

CRÉDIBILITÉ DES PRIMES D'ASSURANCE AUTOMOBILE EN ALGÉRIE

- Cas des compagnies d'assurance CAAR et SAA-

Dr. Assia BELHOUCHE Université de Annaba Algérie

Pr. Redjem NECIB Université de Annaba Algérie

Résumé :

Développée par les écoles suisse et scandinave, la théorie de la crédibilité repose sur les principes de l'inférence Bayésienne et a notamment pour objectif la mise à jour des primes pures à partir de l'historique des sinistres des contrats. Nous cherchons, dans cet article, à traiter la problématique de la tarification en assurance automobile au sein des compagnies algériennes, en utilisant les modèles de crédibilité de Bühlmann et Bühlmann-Straub.

L'application des modèles s'est effectuée au niveau de la CAAR et la SAA.

Mots clés : Tarification, crédibilité, prime d'assurance, modèle de Bühlmann, modèle de Bühlmann Straub, CAAR, SAA.

المخلص:

تتعمد نظرية المصدقية نتيجة أبحاث المدارس السويسرية والاسكندنافية، أساسا على مبادئ بايز. التي تهدف إلى تحديث وتحسين قيمة الأقساط التأمينية باستعمال المعطيات التاريخية المتعلقة بالحوادث المسجلة على كل عقد. نسعى في هذا البحث لمعالجة مشكلة أسعار التأمين على السيارات في الشركات الجزائرية باستخدام نماذج المصدقية بولمان وبولمان ستروب. دراسة الحالة كانت على مستوى الشركة الوطنية للتأمين وإعادة التأمين CAAR والشركة الوطنية للتأمين SAA.

الكلمات المفتاحية : التسعير، المصدقية، أقساط التأمين، نموذج بولمان، نموذج بولمان ستروب، CAAR، SAA.

Introduction :

C'est à Arthur Mowbray (1914) que reviennent les origines de la théorie de la crédibilité ; il était l'un des premiers actuaires à avoir traité de la théorie de la crédibilité dans la branche d'assurance liée aux accidents du travail. Les préoccupations de l'époque étaient de savoir à partir de quelle taille de portefeuille d'un client, il était possible d'utiliser les seules données individuelles pour la tarification des garanties.

L'objectif recherché était, ainsi, de déterminer un certain seuil d'admissibilité au-delà duquel il était possible d'utiliser l'expérience individuelle comme seule donnée pour la tarification. On parle alors, de crédibilité de stabilité ou des fluctuations limitées.

Selon la taille du portefeuille du client, la tarification se faisait selon soit le risque individuel, ou le risque global. Ces travaux mènent, de la sorte, à des décisions binaires.

Albert W. Whitney (1918) introduit le concept de crédibilité partielle. Il mentionne, par souci d'équité pour l'assuré, la nécessité d'une certaine pondération des expériences collective et individuelle (Arthur Charpentier, 2007).

Par la suite, Arthur L. Bailey (1945, 1950) démontre que la minimisation de l'erreur quadratique dans un contexte bayésien permet d'obtenir une estimation de la prime de crédibilité par une fonction linéaire des observations. Mais, ce sont surtout les travaux de Hans Bühlmann (1967, 1969) qui vont populariser, en quelque sorte, la théorie de la crédibilité avec un modèle plus formalisé. A partir de ces travaux, de nombreuses recherches ont été menées pour développer et généraliser, d'une certaine manière, cette théorie.

Les travaux entrepris par Hans Bühlmann et Erwin Straub (1970) intègrent un facteur de poids aux données dans les formules, et ceux de Jewell (1975) approfondissent la généralisation de la formule initiale avec son modèle hiérarchique, et, Hachemeister, la même année, incorpore la régression linéaire à la théorie de la crédibilité pour traiter d'éventuelles tendances dans les données (Hélène Gibello et Benoit Lebrun, 2010).

Le principe de l'assurance contre les accidents d'automobiles est la formation d'une mutualité où les assurés mettent en commun leurs risques. C'est ce que l'on appelle la mutualisation des risques. Si les risques des assurés ne sont pas tous égaux entre eux, il est normal de demander à chacun des assurés une prime proportionnelle au risque qu'il fait supporter à la mutualité. La tarification a pour objet l'estimation du risque propre à chaque assuré, afin de répartir équitablement la charge totale de la mutualité ; tout en sachant que cette mutualisation ne permet pas une certaine discrimination entre les risques (assurés).

L'actuariat, constituant plus particulièrement la base de l'activité des sociétés d'assurances, est, en Algérie, un métier peu connu, tant en matière d'évaluation scientifique et prise en charge du risque assurable qu'en matière de solvabilité de l'entreprise et de la prise en charge des risques de placement et d'investissement sur les marchés financiers qui évoluent dans un environnement de plus en plus complexe et volatile. C'est une profession pluridisciplinaire faisant appel à plusieurs disciplines comme la comptabilité et la finance, les statistiques, l'économie, le droit ou encore l'informatique; elle nécessite, donc, un background solide, varié et assez diversifié en termes de connaissances scientifiques et techniques.

Les compagnies d'assurances algériennes, très conscientes de l'importance de ce métier, dans le cadre de la transition de l'économie nationale vers une économie de marché, une économie à risques, travaillent, sous l'orientation du Conseil National des Assurances, à l'élaboration d'un Système d'Informations Statistiques de l'Assurance. Elles sont à la recherche de modèles actuariels pertinents et efficaces (Revue de l'assurance, 2013).

L'intégration de l'actuariat au niveau des compagnies d'assurance fut en janvier 2000. Ces compagnies ont connu des difficultés dues à la méconnaissance du rôle de l'actuaire et à l'absence de son statut dans leurs organisations, et, au manque de données et d'un système d'information répondant aux besoins statistiques. Le Conseil National des Assurances (CNA), la direction de l'action sanitaire et sociale (DASS) et le ministère des finances ont eu pour taches d'établir des outils de

tarification et de régulation du marché (table de mortalité, indices de référence) et de définir des tarifs de références (Actuariat et assurance, 2006).

En 1962, toutes les compagnies étrangères étaient obligées de céder 10% de leur portefeuille à la seule et unique compagnie d'assurance algérienne CAAR¹ créée en 1963 suivie de la SAA² et STAAR³ en 1964. La nationalisation du secteur intervient en 1966, et, en 1973, le marché des assurances voyait naître un nouveau produit dit réassurance par la création de la CCR (Boutaleb Kouider, 2012).

I. Revue de littérature :

Le sujet de la tarification automobile a été traité par Patrick Degiovanni, Hervé Hassan et Jean Yves Julien (1986), dans le contexte d'une concurrence accrue et une sensibilité importante des prix. Les données sont issues du GTA⁴ en 1980, le principal apport de ce travail est d'utiliser la méthode du scoring à l'aide du logiciel SPAD.

