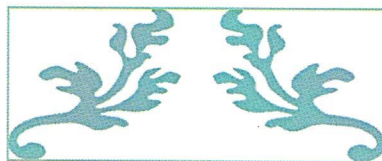


**INSTITUT INTERNATIONAL DES ASSURANCES
(IIA)**



**BANQUE DES ETATS
D'AFRIQUE CENTRALE**

**INSTITUT DE SCIENCE FINANCIÈRE ET
D'ASSURANCES
(ISFA)**



**TARIFICATION D'UNE COMPLÉMENTAIRE SANTÉ À
DESTINATION DES SENIORS : LE CAS DU FONDS SANTÉ DES
RETRAITÉS DE LA BEAC (BANQUE DES ÉTATS DE L'AFRIQUE
CENTRALE)**

**Mémoire rédigé en vue de l'obtention d'un Master en Actuariat
par**

FOBOSSO TSAPLAC Steve

Élève Actuaire



SOUS L'ENCADREMENT DE :

Éric Maniable

(Actuaire)

Encadreur Académique

Josué Djoblona

(Directeur de la CRBC)

Encadreur Professionnel

1-ère promotion IIA-ISFA 2019-2021

TABLE DES MATIÈRES

DÉDICACES	iii
REMERCIEMENTS.....	iv
LISTES DES TABLEAUX.....	v
LISTES DES FIGURES ET GRAPHIQUES	vi
ABRÉVIATIONS	vii
RESUME.....	ix
ABSTRACT	x
INTRODUCTION.....	1
Chapitre1 : Assurance santé en zone CIMA (Conférence Interafricaine des Marchés de l'Assurance)	3
1. Assurance santé en zone CIMA	3
a. Assurance maladie de la sécurité sociale.....	4
b. Complémentaire santé	8
2. La réglementation en santé en zone CIMA	11
a. Les accords Interprofessionnels de la BEAC	12
3. Caractéristiques de la population sénior.....	14
a. Descriptions du portefeuille d'études	15
b. Consommation par âge dans notre portefeuille d'étude.	17
Chapitre II : Étude des méthodes de provisionnement pour la tarification santé	20
1. Formalisme théorique.....	20
a. Rappels des régressions linéaires classiques	20
b. Introductions aux Modèles Linéaires Généralisés (GLM)	21
c. La distribution de Tweedie	22
d. Estimations des coefficients par la méthode de Maximum de vraisemblance	25
e. Les tests d'adéquation	26

f. La modélisation : coût-fréquence	31
2. Statistiques descriptives du portefeuille	33
a. Portefeuille représentatif de la population Senior	33
b. Traitement et analyse des données	34
c. Analyse Descriptive du portefeuille	35
Chapitre III : Implémentation des méthodes actuarielles d'une couverture complémentaire sur le portefeuille de la BEAC	44
1. Généralités.....	44
2. Dépendance	45
a. Le coefficient de corrélation.....	45
b. Présentation des produits du Fonds de Santé la BEAC en étude.....	46
3. Tarification à l'aide d'un Modèle Linéaire Généralisé	50
a. Création des Variables.....	50
b. Traitement des données	52
4. Comparaison de la tarification obtenue par la méthode directe et par la méthode du GLM	60
a. Méthode directe et méthode du GLM par famille d'acte	60
b. Méthode directe et méthode du GLM par tranche d'âge.....	61
5. Validité des modèles	64
CONCLUSION.....	67
RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES.....	68
ANNEXES.....	I

DÉDICACES

*Spécialement dédié à ma maman **Fanwa**
Gambeu Jeannette, à mon feu père papa
Tsaplac Calixte et ma grande mère **Youmoé**
Marie.*

*Combien sont aimables Ami(e)s et Ennemi(e)s qui par leurs mobiles provoquent en nous la hargne
qui nous pousse à partir plus loin que prévu*

REMERCIEMENTS

Je tiens à remercier L'IIA et l'ISFA de m'avoir donné la possibilité de réaliser mon rêve qui est celui de devenir Actuaire.

Mes remerciements vont à l'endroit de :

- **Mr Josué DJOBLONA**, mon encadreur professionnel qui en plus du travail technique a su me montrer l'intérêt social du métier d'actuaire.
- **Mr Eric MANIABLE**, mon encadreur académique pour ses interventions critiques sur les aspects techniques et constructifs.
- **La BEAC** pour m'avoir permis d'effectuer mon stage académique au sein de cet illustre établissement.

