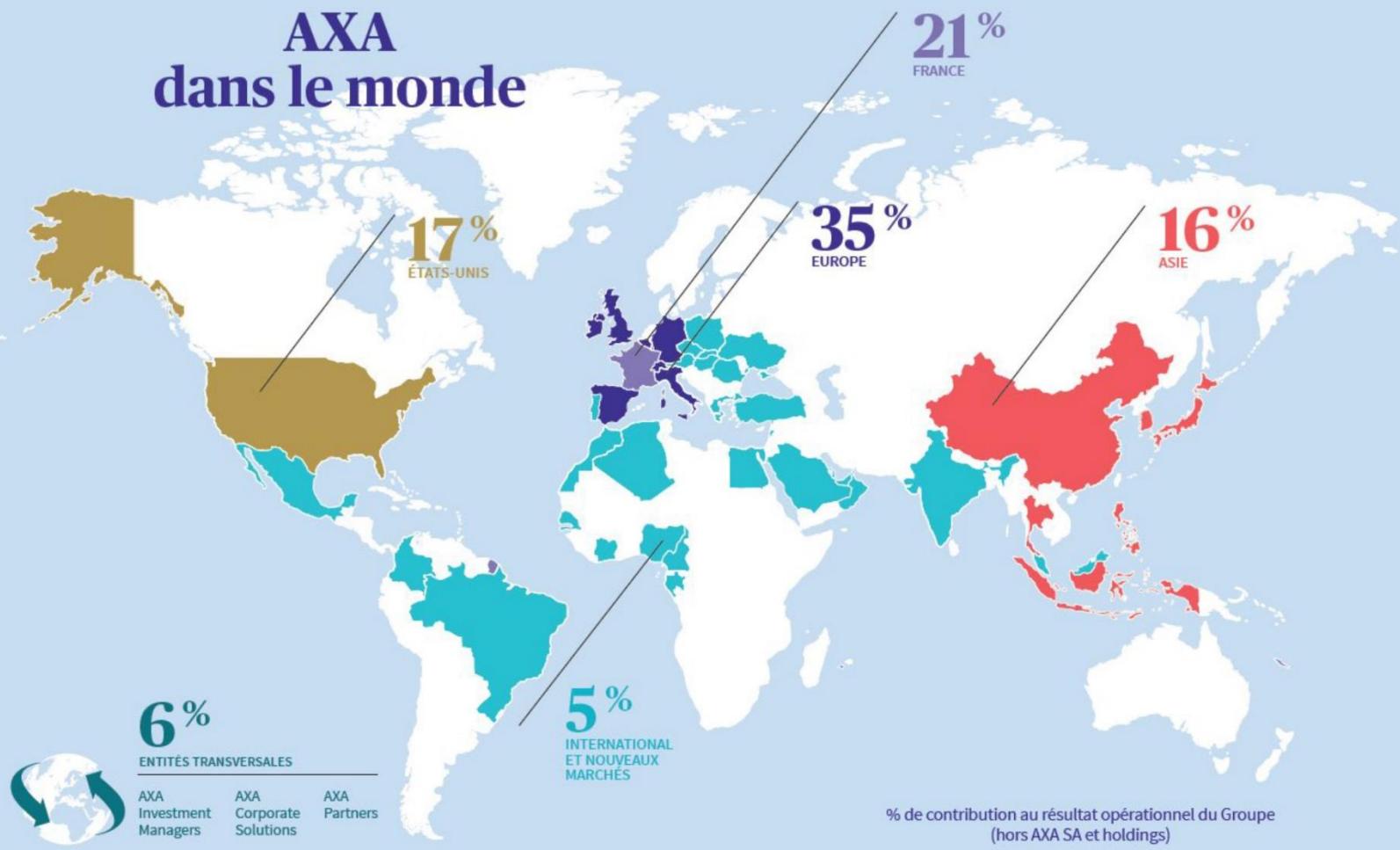
Annexe 1 :.....	51
Annexe 2 :.....	54

Table des tableaux et figures:

<i>Tableau 1 VENTILATION DES PRIMES EMISES TOTALES PAR ENTREPRISE en MMAD</i>	12
<i>Tableau 2 Primes émises en MMAD au titre de l'exercice 2020 par Axa Assurance Maroc</i>	16
<i>Tableau 3 Article L211-1 du Code des assurances</i>	17
<i>Tableau 4 Couverture RC automobile</i>	18
<i>Tableau 5 Ajustement par loi exponentielle</i>	25
<i>Tableau 6 Quantiles de la loi d'ajustements</i>	26
<i>Tableau 7 Statistique descriptive sur Q1</i>	26
<i>Tableau 8 Statistique descriptive sur Q2</i>	27
<i>Tableau 9 Statistique descriptive sur Q3</i>	28
<i>Tableau 10 Statistique descriptive sur Q4</i>	29
<i>Tableau 11 Clusters des assureurs adversaires</i>	35
<i>Tableau 12 Triangle des montants des sinistres</i>	39
<i>Tableau 13 Triangle des règlements cumulé</i>	40
<i>Tableau 14 Triangle non cumulé de l'étude (2008-2013)</i>	41
<i>Tableau 15 Triangle cumulé de l'étude (2008-2013)</i>	41
<i>Tableau 16 Facteurs de développements</i>	41
<i>Tableau 17 Rectangle provisoire CHAIN LADDER</i>	43
<i>Tableau 18 Vérification de l'hypothèse de CL</i>	44
<i>Tableau 19 Provisions techniques 2008-2021 par CL</i>	44
<i>Tableau 20 rectangle provisoire du nombre des sinistres par CL</i>	45
<i>Tableau 21 Provisions 2008-2013 par CM</i>	46
<i>Tableau 22 Provisions techniques 2008-2021 par CM</i>	46
<i>Tableau 23 Provisions par Mack</i>	48
<i>Figure 1 Chiffre d'affaires par zone géographique et résultat opérationnel.</i>	10
<i>Figure 2 Directeurs d'Axa Maroc</i>	11
<i>Figure 3 Pourcentage en total de chiffre d'affaires des assurances</i>	11
<i>Figure 4 Produits Axa Maroc</i>	15
<i>Figure 5 exemple du traitement de la CID</i>	20
<i>Figure 6 Balance finale d'Axa Maroc 2011-2021 : Branche RC automobile</i>	22
<i>Figure 7 fonction densité de la distribution du montant des sinistres</i>	24
<i>Figure 8 Chaine de Markov des états de recours</i>	34

PRÉSENTATION DE L'ORGANISME

AXA
dans le monde



AXA GLOBALEMENT :

Le groupe AXA est l'un des premiers groupes mondiaux d'assurance et de gestion d'actifs. Présent dans 64 pays, 165 000 collaborateurs d'AXA s'engagent aux côtés de 107 millions de clients. C'est la première marque mondiale d'assurance en 2017 selon le classement Best Global Brands établi par Interbande.

Les activités d'AXA sont géographiquement diversifiées, avec une concentration sur les marchés d'Europe, d'Amérique du Nord et de la région Asie-Pacifique.

Le cœur de métier d'AXA est de proposer différentes solutions d'assurance à ses clients (particuliers, professionnels, entreprises ou institutions). Le groupe est spécialisé dans plusieurs domaines d'activité : assurance dommages, assurance de personnes (santé, prévoyance, épargne et retraite), gestion d'actifs, assistance, banque et protection juridique.

En 2019, AXA a réalisé un chiffre d'affaires de 103.5 milliards d'euros, soit une croissance de 5% en un an, le résultat net de cette année a atteint 3.9 milliards d'euros. Le ratio de solvabilité II s'établit à 198%, en hausse de 5 points par rapport au 31 décembre 2018.

CHIFFRE D'AFFAIRES



chiffre d'affaires total diminue de 1% sur l'année, reflétant une forte croissance au premier trimestre (+4%), une baisse marquée de l'activité au deuxième trimestre (-10%), et un redressement au troisième (-1%) et quatrième (+1%)

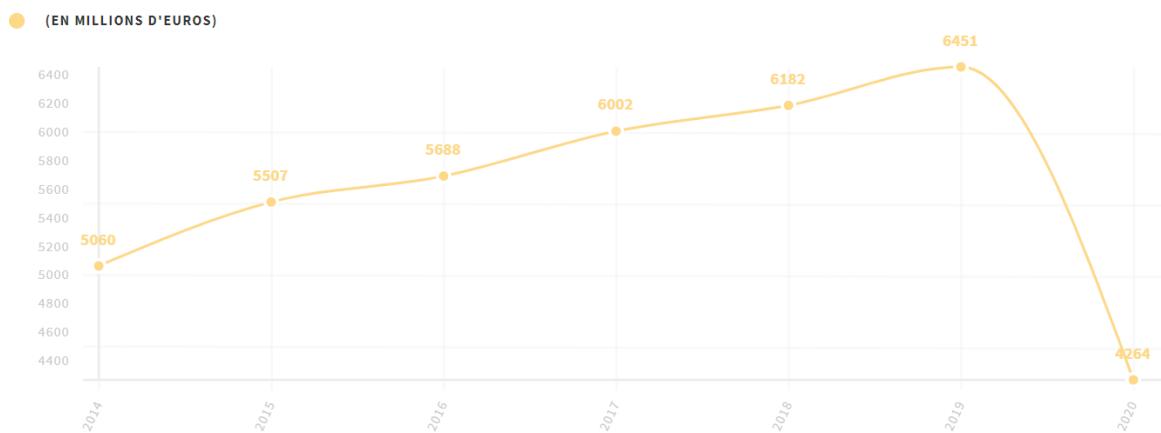
trimestres. La dynamique des segments cibles d'AXA s'est poursuivie et renforcée au T4 2020, avec une croissance de 5% (+3% en 2020).

RÉSULTAT NET



Le résultat net baisse de 18% à 3,2 milliards d'euros, reflétant une baisse du résultat opérationnel ainsi que l'impact négatif de la baisse de valeur de marché des actifs investis comptabilisés à la juste valeur, partiellement compensée par un effet favorable de la variation de la juste valeur des produits dérivés et la non-référence des effets négatifs de l'annonce de la vente d'AXA Banque Belgique et de la déconsolidation d'EQH.

RÉSULTAT OPÉRATIONNEL :



Le résultat opérationnel baisse de 34% à 4,3 milliards d'euros, avec notamment (i) l'assurance dommages (-51%) essentiellement en raison de l'impact des sinistres liés à la pandémie de Covid-19, (ii) l'activité vie, épargne, retraite (-7%)

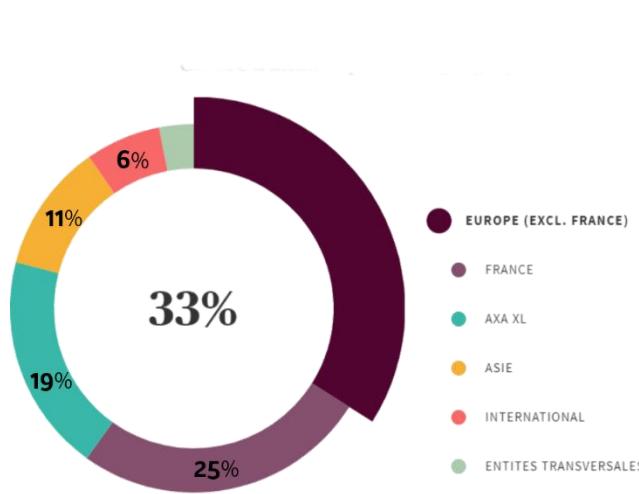
notamment du fait d'une marge technique plus faible, alors que la marge d'investissement s'est maintenue, (iii) l'activité holdings (+15%) essentiellement à la suite d'une hausse des dividendes reçus de filiales non-consolidées, ainsi que d'une baisse des frais généraux et de financement, (iv) la gestion d'actifs (+6%) reflétant une hausse des commissions de gestion, notamment en Alternatifs, et (v) l'effet de la déconsolidation d'Equitable Holdings, Inc. (« EQH ») en 2019.

RATIO DE SOLVABILITÉ II :



Le ratio de solvabilité II s'établit à 200% au 31 décembre 2020, en hausse de 20 points par rapport au 30 septembre 2020, principalement en raison (i) de l'intégration d'AXA XL dans le modèle interne du Groupe (+13 points), (ii) du rendement opérationnel s'établissant à 3 points, net du provisionnement estimé du dividende 2020 et payé en 2021 (iii) de la finalisation de la cession de nos opérations en Europe centrale et orientale (+2 points) et (iv) d'effets de marchés financiers positifs (+1 point), notamment la hausse des marchés actions, partiellement compensés par (v) le remboursement d'une dette subordonnée (-1 point).

CHIFFRE D'AFFAIRES PAR ZONE GÉOGRAPHIQUE



RÉSULTAT OPÉRATIONNEL

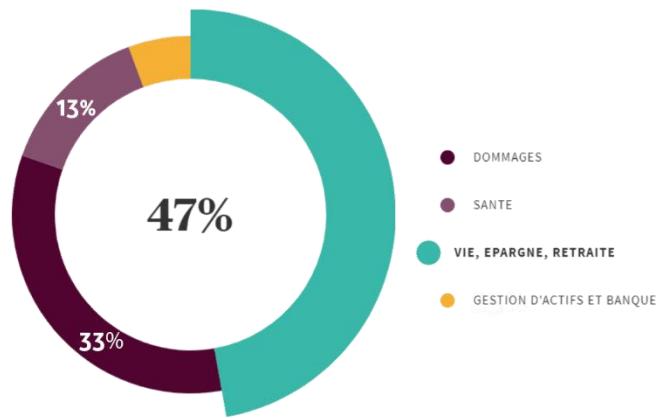


Figure 1 Chiffre d'affaires par zone géographique et résultat opérationnel.