Frédéric Boulanger (1993) a traité lui aussi le problème de la tarification automobile, dans la mesure où les assurés ne veulent payer que pour leurs risques. Cette étude vise à individualiser les risques dans le but d'une meilleure estimation des primes. Les données représentent un échantillon de 679.950 assurés (uniquement contrats RC), les principaux modèles utilisés sont : Poisson, Poisson Randomisé, modèle paramétrique et non paramétrique. L'auteur a abouti au calcul d'une partie du tarif commercial.

L'étude d'Alain Delavernette et Hubert Jumel (1997) s'intéresse à la tarification flottes automobiles, dans le même contexte, à savoir la concurrence. Les auteurs cherchaient à estimer dans un premier temps la prime pure avec la méthode Scaled Pearson Khi2, puis la prime commerciale à l'aide de la méthode retour sur marge de solvabilité (RMS). Ils disposaient, eux aussi, des données concernant les garanties liées à la responsabilité civile pour une seule période (1997).

Les principales variables utilisées concernaient le véhicule (valeur, genre, zone d'usage ...) ainsi que les différents comptes de solvabilité des entreprises en question. Ces auteurs ont démontré l'importance de ces variables lors du passage de la prime actuarielle à la prime commerciale.

Dahchour et Dionne (2002) se sont intéressés à la tarification de l'assurance automobile, dans un contexte d'asymétrie d'information.

L'étude a porté sur des données de panel sur la période 1995-1997 ; le principal apport se trouve au niveau de l'application du test d'asymétrie d'information développé auparavant (Patrick Degiovanni, Hervé Hassan et Jean Yves Julien, 1986). La variable bonus-malus explique de façon significative les taux d'accidents (estimés par le modèle binomial négatif) et les choix de couverture d'assurance (estimés par le modèle Probit).

Alors que plusieurs chercheurs se sont confinés à étudier les caractéristiques liées aux conducteurs (1986) et véhicules (1987), l'étude de Jean-François Angers, Denise Desjardins et Georges Dionne (2004) propose un modèle paramétrique de tarification flottes automobiles tenant compte des variables qui concernent directement le comportement des véhicules. Les données étaient tirées du fichier de la SAAQ entre

¹ CAAR : Compagnie Algérienne d'Assurance et de Réassurance.

² SAA : Compagnie Algéro-Egyptienne à sa création en 1963, nationalisée en 1966.

³ STAAR : Compagnie Algéro-Tunisienne.

⁴ GTA : base de données effectuée par l'INSEE en 1980.

1997-1998 et représentaient 43679 contrats (transport marchandises). Le modèle de bonus-malus (BMF : facteur bonus-malus) que les auteurs ont développé, leur a permis d'ajuster les primes d'assurance individuelles en fonction de l'expérience passée (historique des accidents) des assurés.

Guillaume Gonnet (2010) a étudié la tarification et la segmentation en assurance automobile, en prenant en considération, lui aussi, l'effet de la concurrence sur les primes et soulignant le lien entre la croissance de la taille du parc automobile et l'obligation de l'état.

Les données représentent le nombre de contrats émis (ayant au moins une garantie au cours de l'année) de la société Française Mutant Assurance pour l'année 2008. Contrairement aux travaux précédents, l'auteur ne s'est pas limité à la garantie « responsabilité civile », il s'étend sur la garantie dommage et en propose même un nouveau concept de garantie le PAYD.

Le principe est de calculer la prime en fonction du nombre de kilomètres parcourus, donc individualiser les primes et les ajuster pour chaque assuré.

L'auteur a recouru à l'analyse descriptive, l'analyse factorielle, aux modèles linéaires généralisés et à la régression de Poisson. Les variables qualitatives (zone de circulation) et quantitatives (nombre et montants des sinistres) ont permis la segmentation des risques et la personnalisation de la prime en répartissant équitablement la charge de sinistre entre les différents assurés, en fonction de leurs caractéristiques et du risque qui leur est associé.

Antoine Paglia Martial V. Phelippe-Guinvarc'h (2011) ont étudié une approche relativement innovante de la tarification des risques d'assurance non-vie, en proposant un algorithme (CART) leur permettant de classer les individus selon plusieurs critères. L'étude s'appuie sur des bases de données confidentielles; plus de 300.000 contrats dont 150.000 sinistres.

Les 45 variables qui concernent le véhicule, le conducteur et les sinistres ont permis de faire ressortir des informations nouvelles sur le risque tout en améliorant les mesures d'erreur entre le risque mesuré et le risque modélisé. Ces informations, très larges et précises, à la fois, offrent aux assureurs la possibilité de prendre des décisions stratégiques pour les futurs tarifs.

Tous les travaux précédents ont été majoritairement orientés vers les études des flottes automobiles et se sont focalisés sur la tarification d'une partie de la prime, à savoir la responsabilité civile, négligeant, de ce fait, l'aspect actuariel de la prime pure équivalente du risque. Cet aspect trouve son importance dans le cas des compagnies d'assurance algériennes, largement dominées par le secteur public, en l'absence d'un marché financier, et où la concurrence devient de plus en plus rude.

En général, la démarche du marché algérien en matière de tarification est fondée sur la méthodologie française. Cependant, si en France, des nouvelles dispositions de mises à jour et de révision sont régulièrement introduites par les professionnels des assurances, il a été constaté qu'en Algérie, la pratique du tarificateur n'a pas suivi la même évolution (Indice RI et révision tarif, 2004).

Concernant l'assurance automobile, c'est en 1974 que le législateur algérien promulguait la première ordonnance régissant « l'obligation d'assurance des véhicules

terrestres à moteur et du régime indemnitaire des dommages corporels des victimes d'accidents» (Ordonnance n°74-15, 1988).

C'est ainsi que cet article se propose de traiter la problématique de la tarification dans les compagnies d'assurance, en Algérie, et plus particulièrement de l'assurance automobile.

Notre recherche prend la CAAR et la SAA comme cas d'étude et repose sur l'utilisation de la théorie de la crédibilité qui consiste à mesurer l'hétérogénéité du portefeuille des compagnies d'assurance décelant ainsi dans quelle mesure les primes sont-elles équitables par rapport aux risques.

II. Méthodologie de la recherche :

L'étude empirique sur la tarification automobile, en Algérie, est un élément fondamental pour comprendre la logique de tarification et ses conséquences dans le but d'établir une tarification équitable, autant que faire se peut, dans le cadre de la transition à une économie de marché, pour les compagnies d'assurances.

Elle vise à appréhender la nature du problème de tarification automobile, en appliquant, les modèles les plus utilisés en la matière (à savoir Bühlmann et Bühlmann-Straub).

Nous formulons les hypothèses de notre recherche de la manière suivante :

- **hypothèse n°1 :** les différentes agences se caractérisent par un niveau faible d'hétérogénéité, quant aux sinistres, du fait des conditions d'exercice de leurs activités dans le cadre des compagnies algériennes d'assurances.
- **Hypothèse n°2 :** les deux compagnies d'assurances connaissent des différences notables en matière de tarification.
- **Hypothèse n° 3 :** l'hétérogénéité du portefeuille de la CAAR est d'un niveau relativement plus élevé que celui que connaît la SAA qui se trouve bien placée tant sur le plan national que continental.