Je voudrais adresser toute ma gratitude à **MANTHO TSAPLAC Malène**, qui m'a soutenue tout au long de ce mémoire. Merci pour ta disponibilité, tes conseils et l'aide technique que tu m'as apportée. J'ai appris énormément en t'écoutant.

Merci également à tous ceux qui m'ont donné des éléments de réponses via des échanges fortuits comme **Claudia KENMOE**.

Merci à mes frères **KUENMOÉ Trésor**, **PÉDIE FANWA Loïc**, **MANTHO TSAPLAC Malène**, **MOGOU TSAPLAC Gildas**, qui ont toujours été ma force. À **KENGNE MAKOU DJOU Nadine Yolande** pour sa générosité à mon égard.

Un Merci particulier va à l'endroit de :

- **YOU MOÉ Marie** ma grande mère qui n'a jamais cessé de m'encourager.
- **FANWA GAMBEU Jeannette** Ma mère, « la Dame de toute les situations » qui ne s'est jamais lassée en termes d'efforts pour que je demeure sur le droit chemin.

LISTES DES TABLEAUX

Tableau 1 : lois usuelles de la famille exponentielle.....	24
Tableau 2 : Déviance pour les lois usuelles	30
Tableau 3 : statistiques des données supprimées	34
Tableau 4 : Coefficient de corrélation.....	46
Tableau 5 : prime pure de premier ordre.....	49
Tableau 6 : Variables sélectionnées pour la modélisation de la fréquence par famille d'acte .	53
Tableau 7 : Variables sélectionnées pour la modélisation du coût moyen par famille d'acte .	54
Tableau 8 : AIC fréquence	55
Tableau 9 : cout moyen	55
Tableau 10 : tarification par poste.....	57
Tableau 11 : coefficients de la modélisation de la fréquence par le GLM pour la famille d'acte Consultation	58
Tableau 12 : Portefeuille pour chaque tranche d'âge	59
Tableau 13 : Coefficient pour la modélisation de la fréquence et le coût par le GLM pour 55 ans.....	59
Tableau 14 : Déviance résiduelle pour la fréquence par famille d'acte	64
Tableau 15 : Déviance résiduelle pour les couts moyens par famille d'acte	64
Tableau 16 : validité des lois pour la modélisation de la fréquence par tranche d'âge.....	65
Tableau 17 : Validité des lois pour la modélisation du coût moyen par tranche d'âge	65
Tableau 18 : prime pure par extrapolation avec la méthode directe	66
Tableau 19 : Prime pure par extrapolation avec la méthode du GLM	66

LISTES DES FIGURES ET GRAPHIQUES

Figure 1 : Schéma de remboursement de la sécurité sociale	6
Figure 2 : Schéma de consultation pour Malaria chez le médecin généraliste.....	7
Figure 3 : Schéma de consultation pour l'acquisition d'une paire de lunettes.....	Error!
Bookmark not defined.	
Figure 4 : Schéma du MRSS	10
Graphique 1 : Nombre de contrats par tranche d'âge.....	14
Graphique 2 : Pyramide des âges au Cameroun en 2020	15
Graphique 3 : Pyramide des âges en Afrique Centrale en 2020.....	16
Graphique 4 : Pyramide des âges du portefeuille en étude	16
Graphique 5 : Consommation en prestation santé avec l'âge pour les hommes et les femmes	17
Graphique 6 : Consommation totale par tranche d'âge par famille d'acte.....	18
Graphique 7 : Consommation optique pour les hommes et les femmes	18
Graphique 8 : Coût moyen de dépenses en optique	19
Graphique 9 : Effectifs par tranche d'âge dans notre portefeuille	35
Graphique 10 : Répartition des bénéficiaires par sexe dans notre portefeuille	36
Graphique 11 : Répartition des bénéficiaires par âge et par sexe	36
Graphique 12 : Répartition par sollicitation d'établissement sanitaire	37
Graphique 13 : Coûts moyens des sinistres par tranche d'âge	37
Graphique 14 : Coûts moyens des sinistres par tranche d'âge et par sexe	38
Graphique 15 : Contrats par poste de soins.....	38
Graphique 16 : Répartition des effectifs du portefeuille par poste et par genre.....	39
Graphique 17 : Taux de sinistralité d'ordre 1, 2 et 3 du portefeuille.....	41
Graphique 18 : Répartition des dépenses santé par acte	42
Graphique 19 : Fréquence du coût des sinistres par tranche du portefeuille	43
Graphique 20 : Exemple d'extrapolation	63
Graphique 21 : Extrapolation obtenue avec les tarifs de la méthode directe	63
Graphique 23 : répartition des bénéficiaires par âges	I