AXA LOCALEMENT :

ORGANIGRAMME AXA MAROC :

Structure d'Axa Maroc

President directeur général

Philippe ROCARD

Secrétariat Général

Abdelhak ELMANSOUR

Audit

Latimad MOUTIK

Risk Management

Mohammed Boumassaoud

Politique technique et IARD

El Mostafa KHRISS

Developpement & Epargne & Prévoyance

Saadia NOURI

Strategie et Distribution

Azzdine BELAMMARI

Finance et Investissement

Nicholas BARSKY

Organisation et système information

Mustapha MOUFID

Ressources humaines et Communication

Abdelghani EL JAMAL

Figure 2 Directeurs d'Axa Maroc

CLASSEMENT DES ASSURANCES SELON LEUR CHIFFRE D'AFFAIRES

Wafa assurance contrôle 20% du marché suivi par RMA qui possède 15% du marché des assurances marocaines, or qu'Axa vient en quatrième place avec une possession d'environ 10%, ce classement peut être expliqué par la qualité des services offerts par chacune des assurances et le respect de leurs promesses, ou

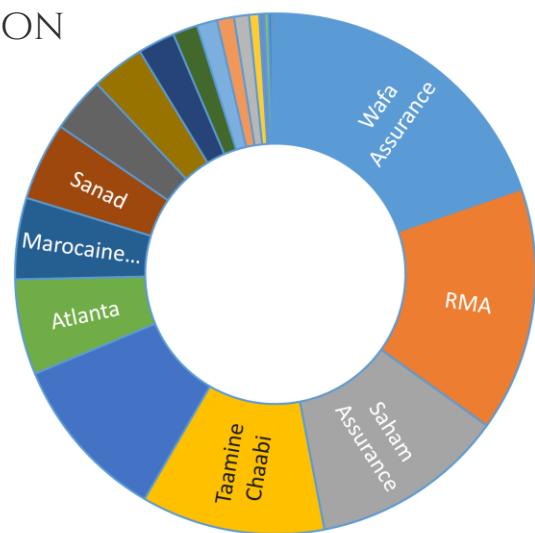


Figure 3 Pourcentage en total de chiffre d'affaires des assurances

bien la méthode utilisée dans le marketing de ces produits.

Il reste à retenir que le marché des assurances est concurrentiel et que Axa fait face à des compagnies rivales bien placées.

PRIMES ÉMISES PAR ENTREPRISE D'ASSURANCE EXERCICE 2020 :

	2020	Evolution 2019/2020	Part Marché
Wafa Assurance	8 374,2	-5,4%	18,5%
RMA	6 876,0	0,9%	15,2%
Mutuelle Taamine Chaabi	5 787,3	13%	12,8%
Saham Assurance	5 126,0	-5,5%	11,3%
AtlantaSanad	4 937,6	2,0%	10,9%
Axa Assurance Maroc	4 871,7	4,9%	10,8%
Marocaine Vie	2 158,2	-4,8%	4,8%
MCMA	1 798,0	16,7%	4,0%
Allianz Assurance Maroc	1 572,3	6,2%	3,5%
MAMDA	1 092,5	5,6%	2,4%
CAT	694,1	0,2%	1,5%
Maroc Assistance Internationale	561,5	-1,2%	1,2%
MATU	462,3	11,0%	1,0%
Saham Assistance	325,8	-30,9%	0,7%
RMA Assistance	109,2	-3,5%	0,2%
Wafa Ima Assistance	258,3	-8,2%	0,6%
Euler Hermes ACMAR	136,3	-5,9%	0,3%
Coface Maroc	81,1	29,4%	0,2%
Axa Assistance Maroc	47,0	-45,9%	0,1%
Smaex	27,6	-30,7%	0,1%
Total	45 296,9	0,9%	100,0%

Tableau 1 VENTILATION DES PRIMES ÉMISES TOTALES PAR ENTREPRISE en MMAD

En 2020, le Maroc enregistre une collecte de primes estimée à 5 milliards de dollars, lui permettant d'occuper le 51ème rang à l'échelle mondiale et de conserver sa 3ème place dans le monde arabe, après les Emirats-Arabes Unis et l'Arabie Saoudite.

DIFFÉRENTES TÂCHES ET MÉTIERS :

MÉTIERS DE LA FINANCE :

Suivre les évolutions de l'environnement économique et être aux avant-postes des grands équilibres vous intéressent ? Avec les actifs gérés, AXA offre aux passionnés de la finance des activités variées au sein d'équipe mondialement reconnus : gestion d'actifs, fusions/acquisitions, gestion de la trésorerie, gestion actif/passif, reporting financier, modélisation financière, immobilier.

MÉTIERS DE LA SOUSCRIPTION :

Dans la chaîne des métiers de l'assurance, c'est au souscripteur que revient la décision d'accepter ou non la garantie d'un risque. Pour cela, il a comme guide et repère la politique définie par AXA, qu'il s'engage contractuellement à respecter. Il évalue chaque risque à partir des éléments fournis par le réseau de distribution et les professionnels de la prévention.

En collaboration avec les actuaires et les chargés d'études marketing, il travaille à l'adaptation des produits dans le temps, mais il est aussi sollicité en amont pour la mise au point de nouvelles gammes de produits.

MÉTIERS DE L'AUDIT :

Véritable consultant interne, l'auditeur occupe un rôle clé dans le suivi de la démarche de changement stratégique. Au-delà du contrôle des comptes et de la maîtrise des risques, il doit accompagner le développement d'AXA.

Pour cela, il évalue la qualité du contrôle interne et formule des recommandations visant à améliorer la sécurité et l'efficacité globale. Sa

démarche doit s'appuyer certes sur l'application des normes et des textes législatifs. Mais aussi sur une compréhension dynamique et globale de l'entreprise.

MÉTIERS DE MARKETING :

Chez AXA, le client est au centre de nos préoccupations. Entretenir des rapports étroits avec nos clients est primordial afin de satisfaire leurs besoins et de prévoir leurs désirs. C'est là que le rôle du marketing prend toute son ampleur.

MÉTIERS DE L'ACTUARIAT :

Dans une compagnie d'assurance, l'actuariat est l'architecte du risque.

Il est au centre des missions qui visent à garantir la solvabilité et à améliorer la rentabilité de l'entreprise : conception des produits et tarification des risques, inventaire et analyse des marges, ou encore réassurance et adossement actif/passif.

La perception du risque par la société, le monde économique, les réglementations nationales et internationales connaissent une profonde mutation, dont l'actuaire saura anticiper les conséquences.

ASSURANCE NON-VIE :

PRODUIT ASSURANCE NON-VIE :



Produits assurance vie

Assurances Individuelles
Capitalisation
Contrats à capital variable

Produits assurance non vie

Garantie contre
les conséquences d'événements
catastrophiques
Accidents corporels - Maladies - Maternité
Automobile
Incendie et éléments naturels
Assurances des risques techniques
Assistance - crédit - caution
Autres opérations: Vol, Grêle,
Assurance récolte, Protection juridique ...

Figure 4 Produits Axa Maroc

Ce qui est remarquable est le fait de diversité des produits Non-Vie, mais ceci ne signifie pas que les primes émises par cette branche seront supérieurs à celles des produits Vie. Cette question est résolue par le tableau suivant :

Catégories	Axa Assistance Maroc	Axa Assurance Maroc
Assurances Vie et Capitalisation	-	1 727 337
Assurances Non-Vie	46 965	3 126 719
Garantie contre les conséquences d'événements catastrophiques	-	48 679
Accidents corporels - Maladies - Maternité	-	481 225
Individuelles accidents	-	16 863
Invalidité	-	75 210
Maladie - maternité	-	383 288
Personnes transportées en automobile	-	5 865
Accidents du travail et Maladies Professionnelles	-	309 508
Automobile	-	1 686 443
Responsabilité civile	-	1 316 223
Véhicules de tourisme	-	915 225
Véhicules utilitaires de moins de 3,5 t	-	134 880
Véhicules utilitaires de 3,5 t et plus	-	39 244
Véhicules affectés au transport public de voyageurs	-	
Véhicules à deux ou trois roues	-	229 654
Véhicules divers	-	2 780
Garanties autres que responsabilité civile	-	370 220
Responsabilité civile générale	-	82 798
R.C résultant de l'emploi de véhicules fluviaux et maritimes	-	
R.C résultant de l'emploi de véhicules aériens	-	3 789
Autres responsabilités civiles	-	79 009
Incendie et éléments naturels	-	368 887
Incendie	-	318 355
Eléments naturels	-	
Pertes pécuniaires	-	50 531
Assurances des risques techniques	-	15 512
Tous risques chantiers	-	6 585
Tous risques montage	-	
Bris de machines	-	8 229
Tous risques informatiques	-	14
Pertes pécuniaires	-	139
Responsabilité civile décennale	-	546

EVOLUTION DES PRIMES ÉMISES :

Catégories	Axa Assistance Maroc	Axa Assurance Maroc
Transport	-	85 328
Maritime Corps	-	24 068
Maritime facultés	-	42 532
Marchandises transportées par voie terrestre	-	18 464
Aviation corps	-	265
Autres opérations	-	47 044
Vol	-	32 076
Grêle ou gelée	-	
Mortalité du bétail	-	960
Assurance récolte	-	
Protection juridique	-	
Assurances pour pertes pécuniaires	-	
Autres	-	14 007
Assistance - crédit - caution	46 965	1 294
Assistance	46 965	-
Assurance-crédit	-	1 294
Assurance caution	-	-
Acceptations en réassurance	-	17 690
Acceptations vie	-	458
Acceptations non-vie	-	17 232
Acceptations - risques objet de la GCEC	-	-
Total Général	46 965	4 871 746

Tableau 2 Primes émises en MMAD au titre de l'exercice 2020 par Axa Assurance Maroc

En 2020, les primes émises relatives aux opérations d'assurances Non-Vie sont en légère progression par rapport à l'exercice précédent (5,6% contre 5,5%) et se situent à 3.5 milliards de dirhams cette année.

Elles représentent 66% des émissions totales. Plus de 69.3 % des émissions de primes Non-Vie proviennent des catégories d'assurances véhicules terrestres à moteur, accidents corporels et accidents du travail.

PRODUIT ÉTUDIÉ :

RESPONSABILITÉ CIVILE AUTOMOBILE :

Article L211-1 du Code des assurances :

« Toute personne physique ou toute personne morale autre que l'État, dont la responsabilité civile peut être engagée en raison de dommages subis par des tiers résultant d'atteintes aux personnes ou aux biens dans la réalisation desquels un véhicule est impliqué, doit, pour faire circuler celui-ci, être couverte par une assurance garantissant cette responsabilité, dans les conditions fixées par décret en Conseil d'État. »

Tableau 3 Article L211-1 du Code des assurances

L'assurance de responsabilité civile est donc obligatoire pour tous les propriétaires de véhicules terrestres à moteur. Cette obligation a été instaurée en France par *la loi du 27 février 1958*. Les conditions d'application ont été élargies et précisées par *la loi du 5 juillet 1985* tendant à l'amélioration de la situation des victimes d'accidents de la circulation et à l'accélération des procédures d'indemnisation (appelée également *loi Badinter*).

Dans un contrat d'assurance automobile, la garantie de responsabilité civile est incluse dans toutes les formules, de tiers à tous risques. Les tiers indemnisés au titre de cette garantie peuvent être, par exemple : le conducteur adverse non responsable, un piéton, un cycliste, le ou les passager(s) du véhicule, etc.

L'assurance RC auto couvre la responsabilité :

- ⊕ du preneur d'assurance
- ⊕ du propriétaire, de tout détenteur ou conducteur du véhicule ;
- ⊕ des passagers ;
- ⊕ de l'employeur si le conducteur du véhicule l'utilise pour son travail.

Si le véhicule est volé et que le voleur provoque un accident, sa responsabilité n'est pas couverte par cette assurance. Bien sûr, le propriétaire ne sera pas non plus responsable mais il doit néanmoins déclarer le vol à la police.

Que couvre une assurance RC auto ?

Au cas du provocation d'un accident avec son véhicule.

Dommages	Est-ce couvert ?
Dommages causés à la partie adverse : véhicule, bâtiment, voie publique...	Oui
Lésions corporelles de la partie adverse	Oui
Lésions corporelles de vos passagers	Oui : ils sont également considérés comme des « tiers ».
Vos propres lésions corporelles	Non : pour être couvert, vous devez souscrire une assurance conducteur.
Dommages causés à votre voiture	Non : pour être couvert, vous devez souscrire une assurance omnium.
Assistance	Oui, pour certaines assurances RC auto

Tableau 4 Couverture RC automobile

CONVENTION D'INDEMNISATION DIRECTE CID

Cette entente lie tous les assureurs automobiles qui l'utilisent et en respectent les principes. En vertu de cette entente, chaque automobiliste est indemnisé directement par son propre assureur tandis que la responsabilité de chaque partie impliquée dans une collision est déterminée à l'aide des barèmes contenus dans la Convention.

Accidents où la CID s'applique :

La Convention d'indemnisation directe est applicable dans le cas d'une collision survenue au Maroc, entre au moins deux véhicules, et pour laquelle tous les propriétaires sont identifiés.

La Convention n'est pas donc pas applicable, par exemple, lors : d'une collision survenue en Mauritanie ; d'un délit de fuite ; d'une collision avec un arbre ou un poteau ...

L'indemnisation :

Contrairement à la croyance populaire, les assureurs n'exercent plus leur droit de subrogation, par lequel la partie responsable remboursait les dommages à la partie non responsable. Cette décision a permis de réduire significativement les délais et les coûts de règlement d'un accident automobile.

En vertu de la CID, chaque assureur se charge de l'indemnisation des dommages matériels de son assuré, que celui-ci soit responsable ou non de l'accident :

- S'il est responsable, il sera indemnisé si sa police d'assurance couvre la collision. L'assuré devra alors payer une franchise.
- Si l'assuré n'est pas responsable, il sera indemnisé même si sa police d'assurance ne couvre pas la collision. L'assuré n'aura pas de franchise à payer.

Démarche :

Lors d'un accident automobile, un constat amiable est rédigé par les parties. Il est ensuite adressé par chaque assuré à sa propre assurance. On le nomme l'assureur direct. Puis, chaque compagnie d'assurance qui reçoit le constat de son assuré, établit, en fonction d'un barème, la responsabilité de ce dernier. Selon les garanties de son contrat et sa responsabilité dans l'accident, l'assurance missionne son expert qui expertisera le véhicule endommagé de son assuré. Après une évaluation des dommages réalisée par un expert, l'assureur établit donc lui-même la responsabilité de son assuré et l'indemnise directement des dommages matériels et préjudices subis : « Quels que soient la typologie de l'accident de la circulation, la nature et le montant des dommages, les sociétés adhérentes s'obligent, préalablement à l'exercice de leurs recours, à indemniser elles-mêmes leurs assurés, dans la mesure de leur droit à réparation, déterminé selon les règles du droit commun ».

Après l'indemnisation des assurés, l'assureur peut se retourner enfin contre le ou les assureur(s) adverse(s) selon les modalités de recours établies par la convention.