II.1. Les données :

Le cadre institutionnel du marché algérien des assurances est composé de trois institutions autonomes : Le Conseil National des Assurances (CNA), la Commission de Supervision des Assurances (CSA) et la Centrale des Risques (CR).

L'activité est exercée plus particulièrement par SAA, CAAT, CAAR et CASH (entreprises publiques) et Trust Algérie, CIAR, 2A, Salama assurances, GAM et Alliance assurances (entreprises privées) ; dans l'assurance directe. En mutuel, on trouve la CNMA et la MAATEC. L'activité de réassurance est pratiquée par la CCR. Les Assurances spécialisées sont exercées par la CAGEX, pour l'Assurance-crédit à l'exportation, et la SGCI, pour l'assurance-crédit immobilier.

D'autres acteurs interviennent dans le domaine des assurances : les agents généraux, les courtiers et les banques. Tous ces intervenants sont sous la tutelle du Ministère des Finances (Benilles Billel, 2011).

La classification juridique des contrats d'assurances obéit à la nature des obligations de l'assureur lors de l'exécution du contrat. En cas de survenance d'un sinistre, l'assureur doit indemniser l'assuré en fonction de l'évaluation du préjudice subi. On parle, alors, d'assurance de dommage. Par contre, l'assurance de personne est relative au versement d'une somme forfaitaire déterminée au moment de la conclusion du contrat (M. Malumba et al, 2011).

Les compagnies algériennes classent leurs produits en deux principales branches. L'assurance non-vie ou dommages comprend les contrats automobiles, de responsabilité civile, incendie, multirisque habitation, engineering et transport, et, l'assurance vie regroupe l'assurance groupe (santé), l'assurance accident individuel et l'assurance vie.

Au 31 décembre 2013, le chiffre d'affaires du marché direct du secteur des assurances a atteint 113,9 milliards de dinars contre 99,3 milliards de dinars à la même période en 2012, dépassant ainsi les prévisions de clôture estimées à 109,4 milliards de dinars (au 30/09/2013) et occasionnant une évolution de 15% comparativement à la même période de 2012.

En y ajoutant le montant des acceptations internationales de la CCR qui s'élève à 2,6 milliards de dinars, le chiffre d'affaires 2013 atteint le montant global de 116,6 milliards de dinars. La part de la branche «Automobile» augmente de 1 point ; elle passe de 57% en 2012 à 58% en 2013 au détriment de la branche « IRD » qui passe de 35% à 33%. La structure de la production des autres branches n'a pas connu de grands bouleversements.

Le chiffre d'affaires réalisé par les sociétés d'assurances de personnes, au 31/12/2013, est estimé à 8 milliards de dinars, contre 6,5 milliards de dinars à la même période en 2012, soit une hausse de 22%. La performance est réalisée par la garantie « Prévoyance collective» avec un chiffre d'affaires de 2,6 milliards de dinars et un taux d'évolution de 24% (Revue de l'assurance, 2014).

A l'échelle continentale, le secteur algérien des assurances se porte relativement bien ; selon le classement établi sur la base des chiffres d'affaires 2012 et publié par la revue Jeune Afrique, des 100 meilleures compagnies africaines. En effet, les onze (11) des compagnies classées dans ce Top 100 sont algériennes.

La SAA occupe la quinzième (15ème) place en enregistrant un chiffre d'affaires de 277.233,91 millions de dollars soit 13 millions de plus que l'année précédente ; ce qui lui a permis de gagner deux (2) places par rapport à l'année précédente.

Elle est suivie de près par la CAAT puis la CAAR et CCR occupant les positions 21, 22 et 23 respectivement. La CIAR (42ème) recule de quelques places mais garde sa stabilité en termes de chiffre d'affaires. Arrivant à la 70ème place, la 2A enregistre un total prime de 39, 570 millions de dollars.

En plus des compagnies susmentionnées, figurant dans le classement 2011, cinq autres sociétés algériennes font leur entrée dans ce Top 100. Il s'agit de la CNMA (45ème), d'Alliance Assurances (67ème), de la GAM (72ème), de SALAMA (76ème) et de la TRUST (96ème) (Bulletin de l'assurance, 2013).

L'évolution des contrats d'assurances automobiles figure dans le tableau suivant.

Tableau n° 1 : Evolution de la production automobile

En 10 ³ DA	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Automobile	15516	18873	21082	24540	29566	35337	39644	43647	52466
Dont flotte	4082	4912	5366	5982	7457	6284	7970	8905	10449
Particuliers	11434	13961	15717	18558	22109	29053	31674	34647	42017

Source : Notes statistiques, le marché de l'assurance automobile, CNA, 2012.

En termes de parts de marchés, la branche automobile s'impose dans le total du chiffre d'affaires du secteur et, ce, en dépit des différents projets d'investissements

lancés dans le cadre du programme de relance économique qui ont permis de booster la branche « IRD ». (Incendie, Risques Divers).

Le taux le plus important a été enregistré au titre de l'année 2012, en raison notamment de l'augmentation des tarifs de la garantie « Tout risque » ainsi qu'à la limitation des remises accordées par les sociétés d'assurance.

La compagnie SAA, étant spécialisée dans le domaine de l'automobile, justifie sa première place avec 35,20% du marché national, la compagnie CAAR avec 12,10% et la compagnie CAAT 11,10%.

La CNMA détient, elle aussi, un pourcentage important de l'ensemble du portefeuille automobile car elle domine seule le secteur agricole.

Les données sont relatives aux succursales régionales Est (Annaba) des deux compagnies CAAR et SAA.

Tableau n° 2 : Présentation des données

A_i	N_t	N1	N2	...	N5
A1					
A2					
...				$X_{it}, W_{it}^{(*)}$	
A21					

(*) : Selon le modèle appliqué.

Ces dernières concernent les vingt-et-une agences de la CAAR; (A_i), $i=1, \dots, 21$, soit ($k=21$), sur une période de cinq ans (2008-2012), ($n=5$) et les vingt-quatre agences de la SAA, pour lesquelles les données sont disponibles : (B_i), $i=1, \dots, 24$ et ($k=24$), sur la même période (2008-2012), ($n=5$).

Ces données relatives aux montants moyens des sinistres sont tirées des bilans des sinistres automobiles matériels; les données concernant la responsabilité civile en sont exclues.

Les montants moyens des sinistres [X_{it}] sont présentés dans le tableau n°1 (annexe1), et le tableau n°3 (annexe3). Dans le tableau n°2 (annexe2) et le tableau n°4 (annexe4) figurent les poids w_{it} représentant des sinistres enregistrés pendant la période d'étude et pour chacune des agences des deux compagnies.

Nous allons présenter dans un premier point les résultats de notre étude et, dans un second point, on procèdera à leur discussion, en fonction des hypothèses de notre recherche.

II.2. Modèles de crédibilité :

Nous avons recouru aux modèles de Bühlmann et Bühlmann-Straub, pour vérifier les hypothèses émises à l'égard de notre étude sur la tarification automobile en Algérie, compte tenu des informations dont nous disposons pour la présente étude. Toutes les variables sont continues ; elles sont de nature quantitative.

II.2.1. Modèle de Bühlmann

Ce modèle (1967) prend en considération l'âge des sinistres; les assurés seront pénalisés différemment selon l'âge de la déclaration des sinistres.

L'approche de Bühlmann préconisée ne nécessite pas tellement d'observations historiques ; en effet, pour le calcul du facteur de crédibilité, elle prend en compte

l'ancienneté des sinistres. Elle se limite aux primes dépendant linéairement des observations.

En général, la prime à exiger, pour l'année (n+1) est :

$$C_0 + \sum_{j=1}^n C_j X_{ij} \quad \text{pour la police } i = 1, \dots, k.$$

Les coefficients C_i sont choisis de telle sorte à minimiser l'écart quadratique moyen.

Le modèle considère que les polices du portefeuille sont indépendantes, chaque contrat d'assurance représente un vecteur aléatoire de montants de sinistres pour chacune des années de la période considérée dans l'étude.

L'application du modèle nécessite la détermination de la moyenne (μ), de la variance σ^2 et du paramètre M^2 .

En général, les paramètres de structure étant inconnus, il faut les estimer.

La moyenne (μ) à priori est donnée par : $\mu = E[X_{it}] = E[\mu(\Lambda_{it})]$

C'est une espérance mathématique.

La variance (σ^2) à priori se décompose en : $\sigma^2 = v[X_{it}] = \Sigma^2 + M^2$

Σ^2 : mesure la part du hasard dans la variance à priori.

M^2 : mesure la part de la variance due à l'hétérogénéité du portefeuille.

Pour un portefeuille homogène, on a pratiquement $\mu(\lambda) = \mu$ et $M^2 = 0$. Toute valeur positive pour M^2 signifie que le portefeuille en question est hétérogène.

Afin de calculer les coefficients C_i et C_0 , nous devons procéder par étape ; on calcule, d'abord la covariance entre les montants annuels des sinistres. Soient s et t $\in N$, il vient :

$$C[X_{it}, X_{js}] = \sigma_{s,t} \Sigma^2 + M^2 \quad (\text{où } \sigma_{s,t} = 1 \text{ si } s = t \text{ et } 0).$$

Puis, la covariance entre les montants annuels des sinistres et la moyenne des primes. Soient t $\in N$, il vient

$$C[X_{it}, \mu(\Lambda_i)] = v[\mu(\Lambda_i)] = M^2$$

Et, enfin, on détermine les différents estimateurs de crédibilité :

C_1, \dots, C_n ; pour $k = 1, \dots, n$. On a donc un système de n+1 équations à n+1 inconnues, la prime de crédibilité linéaire pour l'année (n+1) est donc :

$$P(X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{in}) = \frac{\Sigma^2}{\Sigma^2 + nM^2} \mu + \sum_{k=1}^n \frac{M^2}{\Sigma^2 + nM^2} X_{ik}$$

Il s'agit d'une prime de crédibilité a priori ; le facteur de crédibilité est égal à :

$$\alpha = \frac{nM^2}{\Sigma^2 + nM^2}$$

Le facteur de crédibilité tend vers 1, lorsque le nombre d'observations tend vers l'infini. Et, d'après la formule ci-dessus, il croît avec M^2 qui mesure l'hétérogénéité du portefeuille.

Lorsque l'hétérogénéité du portefeuille augmente, le poids accordé à la prime d'expérience est d'autant plus grand. Par contre, lorsque Σ^2 , qui mesure les fluctuations observées au sein du portefeuille dues au hasard, augmente, le facteur de crédibilité baisse (M. Denuit et A. Charpentier, 2005).

II.2.2. Modèle de Bühlmann Straub

Le modèle de Bühlmann Straub introduit une pondération pour chaque observation. Il intègre une variable de volume w_{it} supplémentaire qui traduit l'importance de la police (i) au cours de l'année (t) au sein du portefeuille.

La prime pour l'année t+ 1 est estimée par :

$$P(Y_{j1}, \dots, Y_{jt}) = \frac{\sum^2}{\sum^2 + M^2 \omega_j} m + \frac{M^2 \omega_j}{\sum^2 + M^2 \omega_j} \frac{1}{\omega_j} \sum_{t=1}^r (\omega_j \cdot Y_{jt}) \text{ Où } \omega_j = \sum_{t=1}^r \omega_{jt}$$

Le facteur de crédibilité pour la police j est :

$$\alpha_j = \frac{M^2 \omega_j}{\sum^2 + M^2 \omega_j}$$

Et, la moyenne arithmétique des X_{it} est remplacée par une moyenne pondérée :

$$X_i = \frac{1}{\omega_i} \sum_{k=1}^n \omega_{ik} X_{ik}$$

Pour la police i, on estime μ (Λ_i) par $\hat{\mu}_i = X_i$.

$$\hat{\mu} = \frac{1}{\omega_{..}} \sum_{i=1}^k \omega_i \cdot \hat{\mu}_i = X_{..}$$

Au niveau du portefeuille, on utilise :

$$\sum^2 = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k \delta_i^2 = \frac{1}{k(n-1)} \sum_{i=1}^k \sum_{t=1}^n \omega_{it} (X_{it} - X_i)^2$$

Une estimation du paramètre M^2 est fournie par la formule suivante :

$$\hat{M}^2 = \frac{\omega_{..}}{\omega_{..} - \sum_{i=1}^k \omega_i} \left\{ \sum_{i=1}^k \omega_i (X_i - X_{..})^2 - (k-1) \hat{\sum}^2 \right\}$$

La prime de crédibilité va dépendre fortement de la pondération affectée aux différentes polices. Le type de pondération dépend du contexte lui-même.

Dans le modèle de Bühlmann-Straub, les facteurs de crédibilité varient d'une police à l'autre, selon le poids accordé à chacune d'elles. Il admet autant de facteurs qu'il y a de polices au sein d'un portefeuille (Pierre Théron, 2014).

III. Résultats :

III.1. Application du modèle de Bühlmann:

L'application du modèle de Bühlmann a permis d'obtenir les résultats suivants.