Si le montant des dommages réels est supérieur à 6000 MAD, le recours entre dans le cadre des droits communs. Si le montant des dommages est inférieur au plafond de 6000 MAD, fixé par la convention, le recours est forfaitaire dans la limite de 1400 MAD.

Le recours exercé est proportionnel au niveau de responsabilité de l'auteur des dommages. Cependant, si le montant des dommages est supérieur à 6000 MAD, on parle d'un recours réel qui correspond au montant réel des dommages.

Par exemple, imaginons qu'un individu A et un individu B ont eu un accident de voiture dont A est responsable à 100% de l'accident. Dans le cas où le dommage matériel du véhicule de B est inférieur à 6000 MAD, l'assureur de B peut exercer un recours forfaitaire auprès de l'assureur de A et ainsi obtenir un montant de 1400 MAD

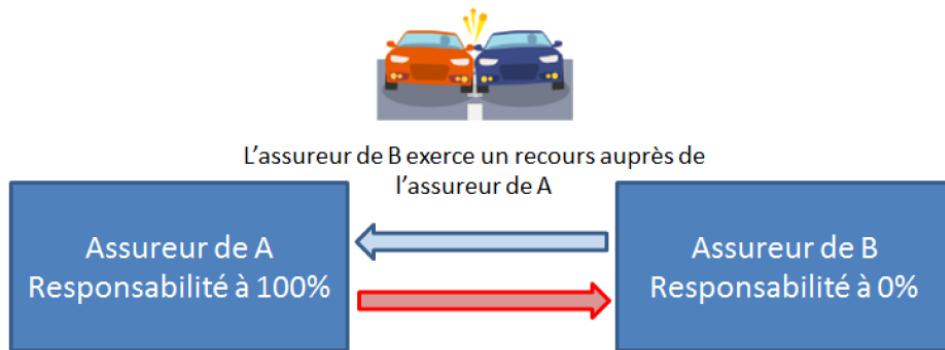


Figure 5 exemple du traitement de la CID

Envoi du montant recours forfaitaire $1400 \text{ MAD} * 100\% = 1420 \text{ MAD}$

Cas de non-assurance : l'assuré qui a été jugé responsable n'est pas assuré par la compagnie qui a subi le recours.

- Désaccord sur les parts de responsabilité.
- Désaccord sur les cas de barème.

Cependant, malgré les avantages et les intérêts reconnus aux conventions d'indemnisation, il est important de noter que celles-ci présentent des limites. L'un des reproches communément émis à l'encontre des conventions d'indemnisation et de recours est qu'elles s'appuient pour l'essentiel sur une liste de cas conventionnels qui ne couvrent pas l'exhaustivité des cas fonctionnels possibles. A titre d'illustration, les responsabilités conventionnelles en assurance automobile sont basées sur un constat amiabil qui ne reflète que cinquantaine de cas distincts. La responsabilité est alors appliquée selon la situation au plus semblable.

De plus, contrairement au droit commun et à la jurisprudence en la matière, le calcul des responsabilités en automobile ne prend pas suffisamment en compte le code de la route ou l'incidence des facteurs extérieurs (tels qu'un manque de luminosité ou un excès de vitesse d'une tierce partie) qui devraient selon le sens commun faire partie des éléments d'appréciation de l'indemnisation.

Par ailleurs, la tentation est forte pour les compagnies d'assurance d'orienter l'instruction des dossiers en fonction des conventions applicables. Ceci se traduit concrètement par une minoration de l'indemnité pour les sinistres compris entre le montant du recours forfaitaire et le plafond des dommages rentrant dans la convention.

En effet, les assureurs supportent souvent seul dans ces cas l'indemnisation de leurs assurés, indépendamment des responsabilités des parties impliquées. L'assureur peut ainsi avoir une incitation à déclarer les petits sinistres dont le montant des dommages est inférieur au montant du recours forfaitaire : la balance du sinistre est de ce fait positive pour l'assureur en charge de l'indemnisation. Ce dernier point fait l'objet de cette étude.

PROBLÉMATIQUE

AXA est l'un des leaders du marché d'assurance automobile et gère un nombre considérable de sinistres. Elle fait partie des compagnies signataires de la convention CID. Les flux des recours émis et subis sont évidemment non négligeables voire très importants. Cela résulte des transferts de sommes considérables tous les mois. En particulier, ces transferts comprennent un nombre important de contestations aboutissant à des reversements de recours forfaitaires. Si on regarde les montants des recours payés et encaissés nets des reversements, ceux-ci correspondent à la balance finale.

Souvent, on s'attend à ce que cette balance finale des sinistres soit à l'équilibre, car on suppose que les portefeuilles des assureurs sont homogènes et également que les distributions de la gravité des accidents sont similaires pour toutes les parties.

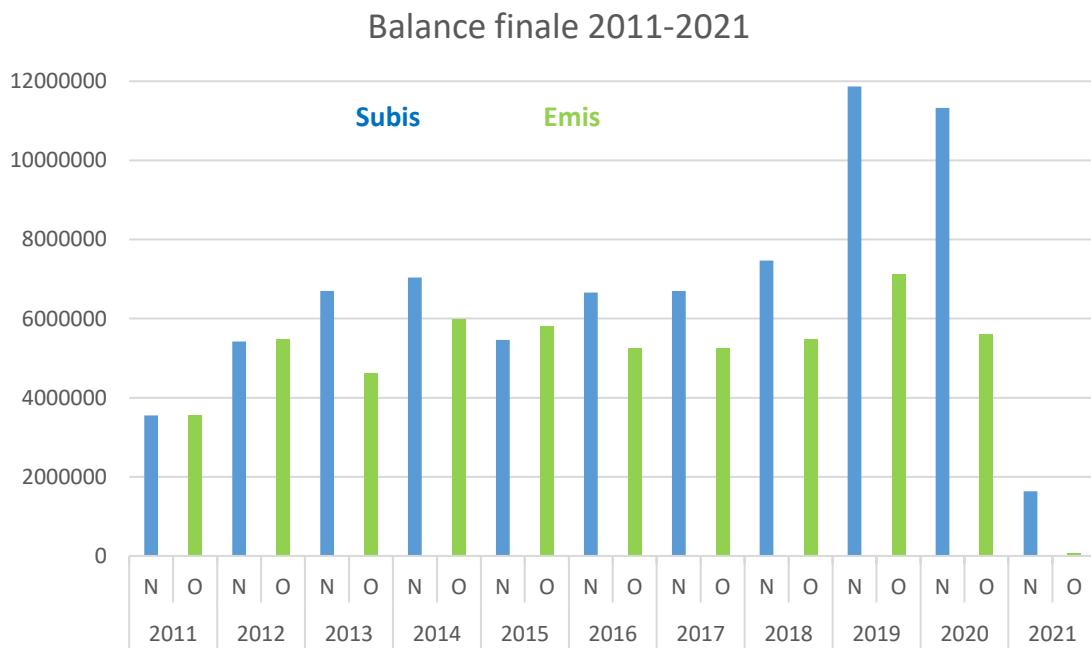


Figure 6 Balance finale d'AXA Maroc 2011-2021 : Branche RC automobile

Cependant, parmi les limites de la convention citée dans la partie précédente, il peut y avoir une balance positive, par exemple, due à une incitation à la déclaration des petits sinistres.

Ainsi, l'objectif de ce rapport est d'étudier en quoi la balance finale est déséquilibrée.

Il s'agira notamment de montrer l'existence de causes quantifiables afin de répondre à la question suivante : Est la nouvelle convention indemnisation directe est l'un des causes de pertes, peut-on segmenter les prix des sinistres de la compagnie d'assurance afin de bien gérer son portefeuille, quelles sont les conséquences de cette convention en termes de solvabilité de la compagnie ?

PLAN

Dans un premier temps, la modélisation du cout des sinistres ainsi que leurs couts est indispensable, ensuite je choisirai le modèle le plus pertinent. Le calcul du cout moyen par tranches des primes payes nécessitent la segmentation de la base de données en quintile égales afin d'avoir une idée sur le cout moyen de chaque tranche des couts.

Evidemment, l'évaluation de l'impact de la nouvelle CID sur le portefeuille de la société est primordiale, on verra quelques causes probables expliquant le solde négatif d'Axa Maroc et modéliser les recours par des processus stochastiques afin d'obtenir une idée sur le futur des recours et verrons ensuite l'impact de cette modélisation sur le portefeuille.

Et enfin, je traiterai les provisions de la société, en appliquant la CID est-ce on est toujours solvable envers ses clients et si celui-ci est optimale :

CHAPITRE I: SEGMENTATION

STATISTIQUE DESCRIPTIVE

Comme présenté sur le tableau à cote, la base de données à une moyenne de 10290.27 MAD sur un effectif de 33143 sinistres alors que la médiane, comme prévu est à 6000 MAD, c'est le montant qui divise la population en deux, on peut les nommer :

- <6000 MAD les petits sinistres (les bons sinistres)
- >6000 MAD les grands sinistres (les mauvais sinistre)

Il s'agit d'un phénomène d'antisélection en quelques sortes, puisque les petits effectifs peuvent migrer vers l'assurance adverse et qu'on accepte que les majeurs sinistres.

D'autre part le coefficient de kurtosis et de skewness sont respectivement : 131.22589 et 8.7525067, ceci se traduit au fait que la densité de distribution des distributions est asymétrique à gauche, c'est ainsi qu'on trouve les bons sinistres.

Le logiciel sas nous donne les données nécessaires afin d'effectuer une segmentation par tranche, on remarque que 25% des cours jusqu'à 50% s'élèvent à 6000 alors que le troisième quantile s'enregistre à 8900, on considère le dernier quantile égal à 99% percentile puisque ce dernier est une valeur aberrante qui dépasse les mesures ordinaires. Le graphe suivant en est preuve :

GRAPHE DE LA DENSITÉ DE DISTRIBUTION :

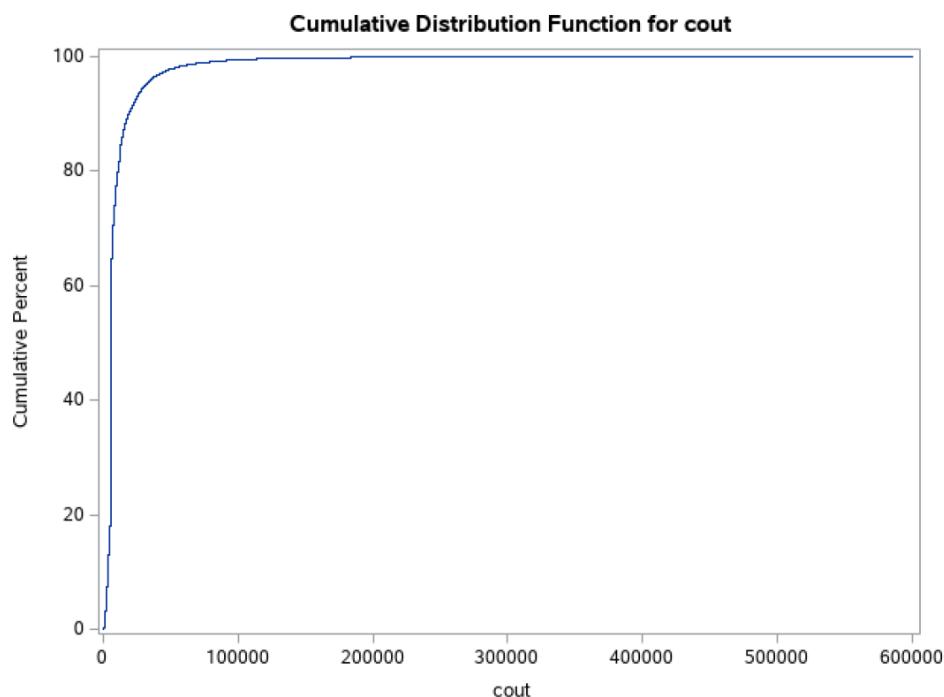


Figure 7 fonction densité de la distribution du montant des sinistres

MODÉLISATION :

Afin de segmenter le portefeuille, vaut mieux avoir une idée sur la loi qui suit le montant des sinistres de la branche RC Automobile.

Le tableau résume les propriétés de la loi qui ajuste bien la base de données, parmi les lois proposées, la loi exponentielle est la plus proche de notre distribution, les autres lois sont indexées en annexe.

La loi ajustée est alors une exponentiel de paramètre 10290.27, le test de Kolmogorov Smirnov donne la valeur de la statistique 0.22847.