Pour la CAAR, sachant que ($k = 21$) et ($n = 5$), on estime la moyenne (μ), pour la police (i) par : $\hat{\mu} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n X_{it} = \mu = \frac{431288188,48}{21} = 20537532,78$

L'estimation de la variance relative à la police (i), \sum^2 , s'effectue par :

$$\hat{\sigma}_i^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{t=1}^n (X_{it} - X_i)^2$$

et on obtient : $\sum^2 = \frac{1,68194E+15}{21} = 8,00875E+13$

Le paramètre M^2 est estimé par : $\hat{M}^2 = \frac{1}{k-1} \sum_{i=1}^k (X_i - X_{..})^2 - \frac{\sum^2}{n}$ Soit, finalement :

$$\hat{M}^2 = 1,68716E+17 - \frac{8,00875E+13}{5} = 3,36848E+15$$

Le facteur de crédibilité vaut dans ce cas :

$$\alpha = \frac{nM^2}{\sum^2 + nM^2} = \frac{5 \cdot 6,16243E+16}{1,57945E+16 + (5 \cdot 6,16243E+16)} = \frac{1,68424E+16}{1,69225E+16} = 99,53\%$$

Et, pour la SAA, Sachant que ($k = 24$) et ($n = 5$), on estime la moyenne (μ), pour la

police (i) par : $\hat{\mu} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n X_{it} = \mu = \frac{580062123,4}{24} = 24169255,1$

L'estimation de la variance \sum^2 relative à la police (i), s'effectue par :

$$\hat{\sigma}_i^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{t=1}^n (X_{it} - X_i)^2$$

On obtient, finalement : $\sum^2 = \frac{3,43299E+17}{24} = 1,43041E+16$

Le paramètre M^2 est estimé par : $\hat{M}^2 = \frac{1}{k-1} \sum_{i=1}^k (X_i - X_{..})^2 - \frac{\sum^2}{n}$

Soit, finalement $\hat{M}^2 = 6,54805E+16 - \frac{1,43041E+16}{5} = 6,26197E+16$

Le facteur de crédibilité vaut dans ce cas:

$$\alpha = \frac{nM^2}{\sum^2 + nM^2} = \frac{5 \cdot 6,26197E+16}{1,43041E+16 + (5 \cdot 6,26197E+16)} \text{ Soit } \alpha = 95.63 \%$$

Le taux d'hétérogénéité au niveau des deux compagnies d'assurances est trop élevé et ne diffère pratiquement que de peu (3,89%).

III.2. Application du modèle de Bühlmann-Straub :

Le modèle procède par la détermination des moyennes des montants des sinistres et le poids relatif à chacune des agences (tableau suivant).

Tableau n°3: Montants moyens des sinistres de CAAR (2005-2008)

\bar{x}_1	\bar{x}_2	\bar{x}_3	\bar{x}_4	\bar{x}_5	\bar{x}_6	\bar{x}_7
42377,3621	25756,3388	25541,5545	32670,9614	30783,7627	49128,3068	26316,1316
\bar{x}_8	\bar{x}_9	\bar{x}_{10}	\bar{x}_{11}	\bar{x}_{12}	\bar{x}_{13}	\bar{x}_{14}
26793,4267	49726,863	41706,4394	35832,0705	24584,7852	36633,6733	33203,4591
\bar{x}_{15}	\bar{x}_{16}	\bar{x}_{17}	\bar{x}_{18}	\bar{x}_{19}	\bar{x}_{20}	\bar{x}_{21}
25922,4323	25267,008	27392,7872	28728,9707	31524,3354	32507,6467	34921,8545

Source : Elaborés par nous sur la base des annexes (1) et (2).

Le poids relatif de chacune des vingt et une agences (poids mesuré en nombre de sinistres) varie de 204 à 2450 ; une telle situation légitime l'utilisation du modèle de BS dans la tarification.

L'estimation des paramètres de structure s'effectue par l'application des différentes formules du modèle :

Estimation de μ : $\hat{\mu} = \frac{1}{\omega} \sum_{i=1}^k \omega_i \cdot \hat{\mu}_i = \frac{3445707852}{66190} = 52057.83128$.

Estimation \sum^2 : $\sum^2 = \frac{1}{21} (8,10663E+14) = 3,8603E13$.

Estimation de M^2 : $M^2 = \frac{66190}{66190 - 60467928} * (1,00616E + 15) = 15609424185$.

Une fois déterminés les différents paramètres de structure, il convient de calculer les facteurs de crédibilité relatifs à chacune des agences et déterminer les différentes primes (tableau). **Tableau n°4: facteurs de crédibilité α_i relatifs aux agences de la CAAR.**

Agence	A1	A2	A3	A4	A5	A6	A7
α_i	68,23%	72,51%	40,22%	76,48%	16,45%	60,31%	54,72%
Agence	A8	A9	A10	A11	A12	A13	A14
α_i	57,06%	40,29%	47,03%	27,04%	52,41%	42,02%	62,91%
Agence	A15	A16	A17	A18	A19	A20	A21
α_i	57,22%	48,47%	45,37%	63,84%	47,68%	39,50%	61,13%

Source : Elaboré par nous

Le facteur de crédibilité (α_i) varie entre 16,45% (A5) et 76,48% (A4). Le niveau d'hétérogénéité des portefeuilles varie également d'une agence à l'autre.

Pour le cas de la SAA, nous suivons la même procédure que précédemment.

Tableau n°5 : Montants moyens des sinistres de SAA (2005-2008)

\bar{x}_1	\bar{x}_2	\bar{x}_3	\bar{x}_4	\bar{x}_5	\bar{x}_6
20109,8864	19674,47166	21354,41595	23077,7445	27440,6463	655672,37
\bar{x}_7	\bar{x}_8	\bar{x}_9	\bar{x}_{10}	\bar{x}_{11}	\bar{x}_{12}
25221,9968	19889,6461	19707,5951	25075,14017	18296,78183	18021,57949
\bar{x}_{13}	\bar{x}_{14}	\bar{x}_{15}	\bar{x}_{16}	\bar{x}_{17}	\bar{x}_{18}
21660,7721	25869,42066	19723,6616	20221,9605	18616,751	23250,572
\bar{x}_{19}	\bar{x}_{20}	\bar{x}_{21}	\bar{x}_{22}	\bar{x}_{23}	\bar{x}_{24}
31666,23955	16949,81482	19528,8692	19673,46843	20447,3245	20190,8276

Source : Elaborés par nous sur la base des annexes (3) et (4).

Le poids relatif de chacune des vingt-quatre agences varie de 62 à 2216; une telle situation légitime l'utilisation du modèle de Bühlmann-Straub dans la tarification.

L'estimation des paramètres de structure s'effectue par l'application des différentes formules du modèle, en effet: $\hat{\mu} = \frac{1}{\omega} \sum_{i=1}^k \omega_i \cdot \hat{\mu}_i = X..$

Pour le portefeuille de la SAA on estime μ à **38667,1993**.

$$\hat{\Sigma}^2 = \frac{1}{K} \sum_{i=1}^k \hat{\sigma}_i^2 = \frac{1}{24+4} (2,71608E+15) = 2,82925E+13$$

$$\hat{M}^2 = \frac{\omega..}{\omega^2.. - \sum_{i=1}^k \omega^2 i} \left\{ \sum_{i=1}^k \omega_i \cdot (X_i. - X..) ^2 - (k - 1) \hat{\Sigma}^2 \right\}$$

$$M^2 = \frac{66190}{66190 - 60467928} * (1,00616E + 15) = 10987679270$$

Les facteurs de crédibilité relatifs à chacune des agences figurent dans le tableau suivant : **Tableau n°6 : Facteurs de crédibilité α_i relatif aux agences de SAA.**

Agence	α_i	Agence	α_i	Agence	α_i
B1	62,93%	B9	55,05%	B17	60,80%
B2	61,88%	B10	39,48%	B18	56,27%
B3	64,76%	B11	31,43%	B19	53,48%
B4	38,66%	B12	40%	B20	60,31%
B5	28,55%	B13	26,66%	B21	74,25%
B6	44,64%	B14	20,50%	B22	53,11%
B7	69,63%	B15	53,40%	B23	34,58%
B8	70,96%	B16	53,78%	B24	58,62%

Source : Elaboré par nous

Le facteur de crédibilité (α_i) varie entre 20,50 % (B15) et 74,25 % (B21).

Le niveau d'hétérogénéité des portefeuilles varie également d'une agence à l'autre.

Nous effectuons un test statistique sur la différence des facteurs de crédibilité pour les agences des deux compagnies.

Le facteur de crédibilité moyen est de 48,44%, avec un écart type de 14,6%, pour la CAAR, et pour la SAA, il est légèrement inférieur 50.57%, avec un écart type relativement plus élevé, 14.99%.

Les deux effectifs (21 et 24) sont inférieurs à 30; en supposant leurs variances égales et inconnues. La différence entre les moyennes suit, donc, une distribution de Student à (n_1+n_2-2) degrés de liberté.

Sur la base de l'hypothèse de l'égalité des variances, on utilise S_1 et S_2 , pour estimer respectivement les deux écarts types (Salvatore D., 1986).

$$S^2 = \frac{(n_1 - 1) * S_1^2 + (n_2 - 1) * S_2^2}{(n_1 + n_2 - 2)} = \frac{20 * 0.146^2 + 23 * 0.1499^2}{21 + 24 - 2} = \frac{0.943}{43} = 0,0219333$$

$$\sigma_{\bar{x}_1 - \bar{x}_2} = \sqrt{\frac{S^2}{n_1} + \frac{S^2}{n_2}} = \sqrt{\frac{0,021226}{21} + \frac{0,021226}{24}} = 0,4425$$

$$t = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sigma_{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}} = \frac{0,0213}{0,4425} = 0.04813$$

La valeur de $t = 0.048$ avec 43 degrés de liberté est largement inférieure à la valeur tabulée qui est de 2,017. Les moyennes des facteurs de crédibilité de la CAAR sont significativement indifférentes de celles de la SAA ; on peut considérer que les moyennes des facteurs de crédibilité sont identiques pour les agences des deux compagnies.

IV. Calcul de primes de crédibilité :

Nous cherchons ici à calculer les primes théoriques obtenues avec les modèles de crédibilité pour les deux compagnies.

IV.1. Calcul des primes de la CAAR selon le modèle de Bühlmann-Straub :

La prime de Bühlmann prend la forme suivante $\hat{\alpha} \bar{x}_i + (1 - \hat{\alpha}) \hat{\mu}$ On peut donc calculer les primes de Bühlmann pour chaque agence et les résultats figurent dans le tableau ci-dessous : **Tableau n° 7 : les primes de crédibilité CAAR**

Agence	Prime de BS	Agence	Prime de BS
A1	45453,08	A12	12884,68
A2	18675,98	A13	15393,23
A3	10272,86	A14	20886,67
A4	24985,53	A15	14833,21
A5	5063,12	A16	12247,67
A6	29630,63	A17	12428,34
A7	14401,12	A18	18339,74
A8	15288,37	A19	15029,65
A9	327410,90	A20	12839,90
A10	19616,43	A21	21348,41
A11	9687,62		

Source : Elaborés par nous.

IV.2. Calcul de primes de la SAA suivant le modèle de Bühlmann-Straub:

La prime de Bühlmann-Straub prend la forme : $\hat{\alpha} \bar{x}_i + (1 - \hat{\alpha}) \hat{\mu}$ On peut également calculer les primes individuelles de Bühlmann-Straub pour chaque agence (tableau).

Tableau n° 8 : les primes de crédibilité SAA

Agence	Prime	Agence	Prime
B1	26988,2916	B13	5774,67334
B2	12174,7039	B14	5303,38327
B3	13828,1808	B15	10532,9798
B4	8922,29399	B16	10875,1998
B5	7834,89496	B17	11319,2386
B6	292667,357	B18	13082,5477
B7	17561,5298	B19	16934,6393
B8	14113,0984	B20	10222,769
B9	10848,2525	B21	14500,2846
B10	9900,56717	B22	10447,7416
B11	5749,82589	B23	7070,4504
B12	7196,97617	B24	11836,2445

Source : Elaborés par nous.

Nous effectuons un test statistique sur la différence des primes pour les agences des deux compagnies d'assurance.

La prime moyenne est de 32224,626 avec un écart type de 68156,25 pour la CAAR, et pour la SAA, elle est de 23153,5885 avec un écart type relativement moins élevé, 57595,1989.

Les deux effectifs (21 et 24) sont inférieurs à 30; en supposant leurs variances égales et inconnues. La différence entre les moyennes des primes suit, donc, une distribution de Student à (n_1+n_2-2) degrés de liberté.

Sur la base de l'hypothèse de l'égalité des variances, on utilise S_1 et S_2 , pour estimer respectivement les deux écarts types (Salvatore D., 1985).

$$S^2 = \frac{(n_1 - 1) * S_1^2 + (n_2 - 1) * S_2^2}{(n_1 + n_2 - 2)} = \frac{20 * 68156.2473^2 + 23 * 57595.1989^2}{21 + 24 - 2} = \frac{1,69201E + 11}{43} = 3934912570$$

$$\sigma_{\bar{x}_1 - \bar{x}_2} = \sqrt{\frac{S^2}{n_1} + \frac{S^2}{n_2}} = \sqrt{\frac{3934912570}{21} + \frac{3934912570}{24}} = 18743,8384$$

$$t = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sigma_{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}} = \frac{1741,274814}{18743,8384} = 0.093$$

La valeur de $t = 0,093$ avec 43 degrés de liberté est largement inférieure à la valeur tabulée qui est de 2,017. Les primes ne diffèrent pas significativement dans les deux compagnies en question.

V. Discussion :

La première hypothèse émise suggère que les différentes agences se caractérisent par un niveau faible d'hétérogénéité, quant aux sinistres, du fait des conditions d'exercice de leurs activités dans le cadre des compagnies algériennes d'assurances.