The UNIVARIATE Procedure		
Fitted Exponential Distribution for cout		
Parameters for Exponential Distribution		
Parameter	Symbol	Estimate
Threshold	Theta	0
Scale	Sigma	10290.27
Mean		10290.27
Std Dev		10290.27

Basic Statistical Measures			
Location		Variability	
Mean	10290.27	Std Deviation	15970
Median	6000.00	Variance	255042790
Mode	6000.00	Range	503497
		Interquartile Range	2915

Goodness-of-Fit Tests for Exponential Distribution				
Test		Statistic	p Value	
Kolmogorov-Smirnov	D	0.22847	Pr > D	<0.001
Cramer-von Mises	W-Sq	671.84828	Pr > W-Sq	<0.001
Anderson-Darling	A-Sq	3353.68682	Pr > A-Sq	<0.001

Tableau 5 Ajustement par loi exponentielle

Les statistiques proposés par la loi la mieux ajustée sont : En se basant sur les quantiles proposés par la loi exponentiels, on segmente notre base de données à des intervalles équidistants afin d'isoler les sinistres et calculer le cout moyen de chaque tranche et aboutir à une explication sur la causalité de la balance négatif de l'assurance :

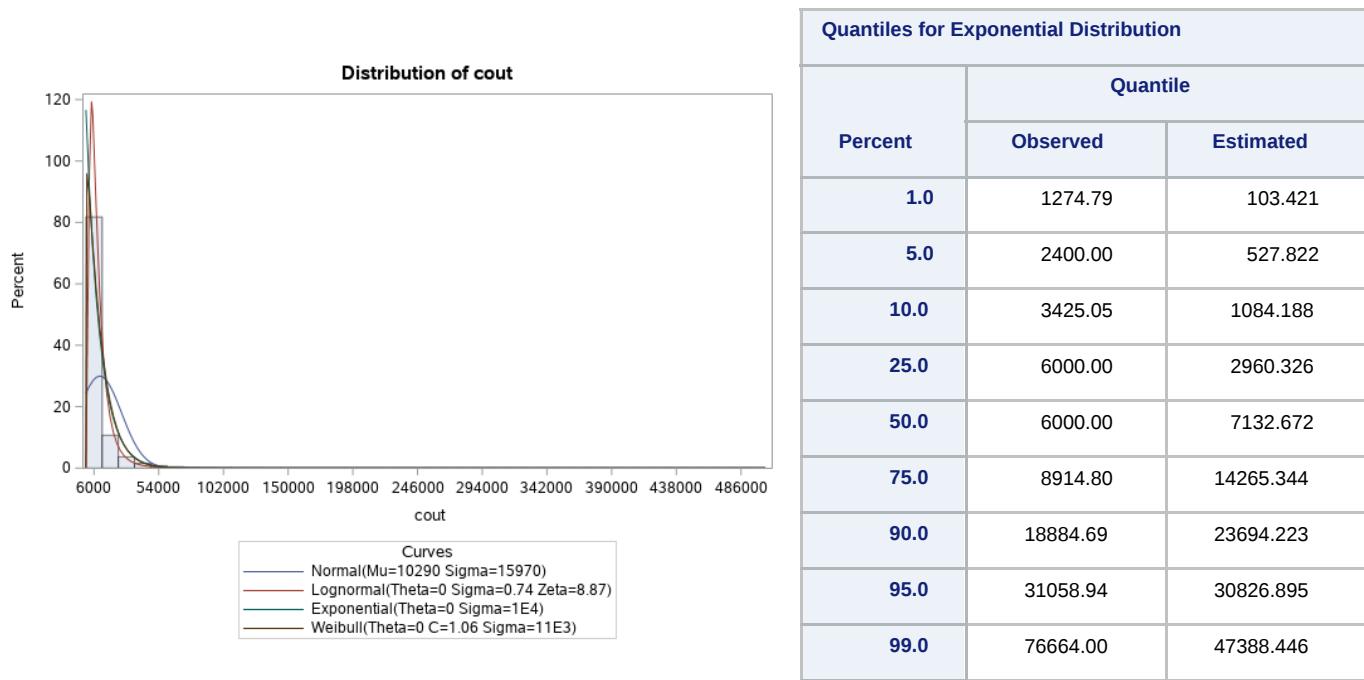


Tableau 6 Quantiles de la loi d'ajustements

Alors par segmentation du portefeuille on peut mener une statistique désactive sur chaque segment afin de constituer un portefeuille équidistant,

D'une autre part l'ajustement entre les différentes lois nous donne le plus pertinent celui de l'exponentielle avec un paramètre égal 10272.91

IER SEGMENT – IER QUANTILE :

Ayant un effectif de 2482, le cout moyen du premier segment s'élève à 1958 et une médiane de 2000 ce qui reste impressionnant vu son effectif

Moments			
N	2482	Sum Weights	2482
Mean	1958.51855	Sum Observations	4861043.03
Std Deviation	626.903286	Variance	393007.73
Skewness	-0.353846	Kurtosis	-0.7321823
Uncorrected SS	1.04955E10	Corrected SS	975052177
Coeff Variation	32.0090554	Std Error Mean	12.583448

Basic Statistical Measures			
Location		Variability	
Mean	1958.519	Std Deviation	626.90329
Median	2000.000	Variance	393008
Mode	1500.000	Range	2851
		Interquartile Range	1000

Quantiles (Definition 5)	
Level	Quantile
100% Max	2958.00
99%	2924.01
95%	2820.00
90%	2772.01
75% Q3	2500.00
50% Median	2000.00
25% Q1	1500.00
10%	1200.00
5%	833.33
1%	456.00
0% Min	106.52

Tableau 7 Statistique descriptive sur Q1

Ceci renforce l'idée de la migration des petits risques à l'assureur adverse, et vu leur effectif massif avec un cout moyen de 2000 MAD, alors une migration de 5 millions dhs des actifs concernant la branche RC automobile

2ÈME SEGMENT - 2ÈME QUANTILE :

Contrairement au segment précédent, ceci se focalise sur les environs de 6000 dhs (le seuil précisé par les polices de la convention de l'indemnisation directe) avec l'effectif énorme de 20551 et un cout moyen de 5705 Dhs,

Une migration des sinistres dans ce segment est pénible vu le massif effectif qu'il contient, juste payer l'assurer les recours des sinistres s'élevant à 6000dhs se traduit par une perte du 5 millions précédentes et 123 millions venant de cette tranche, alors un total de 128millions du capital.

Moments			
N	20551	Sum Weights	20551
Mean	5705.41129	Sum Observations	117251907
Std Deviation	836.581689	Variance	699868.923
Skewness	-1.7872672	Kurtosis	2.57259345
Uncorrected SS	6.83353E11	Corrected SS	1.43823E10
Coeff Variation	14.6629515	Std Error Mean	5.83568545

Quantiles (Definition 5)	
Level	Quantile
100% Max	7130.00
99%	6962.00
95%	6736.62
90%	6000.00
75% Q3	6000.00
50% Median	6000.00
25% Q1	6000.00
10%	4250.00
5%	3600.00
1%	3000.00
0% Min	2961.10

Basic Statistical Measures			
Location		Variability	
Mean	5705.411	Std Deviation	836.58169
Median	6000.000	Variance	699869
Mode	6000.000	Range	4169
		Interquartile Range	0

Tableau 8 Statistique descriptive sur Q2

3ÈME SEGMENT - 3ÈME QUANTILE :

Similairement au segment précédent, les couts des sinistres de celui-ci ont une moyenne de 10 000 dhs et un effectif de 5452 et une répartition assez uniforme vu le coefficient de skewness et kurtosis, cependant en s'éloignant encore plus on trouve le :

Moments				Quantiles (Definition 5)	
N	5452	Sum Weights	5452	Level	Quantile
Mean	10090.7021	Sum Observations	55014508	100% Max	14204.00
Std Deviation	1962.95371	Variance	3853187.26	99%	14072.14
Skewness	0.31834456	Kurtosis	-1.086128	95%	13500.00
Uncorrected SS	5.76139E11	Corrected SS	2.10037E10	90%	12913.67
Coeff Variation	19.4530934	Std Error Mean	26.5847227	75% Q3	12000.00

Basic Statistical Measures			
Location		Variability	
Mean	10090.70	Std Deviation	1963
Median	9754.00	Variance	3853187
Mode	12000.00	Range	7071
		Interquartile Range	3581

Tableau 9 Statistique descriptive sur Q3

4ÈME SEGMENT - DERNIER QUANTILE :

Avec le petit effectif de 802 sinistres, et une moyenne de 86461.Dhs, le troisième segment décrit les sinistres majeurs qui sorte de la portée de la CID et doivent être traité séparément, en moyenne ils s'agissent d'un montant total de 69 millions Dhs qu'il faut traiter séparément et au plus des autres sinistres.

Moments				Quantiles (Definition 5)	
N	802	Sum Weights	802	Level	Quantile
Mean	86461.6982	Sum Observations	69342281.9	100% Max	503604.0
Std Deviation	51133.7801	Variance	2614663469	99%	289000.0
Skewness	3.06075529	Kurtosis	13.3804347	95%	193395.1
Uncorrected SS	8.0898E12	Corrected SS	2.09435E12	90%	140000.0
Coeff Variation	59.1403838	Std Error Mean	1805.59655	75% Q3	96704.0

Basic Statistical Measures			
Location		Variability	
Mean	86461.70	Std Deviation	51134
Median	68998.88	Variance	2614663469
Mode	52804.00	Range	456165
		Interquartile Range	40990

Tableau 10 Statistique descriptive sur Q4

Alors la segmentation du cout des sinistres nous présente les avantages et les inconvénients de la nouvelle réforme de la CID, bien qu'elle précise des seuils auxquels les couts des sinistres doivent dépasser pour que l'assureur adverse doit traiter pour son assurer, ces seuils puisse être nocif et conduit à un solde négatif de la compagnie , et vu que l'effectif massif qui caractérise le deuxième et troisième quantile, l'entreprise peut tomber dans la ruine et ne plus être solvable, chose qui nous pousse à étudier les recours dossier par dossier afin d'éviter d'être non solvable et perdre sa position sur le marché, alors on verra par la suite comment peut-on modéliser un tel processus

CHAPITRE 2 : MODÈLES PROBABILISTES

DIFFÉRENTS ÉTATS D'UN RECOURS SUBIS :

D'après la partie précédente, on a pu vérifier la présence des comportements atypiques de certaines compagnies d'assurance. La question que l'on peut se poser maintenant est de savoir comment on gère les recours qui sont envoyés par ces assureurs.

Pour cela, on ne considère plus la distribution globale des dommages réels mais l'évolution des états des recours envoyés à AXA par les compagnies adverses (i.e. les recours subis). Cela permet de voir comment AXA a réagi par rapport à un recours donné ou encore comment les compagnies adverses réagissent par rapport aux contestations d'AXA.

Un recours peut changer d'un état à un autre. Il existe 4 états possibles pour un recours subi :

- Subi
- En contestation
- Encaissé
- Non encaissé

En effet, un recours est dans l'état subi en premier lieu (état initial). Il peut être contesté. Dans ce cas-là, soit il y a un reversement (contestation réussie) ou soit il n'y a pas de reversement (contestation refusée). La contestation peut être en cours en raison d'attente du comité d'arbitrage pour trancher un désaccord.

Après un reversement, une représentation de recours peut être également effectuée.

Finalement, dans cette partie, on s'est concentré l'étude suivante :

Convergence des états de recours entre les différents clusters : cela permettrait d'observer les probabilités des recours dans les différents états et mettre en évidence en quoi cela influence la balance finale. Pour cela, on utilise une chaîne de Markov)

CHAÎNE DE MARKOV

Principe :

Pour étudier l'évolution des états d'un recours, on construit une chaîne de Markov.

Une chaîne de Markov est un modèle probabiliste qui permet de représenter l'évolution des états en fonction du temps. Cela nous permet de suivre l'évolution des recours et d'estimer les états finaux. La chaîne de Markov est définie comme suit.

Soit (X_n) une suite de variables aléatoires à valeurs dans un ensemble E supposé fini de taille M . E est appelé l'espace d'états. (X_n) est une chaîne de Markov homogène si pour tout $n \geq 1$ et toute suite $(i_0; i_1 \dots \dots i_{n-1}; i; j)$ de E telle que :

$P(X_0 = i_0, \dots, X_{n-1} = i; X_n = j) > 0$, on a l'égalité suivante :

$$\begin{aligned} P(X_{n+1} = j | X_0 = i_0, \dots, X_{n-1} = i; X_n = j) &= P(X_{n+1} = j | X_n = i) \\ &= P(X_1 = j | X_0 = i) \end{aligned}$$

Autrement dit, sachant le présent, le futur est indépendant du passé. On appelle alors probabilité de transition de l'état i vers l'état j la quantité suivante :

$$p_{ij} = P(X_1 = j | X_0 = i)$$

Et on appelle matrice de transition de la chaîne la matrice $P = [p_{ij}]_{1 \leq i,j \leq M}$ de taille $M * M$.

Cette matrice vérifie les propriétés suivantes :

-Encadrement des coefficients : $\forall (i;j) \in \{1, \dots, M\}^2, 0 \leq p_{ij} \leq 1$

-Somme par ligne : $\forall i \in \{1, \dots, M\} \text{ on a } \sum_{j=1}^M p_{ij} = 1$

A toute chaîne de Markov peut être associé un graphe de transition de la façon suivante : les sommets du graphe sont les états $1, \dots, M$ de la chaîne et il existe un arc p_{ij} , de i vers j si $p_{ij} > 0$.

Cette construction est commode lorsque M n'est pas trop grand ou lorsque la matrice P est creuse, autrement dit lorsque d'un état on ne peut transiter que vers un petit nombre d'états.

D'autre part, les probabilités de transition en n étapes sont en fait complètement déterminées par les probabilités de transition en un coup, c'est-à-dire par la matrice de transition.

Ceci est explicité par les équations de Chapman-Kolmogorov :

$$\forall n \geq 0; P^{(n)} = P^n$$

Autrement dit, la matrice de transition en n coups est la puissance n ème de la matrice de transition de la chaîne.

Tout comme les transitions de la chaîne, la position initiale X_0 peut-être aléatoire. On convient de noter la loi de X_0 comme un vecteur ligne de taille M :

$$\mu = [\mu_1, \dots, \mu_M] = [P(X_0 = 1), \dots, P(X_0 = M)]$$

Par ailleurs, soit (X_n) , une chaîne de Markov de loi initiale μ et de matrice de transition P , alors pour tout entier naturel n , la loi de X_n est :

$$P(X_n) = \mu P^n$$

Ainsi, pour une suite de variables aléatoires (X_n) , la convergence en loi correspond simplement à la convergence du vecteur ligne.

Par ailleurs, dans un cas spécifique, on peut montrer la convergence de la loi (X_n) indépendamment de la loi initiale μ .

Pour cela, on introduit les notions d'irréductibilité et de l'apériodicité et ainsi qu'un théorème de convergence des chaînes de Markov.

Une chaîne est dite *irréductible* si tous les états communiquent entre eux, autrement dit : pour tout couple de sommets du graphe de transition, il existe un chemin allant de l'un à l'autre en suivant le sens des flèches.

En outre, une chaîne est dite apériodique si :

$$\forall i \in \{1, \dots, M\}, d_i = \text{pgcd}(n \geq 1, P^n(i, j) > 0) = 1$$

La quantité d_i est appelée période de l'état i .

Lorsqu'une chaîne est irréductible, tous les états ont même période d . Pour une chaîne irréductible, une condition suffisante d'apériodicité est qu'il existe un état sur lequel elle puisse boucler, c'est-à-dire un indice j tel que $p_{jj} > 0$.