Pour vérifier la première hypothèse, nous nous sommes basés sur le modèle de Bühlmann qui nous donne une appréciation globale sur le niveau d'hétérogénéité du portefeuille des sinistres des compagnies, en distinguant, d'un côté, les fluctuations dues au hasard et, d'un autre côté, les fluctuations relatives au portefeuille lui-même.

Le modèle de Bühlmann utilisé pour tester cette hypothèse par le biais du facteur de crédibilité calculé (alpha) et surtout sa valeur relativement élevée (99.53% et 95.63%, respectivement) nous permet de conclure sur l'infirmité de cette hypothèse. Les agences de la CAAR et la SAA enregistrent des portefeuilles de sinistres hétérogènes, d'un niveau élevé. La deuxième hypothèse suggère que les deux compagnies d'assurance connaissent des différences notables en matière de tarification, eu égard le niveau élevé d'hétérogénéité de leur portefeuille. Pour vérifier cette seconde hypothèse, nous avons procédé par comparaison des primes que nous aurons déterminées pour chacune des agences des deux compagnies d'assurances. Effectivement, en matière de tarification, les primes moyennes varient d'une agence à l'autre, pour les deux compagnies. Mais, cette différence n'a aucune significativité statistique ; le test statistique effectué nous a permis d'accepter l'égalité des moyennes des primes. On est donc consentant pour réfuter la seconde hypothèse.

La troisième hypothèse est relative au fait que les facteurs de crédibilité au niveau des agences varient d'une compagnie à l'autre.

Le niveau d'hétérogénéité varie d'une agence à l'autre, en matière de sinistres, du fait de certaines particularités relatives aux différentes agences et de l'importance de celles-ci dans le portefeuille des compagnies elles-mêmes.

Nous nous sommes basés sur la détermination des facteurs de crédibilité pour les différentes agences des deux compagnies.

Nous avons enregistré, effectivement, des différences. Les taux de crédibilité des agences de la CAAR varient dans un intervalle plus large que celui dans lequel varient ceux des agences de la SAA.

Le modèle de Bühlmann-Straub appliqué pour procéder au test de cette hypothèse montre, par les différents facteurs de crédibilité, que le niveau d'hétérogénéité au sein du portefeuille de la CAAR varie effectivement d'une agence à l'autre. On enregistre une variation de σ^2 de 16.45% à 76.48% pour la CAAR et de 20,50 % à 74,25% pour la SAA. Par conséquent, cette hypothèse se trouve confirmée. L'étendue de l'intervalle des facteurs de crédibilité pour les agences de la CAAR est relativement plus large (60.03) que celle de l'intervalle des facteurs de crédibilité des agences de la SAA (53,75). Cependant, cette différence n'est pas statistiquement significative; le test statistique effectué nous a permis d'accepter l'hypothèse nulle (l'égalité des moyennes des facteurs de crédibilité entre les deux compagnies), on est donc consentant pour rejeter la troisième hypothèse.

Conclusion :

Cet article traite le sujet de la crédibilité des primes d'assurance automobiles dans les deux grandes compagnies algériennes à savoir la CAAR et la SAA.

Les résultats sont comparables sur le plan de l'hétérogénéité du portefeuille et des primes. Il ressort de notre étude que les portefeuilles des deux compagnies sont très hétérogènes, avec un facteur de crédibilité relativement élevé (99.53% et 95,63%).

Toutefois, ce niveau d'hétérogénéité varie d'une agence à l'autre. En effet, en considérant le poids relatif de chacune d'elles dans le portefeuille des compagnies, le facteur de crédibilité évolue entre 16.45% et 76.4% pour la CAAR et entre 20,50% et 74,25% pour la SAA. Les différences enregistrées au niveau des paramètres de crédibilité pour les différentes agences des deux compagnies ne sont pas statistiquement significatives. Les compagnies d'assurances (CAAR et SAA) se caractérisent par un niveau d'hétérogénéité assez élevé et des primes relativement identiques. Cependant, les facteurs de crédibilité de la CAAR sont relativement plus élevés que ceux de la SAA. Il est bon de remarquer que l'intervalle de variation de ces facteurs de crédibilité pour la SAA est plus étroit que celui de la CAAR. Ces facteurs de crédibilité sont relativement plus concentrés pour la SAA que pour la CAAR. Toutefois, les primes de la CAAR sont plus proches des primes calculées par l'utilisation du modèle de BS, ce qui n'est pas contraire à la théorie de crédibilité.

Référence :

Angers, J-F., Desjardins, D., Dionne, G. (2004), Modèle Bayésien de tarification de l'assurance des flottes de véhicules, revue « L'actualité économique », vol 80, n° 2-3, p253-303.

Benilles, B. (2011), l'évolution du secteur Algérien des assurances, colloque international « Les sociétés d'Assurances Takaful et les sociétés d'assurances Traditionnelles Entre la Théorie et l'Expérience Pratique », université Farhat Abbes – Sétif- 25-26 Avril.

Boulanger, F. (1993), individualisation du risque en assurance automobile ; le journal de la société de Paris, tome 134, n°1, p31.

Boutaleb, K. (2012), Le développement du secteur des assurances et réassurance en Algérie : réalité et perspectives. Colloque international « L'industrie de l'assurance : réalité et perspectives de développement », université Hassiba Ben Bouali – Chlef. 03-04 December, p09.

Bulletin des assurances, (4^{ème} trimestre 2013), N°25 documentation CNA, p5.

Charpentier, A. (2007), la crédibilité : un pasteur et un philosophe pour soutenir les actuaires, publication FFSA, N° ISBN 2-912916-99-0, p03.

- Dahchour, M., Dionne, G. (2002)**, Pricing of Automobile Insurance Under Asymmetric Information: a Study on Panel Data, Working Paper 01-06 May, HEC Montréal, ISSN: 1206-3304.
- Degiovanni, P., Hassan, H., Julien, J.-Y. (1998)**, utilisation du Scoring pour la tarification et la sélection des risques en automobile.
- Delavernette, A., Jumel, H. (1997)**, étude et tarification des flottes automobiles.
- Denuit, M., Charpentier, A. (2005)**, Mathématique de l'assurance non-vie, Tome II : tarification et approvisionnement, Economica. pp.185-243
- Documentation CNA. (2004)**, Indice RI & Révision Tarif RS. p.03
- Gibello, H., Lebrun, B. (2010)**, Crédibilisation de provisionnement non vie, Centre d'études actuarielles, p.40
- Gonnet, G. (2010)**, étude de la tarification et de la segmentation en assurance automobile.
- Marcel Malumba- Kenga T et Pierre Devoder. (2011)**, L'organisation du marché des assurances et l'impact de l'industrie des assurances sur l'économie. Étude du LOUVAIN SCHOOL OF MANAGEMENT RESEARCH INSTITUTE, p18.
- Ordonnance n° 74-15**, modifiée et complétée par la loi 88-31 du 19 juillet 1988.
- Paglia, A. Martial, V. GUINVARC'H, P. (2011)**, tarification des risques en assurance non-vie, une approche par modèle d'apprentissage statistique, bulletin Français d'actuariat, Vol. 11, n°22, p 49 – 81.
- Revue de l'assurance, (2013)**, N°2 – documentation CNA, p.27
- Revue de l'assurance, (Janvier- Avril 2014)**, N°05 documentation CNA, p56-58.
- Salama, D., Amrouche, T., Gherouti, M. (2006)**, actuariat et assurance, première journée d'actuariat UAR-USTHB sur l'environnement et Méthodologies de travail de l'actuaire, 15 avril, Présenté par les actuaires de la SAA, CAAR, CNA.
- SALVATORE Dominick, Georges Loudiere (1986)**, Econométrie et statistique appliquée : cours et problèmes (traduction), Collection: Série schaum (New-York, Etats-Unis) ISBN/ISSN/EAN : 978-2-7042-1083-1, p119.
- Thérond, P. (2013-2014)**, Théorie de la crédibilité, documentation de l'Institut de Science Financière et d'Assurances - Université Lyon I.