Théorème 1 (Convergence des chaînes irréductibles et apériodiques)

Si (X_n) est une chaîne de Markov irréductible de matrice de transition P sur $E = 1, \dots, M$, il existe une unique mesure de probabilité $\pi = [\pi_1, \dots, \pi_M]$ invariante pour cette chaîne, c'est-à-dire telle que $\pi P = \pi$. Cette mesure est telle que $\pi_j > 0$, pour tout j et, pour toute fonction $\phi: E \rightarrow R$, on a alors :

$$\begin{aligned} \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \phi(X_k) &\xrightarrow{ps, n \rightarrow +\infty} \mathbb{E}(\phi) = \sum_{j=1}^M \phi(j)\pi_j \\ \sqrt{n} \left(\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \phi(X_k) - \mathbb{E}_\pi(\phi) \right) &\xrightarrow{n \rightarrow +\infty} \mathcal{N}(0, \sigma^2(\phi)) \end{aligned}$$

Si, en outre, la chaîne est apériodique, alors il y a convergence à vitesse géométrique de P^n vers la matrice Π dont les M lignes sont égales à π i.e. il existe des constantes $C > 0$ et $\alpha \in [0,1]$ telles que :

$$\forall n \geq 0, \forall (i,j) \in E * E, |P^n(i,j) - \pi_j| \leq C * \alpha^n$$

La constante α est liée au spectre de la matrice de transition P : c'est un majorant de la plus grande des valeurs propres de P non unitaire en module.

La propriété de convergence géométrique semble donc être une excellente nouvelle.

On parle indifféremment de loi invariante ou de loi stationnaire ou encore de loi d'équilibre pour π vérifiant $\pi P = \pi$.

Donc d'après ce qui précède, si P est une matrice de transition d'une chaîne de Markov irréductible, il suffit de résoudre l'équation $\pi P = \pi$ pour déterminer sa loi stationnaire (point fixe). π correspond alors à la fraction du temps passé en chaque état.

Construction et résultats :

On construit la chaîne de Markov à partir des données historiques des états des recours. Le graphe associé à cette chaîne est représenté dans la figure 13.

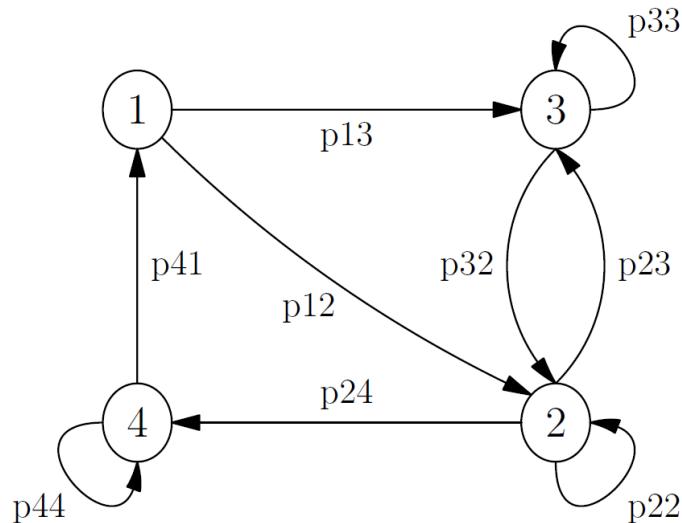


Figure 8 Chaine de Markov des états de recours

où les numéros correspondent aux états suivants :

1. État subi
2. État en contestation
3. État non-reversement
4. État réversement

La matrice de transition correspondante à la chaîne de Markov est de taille $4 * 4$.

D'après le graphe de la chaîne de Markov, elle est irréductible (tous les états peuvent communiquer en passant par plusieurs états) et apériodique (on a des probabilités de rester dans l'état 2, 3 ou 4 non nulles).

Ainsi, d'après le théorème de convergence dans la partie précédente, on a la convergence vers une loi stationnaire.

$$P = \begin{pmatrix} p_{11} & p_{12} & p_{13} & p_{14} \\ p_{21} & p_{22} & p_{23} & p_{24} \\ p_{31} & p_{32} & p_{33} & p_{34} \\ p_{41} & p_{42} & p_{43} & p_{44} \end{pmatrix}$$

Pour déterminer cette loi, on résout l'équation $\pi P = \pi$ en utilisant le package Markov Chain de R.

Cluster	Subis	En contestation	Non reversé	Reversé
1	0,2%	2,5%	93,5%	4,8%
2	0,2%	2,6%	92,2%	5,0%
3	0,2%	2,2%	93,9%	3,7%

Tableau 11 Clusters des assureurs adversaires

La dernière valeur du vecteur correspond à la proportion moyenne dans l'état reversé.

Les résultats de la table montrent qu'AXA arrive difficilement à obtenir des reversements lorsque les compagnies adverses appartiennent au cluster 3 où il y a un envoi important des recours provenant des petits sinistres.

De plus, lorsque le taux de versement est faible, AXA subit une perte importante due aux recours car ses contestations n'aboutissent pas. On pourrait penser que cela se produit car soit AXA a tort au sujet d'une contestation ou soit les compagnies d'assurance adverses "se défendent" bien.

Dans tous les cas, on constate que ce facteur peut influencer la balance finale puisqu'il y aura moins de sommes encaissées par rapport aux sommes payées par AXA.

La convention d'indemnisation directe sert à segmenter le portefeuille et attribuer des charges des sinistres plafonnés selon les dommages subis, alors que ceci semble bénéfique pour la compagnie, il faut analyser la situation des réserves des compagnies et s'assurer d'être solvable en premier temps, ici on examinera l'état des provision techniques de la branche RC automobile depuis la mise en place de la convention,

Depuis 2007, la convention a eu place et se développe au sein de la compagnie tout en adaptant de nouvelles procédures afin de ne pas tomber en ruine.

CHAPITRE 3 : PROVISIONS TECHNIQUES

On définit les provisions techniques par :

Des fonds constitués et inscrits au bilan d'un assureur, pour les sinistres non encore réglés. Les actifs correspondant à ces provisions sont financés par les primes payées par les preneurs d'assurance.

Au cas où les primes ne seraient pas suffisantes, la différence doit être couverte par les capitaux propres. Les ajouts aux provisions doivent être enregistrés comme des dépenses, alors que la libération de provisions est enregistrée comme revenu.

En assurance non-vie, les provisions pour sinistres couvrent :

- (1) les sinistres déclarés,
- (2) les sinistres survenus mais pas encore déclarés (IBNR).

1. Les sinistres déclarés sont des sinistres ayant été notifiés à l'entreprise d'assurance.

Les gestionnaires de sinistres évaluent chaque sinistre et estiment son coût final dans les registres de l'entreprise. Ils contrôlent aussi leur règlement et s'assurent que le montant des provisions pour sinistres est adéquat.

Si nécessaire, ils constituent des provisions pour les sinistres survenus mais insuffisamment provisionnés (IBNER). Ces derniers sont souvent considérés comme une partie des IBNR.

2. Il y a toujours un délai entre le moment où un sinistre survient et celui où il est déclaré à la compagnie d'assurance :

C'est pourquoi une pratique comptable standard en assurance consiste à constituer des provisions pour les sinistres survenus mais pas encore déclarés (IBNR).

Dans les états financiers, les IBNR ne sont que rarement séparés des provisions pour sinistres en suspens.

Comme vu auparavant, on s'intéresse qu'à la branche responsabilité civile automobile et ses provisions, mais ceci n'empêche de jeter un coup d'œil sur les autres provisions des autres branches au sein d'une compagnie d'assurance :

BRANCHES TECHNIQUES DE L'ASSURANCE NON-VIE :

La détermination de la provision pour de nombreux risques couverts par l'assurance non-vie se fait par branche technique.

La segmentation par branche permet d'avoir des entités homogènes, mais la provision globale n'est pas nécessairement égale à la somme des provisions des segments retenus (plus on segmente et plus la variabilité augmente et moins le risque s'accentue).

Ainsi, les différentes branches techniques de l'assurance non-vie sont :

- ⊕ Les accidents corporels et maladie :

Cette catégorie recouvre les frais de soins, les rentes invalidité, les rentes d'incapacité, les accidents du travail...

- ⊕ Assurances automobiles : Elles se différencient en deux branches :

La responsabilité civile automobile (obligatoire) qui est l'objet de notre étude et les autres risques auto ou assurances de dommages englobant toute une série de garanties : vol, incendie, dommages...

- ⊕ Les incendies et autres dommages aux biens :

Elles comprennent l'assurance contre l'incendie, le vol, les dégâts des eaux. D'un point de vue statistique, le développement des sinistres de cette branche est relativement court (sinistres connus en moins de 24 mois).

- ⊕ La responsabilité civile générale :

Cette assurance prend en charge le remboursement des dommages matériels et corporels causés aux autres par l'assuré au quotidien.

L'analyse des provisions de cette branche s'avère ardue dans la pratique car la taille des portefeuilles sinistres des compagnies étant limitée, la maîtrise des engagements ne peut être atteinte sans disposer d'informations nombreuses et variées.

- ⊕ Assurances de transport : Elles sont subdivisées en trois branches d'activité spécialisées :

-Les assurances maritimes : elles sont destinées à couvrir les marchandises transportées, les corps de navire et les constructions offshore. Les risques couverts peuvent être les risques liés à la construction, à la navigation, au séjour dans les ports et au remorquage.

-Les transports aériens : cette branche est très fortement réassurée étant donné les capitaux en jeu.

-Les autres transports comprenant les assurances de marchandises transportées (facultés) dans les domaines terrestre, maritime, fluvial...

Ces risques sont en général à développement court, et les traitements statistiques classiques fonctionnent bien si le portefeuille est assez développé et bien reparti.

MÉTHODE DE PROVISIONNEMENT

Il existe diverses méthodes de calcul des provisions technique, tantôt déterministes et tantôt stochastique et chacun entre eux apporte des atouts et des inconvénients à l'analyse menée :

MÉTHODES DÉTERMINISTES :

Les méthodes statistiques de provisionnement reposent principalement sur les données historiques de sinistralité.

Ainsi ces méthodes sont d'autant plus performantes que le passé est régulier et le présent est peu différent du passé.

Aussi analyser ces sinistres individuellement est une activité complexe qui ne peut se faire que sur des sinistres connus, c'est-à-dire, au minimum déclarés à la compagnie d'assurance or la réglementation stipule qu'il convient de provisionner pour les sinistres survenus (déclarés ou non).

Un des principaux rôles de l'actuaire est alors d'estimer la provision pour des sinistres survenus mais non encore connus de l'assureur (IBNR).

Pour ce faire, l'hypothèse forte émise est que : le passé est indicatif du futur et l'historique des données comptables sur des branches de risques homogènes se présente sous forme de triangle.

Soit une branche dont les sinistres se déroulent sur $(n + 1)$ années.

Pour $i \in \{0, \dots, n\}$ et $j \in \{0, \dots, n\}$, i est l'année d'origine du sinistre et j est le délai de règlement à compter de l'année de survenance et x_{ij} la mesure de sinistralité (exposition au risque) correspondant à i et à j .

Les paiements de sinistres antérieurs à cette date sont mis (de manière classique) sous la forme d'un triangle complet de liquidation de montants ayant $\frac{(n+1)(n+2)}{2}$ données et présenté par le tableau ci-dessous.

x_{ij} est le montant des sinistres, survenus au cours de l'année i , réglé j année après la survenance.

Alors on fera face à un triangle supérieur de ce sort :

Année de survenance	Année de développement								
	0	1	...	j	...	$n-i$...	$n-1$	n
0	x_{00}	x_{01}	...	x_{0j}	$x_{0,n-1}$	x_{0n}
1	x_{10}	x_{11}	...	x_{1j}	$x_{1,n-1}$	
⋮	⋮	⋮	...	⋮		⋮		⋮	
i	x_{ij}	...	$x_{i,n-i}$			
⋮	⋮	⋮		⋮					
⋮	$x_{n-j,j}$					
$n-1$	$x_{n-1,0}$	$x_{n-1,1}$							
n	$x_{n,0}$								

Tableau 12 Triangle des montants des sinistres

Ce triangle de règlement reste toutefois non cumulé, alors nécessité d'introduire le triangle des règlements cumulé,

$i \in \{0, \dots, n\}$ et $j \in \{0, \dots, n\}$ notons par $C_{ij} = \sum_{k=0}^j x_{ik}$ le montant cumulé des règlements pour l'année d'origine i jusqu'au délai de règlement j .

C'est-à-dire que C_{ij} représente la somme des paiements effectués pour les sinistres survenus au cours de l'année i après j années.

Ainsi le triangle des règlements cumulés associé au triangle des règlements non cumulés précédent est comme suit :

Année de survenance	Année de développement									
	0	1	...	j	...	n - i	...	n - 1	n	
0	C_{00}	C_{01}	...	C_{0j}	$C_{0,n-1}$	C_{0n}	
1	C_{10}	C_{11}	...	C_{1j}	$C_{1,n-1}$		
:	:	:	...	:	:		
i	C_{ij}	...	$C_{i,n-i}$		
:	:	:		
:	$C_{n-j,j}$		
...		
n - 1	$C_{n-1,0}$	$C_{n-1,1}$		
n	$C_{n,0}$		

Tableau 13 Triangle des règlements cumulé

La tâche qui reste par la suite est d'estimer à partir des données précédent, les valeurs suivantes :

1. La charge sinistre $S_i = C_{in}$ de chaque année d'origine i .
L'année d'origine étant complètement déroulée $S_0 = C_{0n}$
2. La provision $R_i = C_{in} - C_{i,n-ni}$ à constituer pour chaque année d'origine $i (i = 0 \dots n)$ avec $R_0 = 0$
3. La provision globale $R = \sum_{i=0}^n R_i$ (toute année d'origine confondue).

Et par conséquent, deux nouvelles notions sont introduites

---Les facteurs de développement $(f_j)_{\{j \in \{0, \dots, n-1\}\}}$ définis par : $f_j = \frac{c_{i,j+1}}{c_{ij}}$

---Les cadences cumulés de règlement

$\forall j \in \{0, \dots, n-1\}, pc_j = \frac{c_{ij}}{c_{in}}$ et par convention $pc_n = 1$:

La relation entre les deux notions est :

$$f_j = \frac{pc_{j+1}}{pc_j} \text{ et } pc_j = \frac{1}{f_j * f_{j+1} * \dots * f_{n-1}}$$

Ci suivant un exemple de ce qu'on a vu jusqu'à maintenant, la restriction de nombre de colonnes et de lignes et dû au fait de la confidentialité de la base de données :

Triangle non cumulé :

Exercice	Année de développement					
	9	10	11	12	13	14
survenance						
2008	185,207	186,364	184,262	178,013	176,152	173,596
2009	209,319	206,165	198,833	195,779	190,470	
2010	195,816	186,651	183,795	177,791		
2011	184,014	179,615	172,955			
2012	195,013	186,413				
2013	185,964					

Tableau 14 Triangle non cumulé de l'étude (2008-2013)

Le triangle des règlements cumulé associé au tableau de règlements non cumulés est le suivant :

Exercice	Année de développement					
	9	10	11	12	13	14
survenance						
2008	1,809,550	1,995,914	2,180,177	2,358,189	2,534,341	2,707,936.68
2009	1,882,504	2,088,669	2,287,502	2,483,281	2,673,751.51	
2010	1,698,087	1,884,738	2,068,533	2,246,324.08		
2011	1,701,962	1,881,577	2,054,531.33			
2012	1,779,451	1,965,864.25				
2013	1,801,478.35					

Tableau 15 Triangle cumulé de l'étude (2008-2013)

Les facteurs de développements pour cette période sont :

j	9_10	10_11	11_12	12_13	13_14
f_j	1.106544	1.094237	1.084389	1.075725	1.068497

Tableau 16 Facteurs de développements

Les sinistres survenus au cours de l'année i se règle d ($d \in \{0, \dots, n\}$) années après.

Lorsque $d \geq 1$, il s'écoule au moins d années entre la survenance du sinistre et son règlement.

L'inflation des montants de sinistres générée durant ces d années est susceptible de perturber une analyse de provisionnement.

L'hypothèse que le passé est indicatif du futur ne devrait être retenue que sous réserve d'une étape d'actualisation (traitement) de ces paiements.

Après traitement du triangle de montants cumulés, l'objectif est de déterminer un modèle qui estime les provisions par année d'origine et donc la provision globale.

Dans la Section suivante, nous présentons l'une des principales méthodes déterministes de provisionnement :

CHAIN LADDER :

Les méthodes de cette classe s'appliquent aux triangles utilisés pour provisionner et sont basées sur les facteurs de développement. Elles supposent que les facteurs de développement sont constants pour toutes les années d'origine.

Hypothèse :

Pour $j = 1, \dots, n$ les facteurs de développement sont indépendant de l'année de survenance du sinistre i , alors sous cette hypothèse, pour $j = 0, \dots, n - 1$,

$$\frac{C_{0,j+1}}{C_{0,j}} = \frac{C_{1,j+1}}{C_{1,j}} = \dots = \frac{C_{n-j-1,j+1}}{C_{n-j-1,j}}$$

Et par la suite le facteur de développement est estimé par :

$$\hat{f}_j = \frac{\sum_{i=0}^{n-j-1} C_{i,j+1}}{\sum_0^{n-j-1} C_{i,j}}$$

Maintenant le triangle des règlements cumulé peut être compléter comme suivant :

$$\hat{C}_{i,j} = C_{i,n-1} \prod_{k=n-i}^{j-1} f_k$$

Et la charge complète est :

$$\hat{C}_{i,n} = C_{i,n-1} \prod_{k=n-i}^{j-1} \hat{f}_k$$

Ensuite la provision pour l'année de survenance i vaut :

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

Et enfin, la réserve ultime est la somme de toute provision i :

$$R = \sum_{i=0}^n R_i$$

Le tableau ci-dessous représente le montant cumulé provisoire des sinistres, calculé par la méthode de CHAIN LADDER :

survenance	Année de développement						Provisions
	9	10	11	12	13	14	
2008	1,809,550	1,995,914	2,180,177	2,358,189	2,534,341	2,707,936.68	0
2009	1,882,504	2,088,669	2,287,502	2,483,281	2,673,751.51	2,856,896	183,145
2010	1,698,087	1,884,738	2,068,533	2,246,324.08	2,416,428	2,581,947	335,622
2011	1,701,962	1,881,577	2,054,531.33	2,227,911	2,396,620	2,560,782	506,251
2012	1,779,451	1,965,864.25	2,151,122	2,332,652	2,509,293	2,681,173	715,308
2013	1,801,478.35	1,993,415	2,181,268	2,365,343	2,544,459	2,718,748	917,269

Tableau 17 Rectangle provisoire CHAIN LADDER

Conditions de validation du modèle :

Le d -triangle

Le triangle formé des facteurs individuels (f_{ij}) est appelé d -triangle.

L'hypothèse sous-jacente à cette méthode n'est acceptable que si les éléments de chaque colonne de ce triangle sont sensiblement constants.

Vérification :

Exercice	Année de développement					
survenance	9	10	11	12	13	14
2008	1.10	1.09	1.08	1.07	1.07	
2009	1.11	1.10	1.09	1.08		
2010	1.11	1.10	1.09			
2011	1.11	1.09				
2012	1.10					
2013						

Tableau 18 Vérification de l'hypothèse de CL

CC – plots :

C'est une méthode graphique.

Sous l'hypothèse du modèle, pour une année de développement donné $j = 0, \dots, n - 1$ les couples $(C_{ij}, C_{i,j+1})_{i=0, \dots, n-j-1}$ doivent être alignés par une droite passant par l'origine.

Back – texting :

Elle consiste à appliquer de manière rétrospective les facteurs de développement aux triangles, et de comparer ensuite les écarts entre les données historiques observées et les données estimées avec les facteurs de développement Chain-Ladder.

La méthode de Chain ladder classique appliquée à la base de données des sinistres RC automobiles depuis l'année 2007 jusqu'au présent, permette d'avoir une idée sur les provisions à prendre en compte vu les nouvelles réformes de la convention d'indemnisation directe.

Tout calcul fait, les réserves par année de survenance i , sont présentés sur le tableau ci-coté :

En total, le capital à mettre en provision s'élève à 19 millions de dirhams, ceci selon la méthode de Chain ladder dont ses hypothèses vérifiées, une autre méthode déterministe est le Cout moyen :

survenance	Ri	Provisions
2008	0	
2009	183,145	
2010	335,622	
2011	506,251	
2012	715,308	
2013	917,269	
2014	1,148,208	
2015	1,506,185	
2016	1,838,398	
2017	2,062,621	
2018	2,338,300	
2019	2,715,344	
2020	2,205,626	
2021	2,663,584	
R	19,135,862	

Tableau 19 Provisions techniques
2008-2021 par CL

COUT MOYEN

la méthode du cout moyen consiste à déterminer :

- Le nombre de sinistre à venir $N_{i,n-1}$ par la méthode Chain ladder
- Le coût moyen par année de survenance π_i
- La charge finale estimée F_i (règlements + provisions dossier par dossier $P_{i,j}$) relative aux sinistres déclarés, par exercice de survenance, et on la note : $F_i = C_{i,n-i+1} + P_{i,n-i+1}$

Le coût moyen par exercice de survenance, π_i , est donc : $\pi_i = \frac{F_i}{N_{i,n-1}}$

alors les provisions se calcul par la formule suivante :

$$R_i = \pi_i * (\hat{N}_{i,n} - N_{i,n-1})$$

Comme auparavant, le tableau de nombre des accidents cumulé, rempli par la méthode de Chain ladder appliqué au nombre de sinistre par année de survenance est :

Nombre survenance	Année de développement					
	9	10	11	12	13	14
2008	56,647	63,958	71,269	78,578	85,889	93,199.00
2009	61,403	69,400	77,398	85,395	93,392.00	101,341
2010	56,989	64,479	71,976	79,471.00	86,890	94,285
2011	56,943	64,217	71,492.00	78,880	86,244	93,584
2012	54,880	61,922.00	69,030	76,163	83,274	90,361
2013	62,915.00	71,055	79,211	87,397	95,556	103,689

Tableau 20 rectangle provisoire du nombre des sinistres par CL

Ensuite la charge ultime estimée est calculée à travers la relation

$$F_i = C_{i,n-i+1} + P_{i,n-i+1}$$

accompagné du nombre de sinistres par année de survenance cumulé et cout moyen π_i , et à l'extrémité droite : les provisions de l'année de survenance i :

<i>survenance</i>	<i>N_{i,n-1}</i>	<i>F_i</i>	<i>π_i</i>
2008	93199	2707937	29.05543
2009	101340.6	2856896	28.19104
2010	94285.37	2581947	27.38438
2011	93584.08	2560782	27.36343
2012	90361.27	2681173	29.6717
2013	103688.7	2718748	26.22029

Tableau 22 Provisions 2008-2013 par CM

En total, le capital à mettre en provision s'élève à 20 millions de dirhams, ce qui est conforme avec la méthode CL, avec une différence de 1.5M MAD.

Peut-on conclure que la méthode de CL surestime le risque et celle de CM sous-estime le risque ?

Afin de répondre à cette question, les méthodes stochastiques interviennent.

<i>R_i</i>
0
224,079
405,682
604,515
843,842
1,069,098

<i>survenance</i>	<i>Provisions</i>
<i>Ri</i>	
2008	0
2009	224,079
2010	405,682
2011	604,515
2012	843,842
2013	1,069,098
2014	1,294,684
2015	1,713,568
2016	2,051,782
2017	2,240,313
2018	2,473,314
2019	2,804,859
2020	2,233,629
2021	2,666,878
R	20,626,244

Tableau 21 Provisions techniques 2008-2021 par CM

MÉTHODE STOCHASTIQUE :

MACK

Afin d'assurer la sûreté des résultats obtenues par la méthode déterministe, la méthode MACK se présente solution à cette issue, comme vu auparavant, en considérant les réserves annuelles comme variables aléatoires, on mène une inférence sur le vecteur des réserves ; par conséquent ce modèle rend aléatoire le modèle Chain Ladder en y ajoutant des indicateurs de risque de prédition. Il est non paramétrique car aucune hypothèse de distribution n'est faite sur les composantes du triangle.

Hypothèses :

$\forall i_1 \neq i_2, (C_{i_1,j}) \text{ et } (C_{i_2,j}) \text{ sont indépendant}, \forall j \in \{1, \dots, n\}$
 $\forall j \in \{1, \dots, n-1\}, \exists f_j, tq : \forall i \in \{1, \dots, n\}, \text{on a: } E(C_{i,j+1} | C_{i,1} \dots C_{i,j}) = f_j C_{i,j}$
 $\forall j \in \{1, \dots, n-1\}, \exists \sigma_j^2, tq : \forall i \in \{1, \dots, n\}, \text{on a: } V(C_{i,j+1} | C_{i,1} \dots C_{i,j}) = \sigma_j^2 C_{i,j},$

Estimateurs :

Soit l'ensemble $T = \{C_{i,j} : i + J \leq n + 1\}$,
 on a: $E(C_{i,n} | T) = f_{n-1} * \dots * f_{n-i+1} * C_{i,n-i+1}$.
 Les quatre estimateurs de Mack sont: $\forall i \in \{1, \dots, n\}$ et $\forall j \in \{1, \dots, n-1\}$:
 les facteurs de CL: $\hat{f}_j = \frac{\sum_{i=0}^{n-j-1} C_{i,j+1}}{\sum_0^{n-j-1} C_{i,j}}$, sont des estimateurs des paramètres
 f_j ,

$\hat{C}_{i,n} = \hat{f}_{n-i} * \dots * \hat{f}_{n-1} * C_{i,n-i}$, est un estimatuer de $E(C_{i,n} | T)$

$\hat{R}_i = \hat{C}_{i,n} - C_{i,n-1}$ est un estimateur de R_i

$\hat{R} = \sum_{i=0}^n \hat{R}_i$, est un estimateur de R

Remarque :

Les estimateurs \hat{f}_j , et \hat{R}_i sont des estimateurs sans biais des paramètres f_j et R_i .

Notions :

Erreur de prévision

Pour $j \leq n-2$, un estimateur sans biais de σ_j est

$$\hat{\sigma}_j^2 = \frac{1}{n-j-1} \sum_{i=1}^{n-j} C_{i,j} \left[\frac{C_{i,j+1}}{C_{i,j}} - \hat{f}_j \right]^2$$

Pour $j = n-1$, l'estimatuer sans biais de $\sigma_j = \sigma_{n-1}$, est

$$\hat{\sigma}_{n-1}^2 = \min \left(\frac{\hat{\sigma}_{n-2}^4}{\hat{\sigma}_{n-3}^2}, \hat{\sigma}_{n-2}^2, \hat{\sigma}_{n-3}^2 \right)$$

Pour $i \in \{1, \dots, n\}$, l'estimateur de l'erreur de prévision est
 $MSEP$ (*Mean Square Error of Prediction*),

$$\widehat{MSEP}(\hat{R}_i) = \hat{C}_{i,n}^2 \sum_{i=n-i+1}^{n-1} \frac{\hat{\sigma}_j^2}{\hat{f}_j^2} \left[\frac{1}{\hat{C}_{i,j}} + \frac{1}{\sum_{k=1}^{n-j} C_{k,j}} \right]$$

Et pour les réserves totales :

$$\widehat{MSEP}(\hat{R}) = \sum_{i=2}^n \left\{ \widehat{MSEP}(\hat{R}_i) + \hat{C}_{in} \left(\sum_{k=i+1}^n \widehat{C}_{kn} \right) \right\} \sum_{j=n-i+1}^{n-1} \frac{2\hat{\sigma}_i^2}{\hat{f}_j \sum_{h=i+1}^{n-j} \widehat{C}_{hJ}}$$

Intervalle de confiance

Mack propose d'établir des intervalles de prévision pour la provision en faisant des hypothèses portant sur la distribution "prédictive" conditionnelle de R .

Le choix d'une distribution reste arbitraire et les deux paramètres de la distribution retenue sont les estimations de la moyenne et de l'écart-type conditionnels de R soit

$$\hat{E}(R) = \hat{R} \text{ et } \hat{\sigma}(\hat{R}).$$

Dans notre étude, la distribution étant $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$, Alors $\mu = \hat{R}$, et $\sigma = \hat{\sigma}(\hat{R})$, Pour l'erreur de 5% l'intervalle serait $[\hat{R} \pm 1.96\hat{\sigma}(\hat{R})]$

Le package MackChainLadder sur R, permette d'effectuer tous ces calculs, ainsi que les réserves, et donne les résultats suivants :

```
ChainLadder:::MackChainLadder(Triangle = Trii, est.sigma = "Mack")
```

	Latest	Dev.To.Date	Ultimate	IBNR	Mack.S.E	CV(IBNR)
2008	2,707,937	1.00000	2,707,937	0	0	NaN
2009	2,673,752	0.93589	2,856,897	183,145	3,239	0.0177
2010	2,246,325	0.87001	2,581,948	335,623	5,218	0.0155
2011	2,054,531	0.80231	2,560,782	506,251	8,422	0.0166
2012	1,965,866	0.73321	2,681,175	715,309	11,213	0.0157
2013	1,801,477	0.66261	2,718,746	917,269	13,954	0.0152
2014	1,658,371	0.59089	2,806,580	1,148,209	21,649	0.0189
2015	1,612,565	0.51705	3,118,751	1,506,186	29,098	0.0193
2016	1,432,767	0.43800	3,271,163	1,838,396	38,743	0.0211
2017	1,116,369	0.35117	3,178,991	2,062,622	53,036	0.0257
2018	825,468	0.26091	3,163,769	2,338,301	67,775	0.0290
2019	553,934	0.16944	3,269,279	2,715,345	101,774	0.0375
2020	191,515	0.07989	2,397,144	2,205,629	211,379	0.0958
2021	25,685	0.00955	2,689,247	2,663,562	743,764	0.2792

Totals
Latest : 20,866,562.00
Dev : 0.52
Ultimate : 40,002,409.01
IBNR : 19,135,847.01
Mack.S.E : 801,496.62
CV(IBNR) : 0.04

Tableau 23 Provisions par Mack

CONCLUSION :

Cette étude a permis de mettre en évidence l'existence des stratégies et des comportements atypiques de certaines compagnies d'assurance dans le cadre des recours forfaitaires de la convention CID.