ANNEXES :Annexe n°1: Montant de sinistres X_{it} en 10³ de la CAAR

ki	mt	2008	2009	2010	2011	2012
A1		34590343,9	42803742	35245930,8	52561122,1	62704314,5
A2		29708,9386	46229569,8	36667786,8	36785425,8	50433882,9
A3		6206871,62	8938319,83	8699704,75	7676297,65	11516325,2
A4		38228110,7	58454972	44819191,5	55993580,2	68511113,2
A5		2621005,93	2367055,85	2677018,11	3245566,92	4265748,2
A6		38660612,9	54767927,6	4490922,41	45168193,3	43894679,4
A7		7955494,42	13405712,9	11849838,7	19241580,5	27206303,9
A8		7990176,24	12996331,4	16976575,5	22895485,4	28309955,5
A9		7855585,26	17901445,2	13022898,08	14876969	30381500,9
A10		14602762,5	15546576,1	11491986,5	19169994,5	31943801,7
A11		5113829,57	3525868,65	4704825,6	7493039,71	12414597,9
A12		10230914,5	9697479,8	13336898	11377071,3	23162473,9
A13		8563939,62	12420513,1	11120672,8	14528275,4	19856716
A14		25724537	29268976,5	24260109,1	29501037,5	32260430,6
A15		12700632,2	15341177,2	19358420,2	16387664,2	23052254,4
A16		5643732,38	10041975,4	12985832,2	10853911,7	20003619,3
A17		5603555,05	9892322,04	9494164,65	14667846,1	17319109,6
A18		15246602,4	23600969,2	21864634,8	26694257,7	39604315,4
A19		9586989,51	14108691,9	15838085,6	15107192,3	17297574
A20		4278864,05	8272660,04	9314096,11	11552717,7	19731664,4
A21		15233523,7	19868192,9	27651618,7	33259484,1	41544365,5

Source : Documents CAAR

Annexe n°2: Nombre de sinistres (poids w_{it}) des agences de la CAAR

ki	Wt.	2008	2009	2010	2011	2012
A1		720	1062	925	1148	1523
A2		1314	1562	1022	887	1821
A3		276	345	306	297	461
A4		894	1428	1638	1732	2450
A5		115	101	52	104	121
A6		429	714	993	923	747
A7		250	508	432	632	1205
A8		386	568	566	801	1007
A9		259	283	390	378	380
A10		352	492	367	404	609
A11		124	106	152	148	398
A12		496	499	546	462	755
A13		146	348	342	338	641
A14		664	916	752	862	1053
A15		502	549	733	588	978
A16		292	420	538	498	608
A17		240	379	375	513	573
A18		516	885	658	987	1375
A19		372	562	430	391	527
A20		174	310	239	342	570
A21		406	569	812	929	1223

Annexes n°3: Montant de sinistres Xit en 10³ de la SAA

Agences	2008	2009	2010	2011	2012
B1	10139151,5	14911723,3	17706707	20901754,7	24261086,9
B2	10548505	15963176,7	15019314,7	19710964,1	20997331
B3	15178225,5	24509143,3	16956956	19370138,1	25013279
B4	5271502,5	8728512,47	7495355,8	5696561,55	10263247
B5	2642160,95	6888040,94	4727547,12	5353890,57	8624785,43
B6	10011026,2	12081782,7	10882155,4	9858373,81	1318342502
B7	13766949,7	17040362,6	22520862,1	29182074,9	66375197,7
B8	14565786,6	21559111,8	25090765,2	23335836,9	40574263,3
B9	8160663,39	10481160,8	12168836,1	13228479,6	18098907,5
B10	4671042,7	6394615,33	7136903,17	11286582,3	12637092
B11	2278596,96	3203449,42	4611777,71	5018764,47	6477614
B12	3398189,23	5488948,58	5281756,84	7985496,99	8698552,45
B13	2739434,79	3310599,27	4497216,15	4206117,52	5521115
B14	1703316,19	1783907,49	4080557,01	3416217,63	6193297
B15	9533326,39	9348904,86	12060843,1	11096640,4	16164810,7
B16	4839529,82	7989883,88	11895986,5	14717659,1	21141934,3
B17	8965862,76	13627283,3	15089964,9	14372896,5	22299296
B18	8794101,4	1349764,83	16028102,9	18665409	32191767
B19	4564755,86	9486855,01	24035801,1	30602173,1	25042484
B20	8798264,62	11441087,2	15582391,1	12451934,4	18050948
B21	14948377,9	22057307,2	24372551,5	32523099,2	51100518
B22	5523943,69	11374591,3	10340319,5	10844420,5	19284559
B23	1716946,79	3128655,51	3953762,77	5308167,61	13721276
B24	3473983,35	9857908,29	14361759	18932608,6	27029880

Source : Documentation SAA

Annexe n°4: Nombre de sinistres (poids w_{it}) des agences de la SAA

Ki	Wt.	2008	2009	2010	2011	2012
B1		722	561	939	1137	1013
B2		575	827	741	1117	920
B3		585	998	979	1003	1166
B4		195	444	287	307	390
B5		116	154	140	303	316
B6		392	438	352	412	482
B7		659	481	622	1925	2216
B8		592	1032	999	1631	2037
B9		383	501	455	658	1156
B10		155	246	271	436	572
B11		117	223	215	362	263
B12		231	282	307	439	453
B13		94	170	193	172	307
B14		62	90	179	97	236
B15		497	531	531	645	747
B16		200	405	570	873	948
B17		340	606	977	904	1167
B18		405	528	617	814	949
B19		196	259	743	886	876
B20		506	614	1125	717	951
B21		1027	1113	1084	1916	2285
B22		274	446	388	557	1251
B23		86	148	182	275	670
B24		109	321	522	866	1830

Source : Documentation SAA.