En effet, la segmentation du portefeuille de la compagnie, par segment équidistant, a pu renforcer l'idée que les petits sinistres jouaient un rôle important dans le déséquilibre des flux qui est l'une des causes de la balance finale négative pour AXA Marco.

La classification selon les dommages réels par une chaîne de Markov des états de recours a permis de repérer les assureurs qui causent plus de pertes que les autres en termes des recours forfaitaires pour AXA.

Notamment, on a remarqué que la plupart des assureurs se concentrent sur la minimisation du coût de réparation pour minimiser leurs pertes.

Chose qui nous a poussé à étudier l'impact de la convention d'indemnisation directe sur les réserves techniques de la branche RC automobile, nous avons remarqué qu'à travers divers méthodes que le montant des provisions techniques s'élève à 20 millions MAD depuis les sinistres survenus en 2007, ce qui paraît à première vue bénéfique et solvable, néanmoins la balance de la compagnie reste négative et nécessite un changement d'accord avec les assurances adverses, ou bien adopter le comportement de mettre en premier les petits sinistres avec le recours forfaitaires et bénéficier de la marge qui en résulte, d'un autre côté les réserves qui pourraient être peuvent être investi en fonds propre ou capital ou bien rediriger vers la solvabilité d'une autre branche technique.

BIBLIOGRAPHIE :

- [1] CONVENTION D'INDEMNISATION DIRECTE PAR FMSAR
- [2] CODE DES ASSURANCES - LÉGIMAROC
- [3] QUILFEN MATTHIEU CLASSIFICATION DES VÉHICULES EN ASSURANCE AUTOMOBILE
- [4] RJ-2017-036.PDF (R-PROJECT.ORG) MARKOV CHAINS WITH R
- [5] J. R. NORRIS. MARKOV CHAINS. CAMBRIGDE UNIVERSITY PRESS, 1997.
- [6] CLAIMS RESERVING IN GENERAL INSURANCE BY DAVID HINDLEY
- [7] STOCHASTIC CLAIMS RESERVING METHODS IN INSURANCE BY MARIO V. WÜTHRICH, MICHAEL MERZ

ANNEXE I :

Statistique descriptive sur la variable cout

The UNIVARIATE Procedure
Variable: cout

Moments			
N	33143	Sum Weights	33143
Mean	10290.2703	Sum Observations	341050428
Std Deviation	15970.0592	Variance	255042790
Skewness	8.7525067	Kurtosis	131.22589
Uncorrected SS	1.19621E13	Corrected SS	8.45263E12
Coeff Variation	155.195721	Std Error Mean	87.7224226

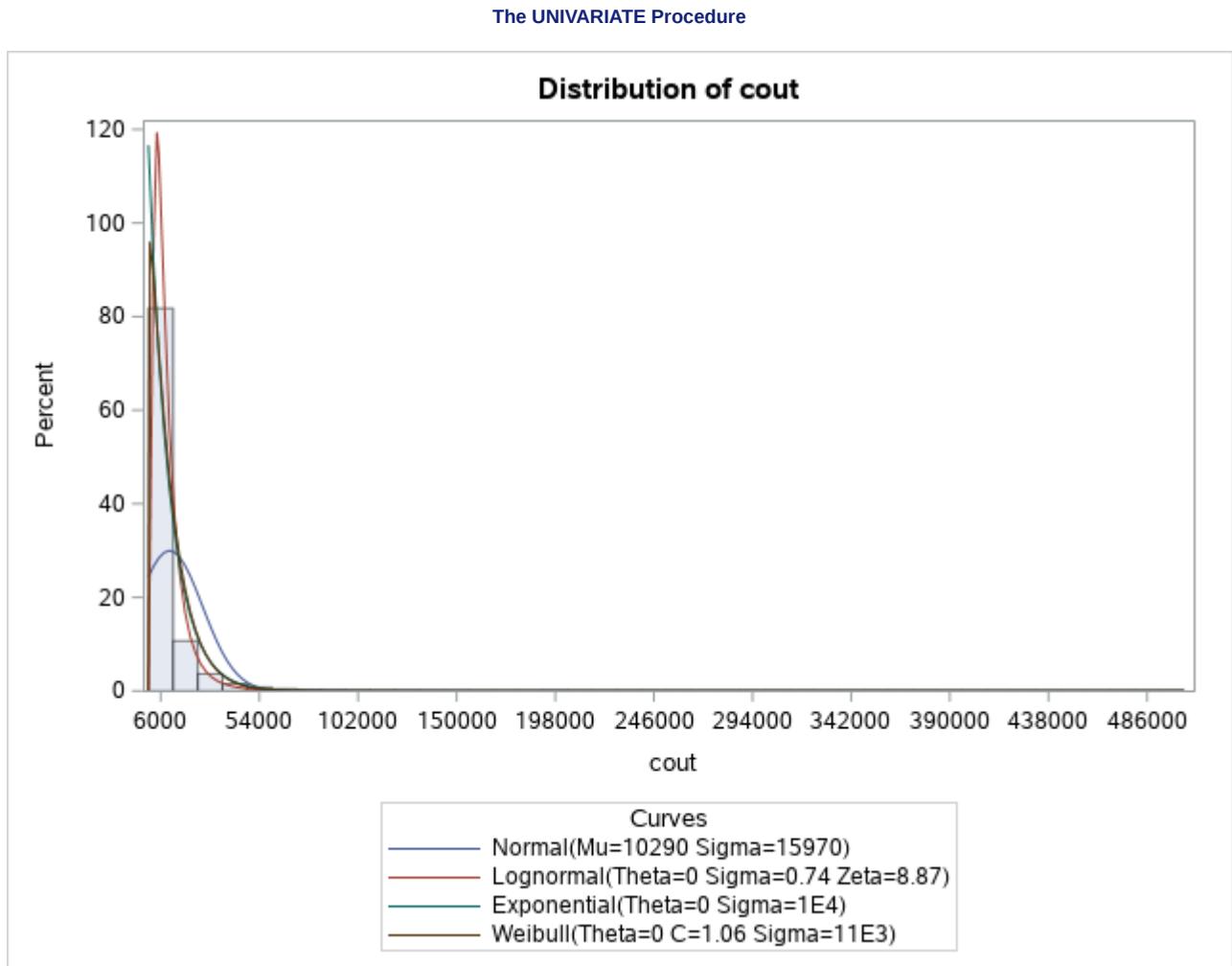
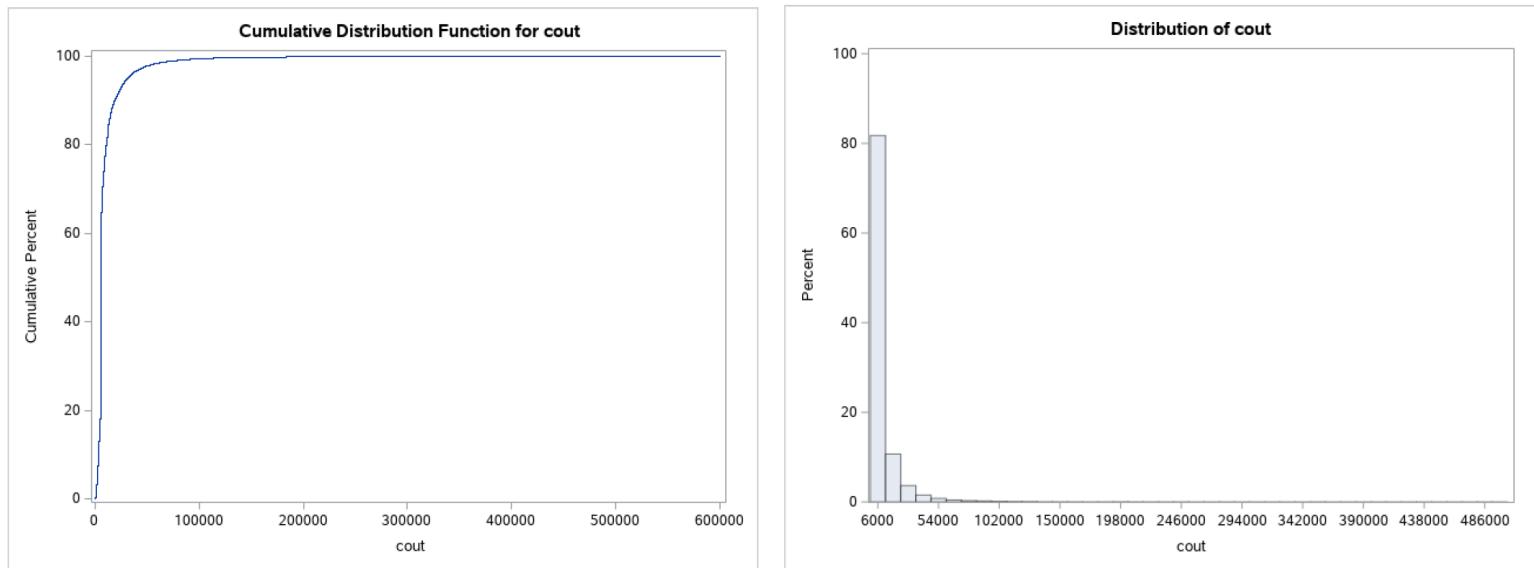
Basic Statistical Measures			
Location		Variability	
Mean	10290.27	Std Deviation	15970
Median	6000.00	Variance	255042790
Mode	6000.00	Range	503497
		Interquartile Range	2915

Tests for Location: Mu0=0				
Test	Statistic		p Value	
Student's t	t	117.3049	Pr > t 	<.0001
Sign	M	16571.5	Pr >= M 	<.0001
Signed Rank	S	2.7462E8	Pr >= S 	<.0001

Quantiles (Definition 5)	
Level	Quantile
100% Max	503604.00
99%	76664.00
95%	31058.94
90%	18884.69
75% Q3	8914.80
50% Median	6000.00
25% Q1	6000.00
10%	3425.05
5%	2400.00
1%	1274.79
0% Min	106.52

Extreme Observations			
Lowest		Highest	
Value	Obs	Value	Obs
106.52	1413	351404	19673
150.00	33051	355000	12301
240.00	2509	380804	6927
250.00	31570	426440	12294
250.00	18609	503604	5734

Ajustement par lois usuelles



The UNIVARIATE Procedure
Fitted Normal Distribution for cout

Parameters for Normal Distribution		
Parameter	Symbol	Estimate
Mean	Mu	10290.27
Std Dev	Sigma	15970.06

Goodness-of-Fit Tests for Normal Distribution				
Test	Statistic		p Value	
Kolmogorov-Smirnov	D	0.29206	Pr > D	<0.010
Cramer-von Mises	W-Sq	1267.01324	Pr > W-Sq	<0.005
Anderson-Darling	A-Sq	6206.94110	Pr > A-Sq	<0.005

Quantiles for Normal Distribution		
Percent	Quantile	
	Observed	Estimated
1.0	1274.79	-26861.643
5.0	2400.00	-15978.139
10.0	3425.05	-10176.184
25.0	6000.00	-481.371
50.0	6000.00	10290.270
75.0	8914.80	21061.912
90.0	18884.69	30756.725
95.0	31058.94	36558.680
99.0	76664.00	47442.183

The UNIVARIATE Procedure
Fitted Lognormal Distribution for cout

Parameters for Lognormal Distribution		
Parameter	Symbol	Estimate
Threshold	Theta	0
Scale	Zeta	8.872451
Shape	Sigma	0.738157
Mean		9366.439
Std Dev		7971.897

Goodness-of-Fit Tests for Lognormal Distribution				
Test	Statistic		p Value	
Kolmogorov-Smirnov	D	0.22700	Pr > D	<0.010
Cramer-von Mises	W-Sq	443.67206	Pr > W-Sq	<0.005
Anderson-Darling	A-Sq	2030.77500	Pr > A-Sq	<0.005

Quantiles for Lognormal Distribution		
Percent	Quantile	
	Observed	Estimated
1.0	1274.79	1280.80
5.0	2400.00	2118.13
10.0	3425.05	2769.62
25.0	6000.00	4335.41
50.0	6000.00	7132.74
75.0	8914.80	11734.98
90.0	18884.69	18369.31
95.0	31058.94	24019.24
99.0	76664.00	39721.97

The UNIVARIATE Procedure
Fitted Exponential Distribution for cout

Parameters for Exponential Distribution		
Parameter	Symbol	Estimate
Threshold	Theta	0
Scale	Sigma	10290.27
Mean		10290.27
Std Dev		10290.27

Goodness-of-Fit Tests for Exponential Distribution				
Test	Statistic		p Value	
Kolmogorov-Smirnov	D	0.22847	Pr > D	<0.001
Cramer-von Mises	W-Sq	671.84828	Pr > W-Sq	<0.001
Anderson-Darling	A-Sq	3353.68682	Pr > A-Sq	<0.001

Quantiles for Exponential Distribution		
Percent	Quantile	
	Observed	Estimated
1.0	1274.79	103.421
5.0	2400.00	527.822
10.0	3425.05	1084.188
25.0	6000.00	2960.326
50.0	6000.00	7132.672
75.0	8914.80	14265.344
90.0	18884.69	23694.223
95.0	31058.94	30826.895
99.0	76664.00	47388.446

The UNIVARIATE Procedure
Fitted Weibull Distribution for cout

Parameters for Weibull Distribution		
Parameter	Symbol	Estimate
Threshold	Theta	0
Scale	Sigma	10614.25
Shape	C	1.061539
Mean		10368.63
Std Dev		9772.398

Goodness-of-Fit Tests for Weibull Distribution				
Test	Statistic		p Value	
Cramer-von Mises	W-Sq	655.86592	Pr > W-Sq	<0.010
Anderson-Darling	A-Sq	3243.20114	Pr > A-Sq	<0.010

Quantiles for Weibull Distribution		
Percent	Quantile	
	Observed	Estimated
1.0	1274.79	139.279
5.0	2400.00	646.740
10.0	3425.05	1274.161
25.0	6000.00	3282.236
50.0	6000.00	7515.231
75.0	8914.80	14438.468
90.0	18884.69	23286.633
95.0	31058.94	29837.922
99.0	76664.00	44738.917

ANNEXE 2 :

Statistique descriptive du segment Q1

The UNIVARIATE Procedure
Variable: cout

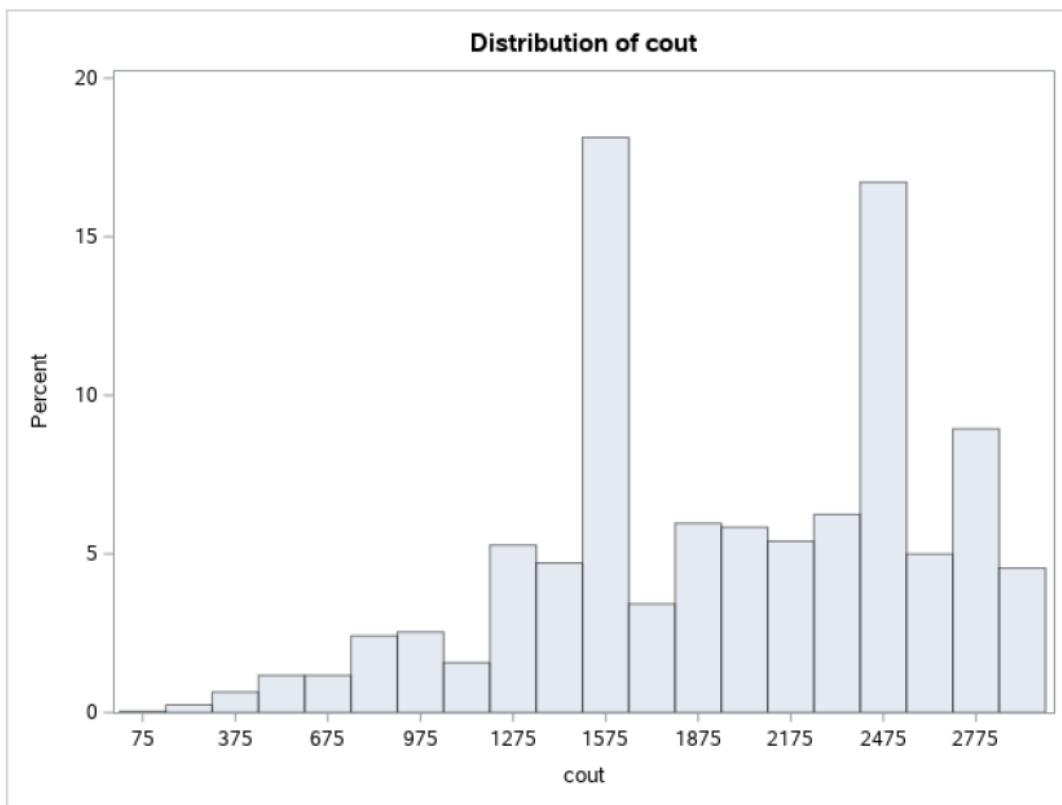
Moments			
N	2482	Sum Weights	2482
Mean	1958.51855	Sum Observations	4861043.03
Std Deviation	626.903286	Variance	393007.73
Skewness	-0.353846	Kurtosis	-0.7321823
Uncorrected SS	1.04955E10	Corrected SS	975052177
Coeff Variation	32.0090554	Std Error Mean	12.583448

Basic Statistical Measures			
Location		Variability	
Mean	1958.519	Std Deviation	626.90329
Median	2000.000	Variance	393008
Mode	1500.000	Range	2851
		Interquartile Range	1000

Tests for Location: Mu0=0				
Test	Statistic		p Value	
Student's t	t	155.6424	Pr > t	<.0001
Sign	M	1241	Pr >= M	<.0001
Signed Rank	S	1540702	Pr >= S	<.0001

Quantiles (Definition 5)	
Level	Quantile
100% Max	2958.00
99%	2924.01
95%	2820.00
90%	2772.01
75% Q3	2500.00
50% Median	2000.00
25% Q1	1500.00
10%	1200.00
5%	833.33
1%	456.00
0% Min	106.52

Extreme Observations			
Lowest		Highest	
Value	Obs	Value	Obs
106.52	172	2954.40	1414
150.00	2451	2955.80	425
240.00	292	2955.94	530
250.00	2256	2958.00	567
250.00	1246	2958.00	772



Statistique descriptive du segment Q2

The UNIVARIATE Procedure
Variable: cout

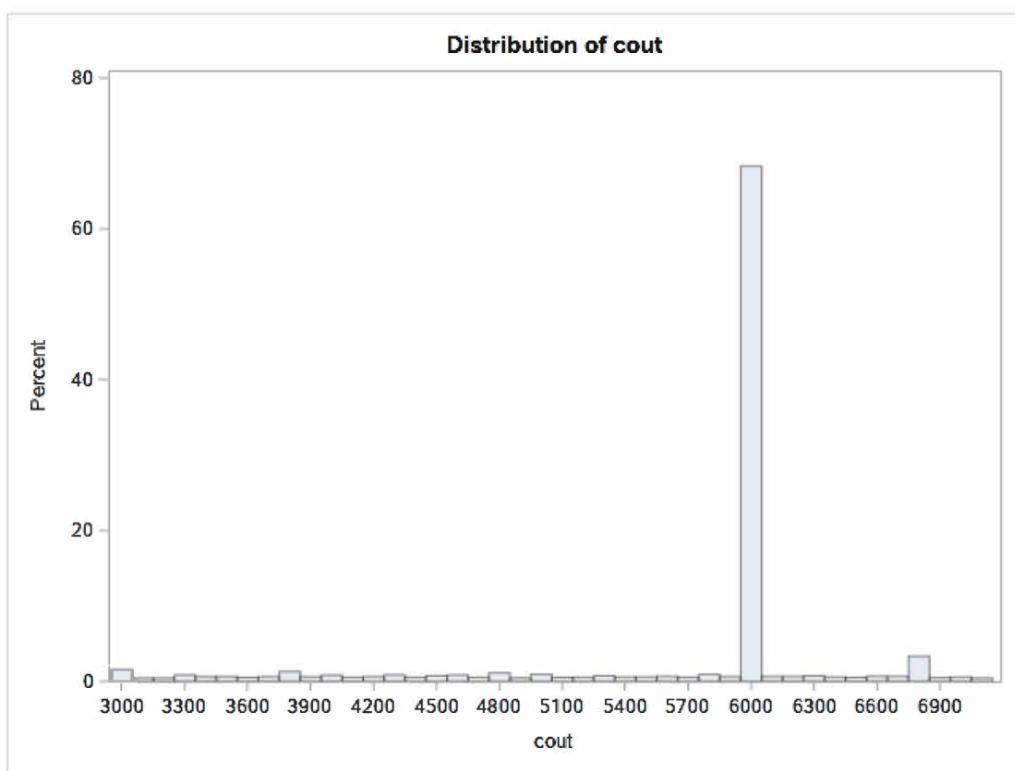
Moments			
N	20551	Sum Weights	20551
Mean	5705.41129	Sum Observations	117251907
Std Deviation	836.581689	Variance	699868.923
Skewness	-1.7872672	Kurtosis	2.57259345
Uncorrected SS	6.83353E11	Corrected SS	1.43823E10
Coeff Variation	14.6629515	Std Error Mean	5.83568545

Quantiles (Definition 5)	
Level	Quantile
100% Max	7130.00
99%	6962.00
95%	6736.62
90%	6000.00
75% Q3	6000.00
50% Median	6000.00
25% Q1	6000.00
10%	4250.00
5%	3600.00
1%	3000.00
0% Min	2961.10

Basic Statistical Measures			
Location		Variability	
Mean	5705.411	Std Deviation	836.58169
Median	6000.000	Variance	699869
Mode	6000.000	Range	4169
		Interquartile Range	0

Tests for Location: Mu0=0				
Test	Statistic		p Value	
Student's t	t	977.6763	Pr > t	<.0001
Sign	M	10275.5	Pr >= M	<.0001
Signed Rank	S	1.0559E8	Pr >= S	<.0001

Extreme Observations			
Lowest		Highest	
Value	Obs	Value	Obs
2961.1	10716	7125.00	18982
2963.5	19305	7128.00	10766
2964.0	19593	7128.11	727
2964.0	18620	7130.00	4573
2968.0	4524	7130.00	19625



Statistique descriptive du segment Q3

The UNIVARIATE Procedure
Variable: cout

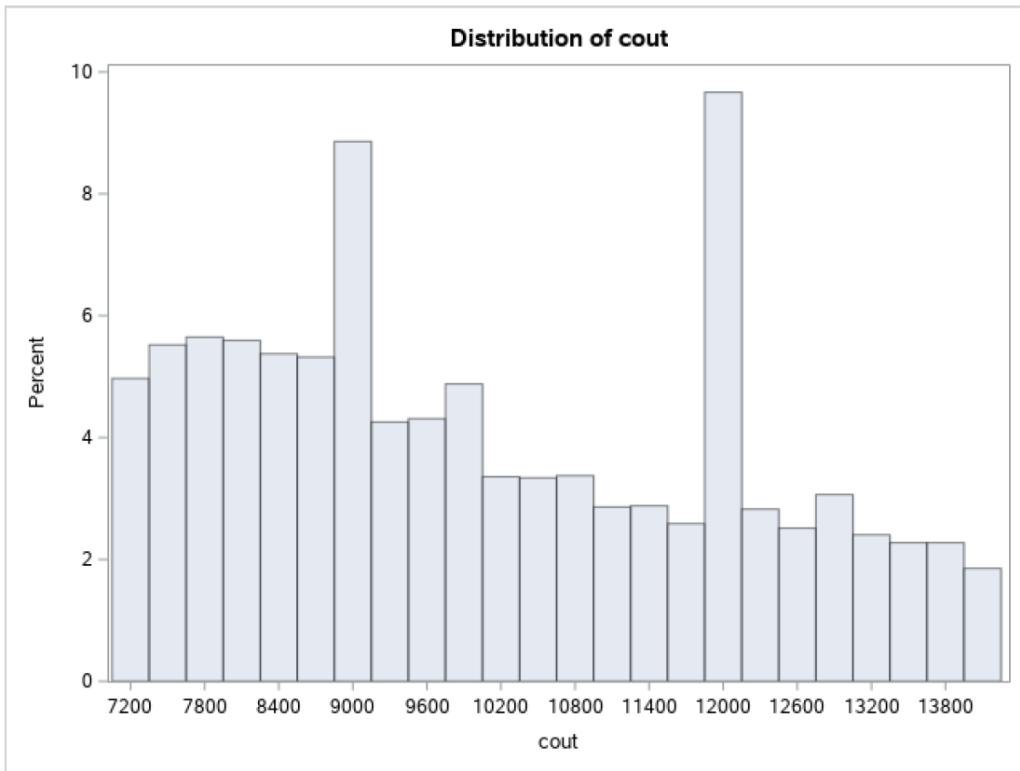
Moments			
N	5452	Sum Weights	5452
Mean	10090.7021	Sum Observations	55014508
Std Deviation	1962.95371	Variance	3853187.26
Skewness	0.31834456	Kurtosis	-1.086128
Uncorrected SS	5.76139E11	Corrected SS	2.10037E10
Coeff Variation	19.4530934	Std Error Mean	26.5847227

Basic Statistical Measures			
Location		Variability	
Mean	10090.70	Std Deviation	1963
Median	9754.00	Variance	3853187
Mode	12000.00	Range	7071
		Interquartile Range	3581

Tests for Location: Mu0=0				
Test	Statistic		p Value	
Student's t	t	379.5677	Pr > t	<.0001
Sign	M	2726	Pr >= M	<.0001
Signed Rank	S	7432439	Pr >= S	<.0001

Quantiles (Definition 5)	
Level	Quantile
100% Max	14204.00
99%	14072.14
95%	13500.00
90%	12913.67
75% Q3	12000.00
50% Median	9754.00
25% Q1	8419.18
10%	7624.20
5%	7350.00
1%	7192.61
0% Min	7132.86

Extreme Observations			
Lowest		Highest	
Value	Obs	Value	Obs
7132.86	4145	14200	3141
7134.00	1403	14200	3496
7134.33	2515	14204	4103
7135.23	1362	14204	4783
7137.52	672	14204	5049



Statistique descriptive du segment Q4

The UNIVARIATE Procedure
Variable: cout

Moments			
N	802	Sum Weights	802
Mean	86461.6982	Sum Observations	69342281.9
Std Deviation	51133.7801	Variance	2614663469
Skewness	3.06075529	Kurtosis	13.3804347
Uncorrected SS	8.0898E12	Corrected SS	2.09435E12
Coeff Variation	59.1403838	Std Error Mean	1805.59655

Basic Statistical Measures			
Location		Variability	
Mean	86461.70	Std Deviation	51134
Median	68998.88	Variance	2614663469
Mode	52804.00	Range	456165
		Interquartile Range	40990

Tests for Location: Mu0=0				
Test	Statistic		p Value	
Student's t	t	47.88539	Pr > t	<.0001
Sign	M	401	Pr >= M	<.0001
Signed Rank	S	161001.5	Pr >= S	<.0001

Quantiles (Definition 5)	
Level	Quantile
100% Max	503604.0
99%	289000.0
95%	193395.1
90%	140000.0
75% Q3	96704.0
50% Median	68998.9
25% Q1	55714.2
10%	50217.9
5%	48692.4
1%	47653.4
0% Min	47439.5

Extreme Observations			
Lowest		Highest	
Value	Obs	Value	Obs
47439.5	631	351404	475
47455.6	547	355000	290
47493.0	241	380804	170
47551.7	380	426440	289
47556.6	1	503604	141