ABRÉVIATIONS

AIC	Akaike Information Criterion
BEAC	Banque des États de l'Afrique Centrale
BIC	Bayesian Information Criterion
BRSS	Base de Remboursement de la Sécurité Sociale
CCAM	Classifications Communes des Actes Médicaux
CEMAC	Communauté Economique et Monétaire de l'Afrique Centrale
CIMA	Conférence Interafricaine des Marchés de l'Assurance
CIPRES	Conférence Interafricaine de la Prévoyance Sociale
CRBC	Caisse de Retraite de la Banque Centrale
D	Déviance résiduelle observée
DM	Dispositifs Médicaux
EIOP	European Insurance and Occupational Pensions Authority
emv	Estimateur du maximum de vraisemblance
FR	Frais Réelle
FSR	Fonds Santé des Retraités de la BEAC
GLM	Generals lineairs Models
IARD	Incendies Accidents Risques Divers
MCR	Minimum Capital Requirement
MLG	Modèles Linéaires Généralisés
MRSS	Montant Remboursé par la Sécurité Sociale
NSLT	Risque Santé Similaire à la Non vie
OMD	Objectifs du Milliénaire de Développement

OMS	Organisation Mondiale de la Santé
PF	Participation Forfaitaire
SCR	Solvency Capital Requirement
SLT Santé	Risque Santé Similaire à la Vie
SS	Sécurité Sociale
TC	Tarif de Convention
TM	Ticket Modérateur
TR	Taux de Remboursement

RESUME

La complémentaire santé est un système d'assurance maladie qui complète celui de la sécurité sociale en intervenant sous forme d'un complément de remboursement des soins. Il est courant de monter les tarifs de la prime pure par des méthodes telles que : la méthode directe, la méthode des modèles linéaires généralisés, le modèle de Bühlmann-Straub et bien d'autres. En ce qui concerne ce mémoire, aucune méthode n'était imposée. Deux méthodes ont été utilisées à savoir la méthode directe et la méthode du modèle linéaire généralisé pour rechercher la prime pure en effectuant une tarification par poste de garantie et par tranche d'âge.

Avant de parvenir au volet tarification, le tour de l'assurance santé a été fait en zone CIMA (Conférence Interafricaine des Marchés d'Assurance) en présentant notamment les principaux acteurs, le rôle important de la réglementation et les risques considérés.

Le Modèle Linéaire Généralisé jadis et même toujours très utilisé en assurance automobile s'adapte aussi parfaitement en assurance santé. Avant de décrire toutes les étapes aboutissant à la détermination de la prime pure, le principe de cette méthode a été rappelé en commençant par la description des variables, la sélection, la modélisation jusqu'à l'extrapolation linéaire.

Après avoir déterminé les tarifs par la méthode directe et par le Modèle Linéaire Généralisé, une comparaison des tarifs obtenus a été effectuée afin de ressortir les tarifs qui reflètent au mieux les réalités de notre portefeuille d'étude.

Parvenu au terme de cette étude, la prime pure obtenue par la méthode du GLM s'élève à **438 003,2 FCFA** tandis que celle obtenue par la méthode directe s'élève à **359 527 FCFA** en tenant compte du portefeuille global. Étant donné que l'objectif était de déterminer la prime pure chez la population senior, une extrapolation a été faite en utilisant la méthode du GLM dont les résultats par tranche d'âge étaient plus convaincants. L'on a déterminé que :

- la prime pure pour les 60 ans est de **472 214,3 F CFA** ;
- la prime pure pour les 70 ans est de **572 034,9 F CFA**.

Mots-clés :

Assurance santé – Assurance complémentaire – Modèle Linéaire Généralisé –

Sélection de variables – Tarification.

ABSTRACT

Supplementary health insurance is a health insurance system that complements the social security system by providing additional reimbursement for health care. It is common to construct pure premium rates by using methods such as: the direct method, the generalized linear models, the Bühlmann-Straub model and many others. In our dissertation, no method was imposed, we opted for two methods to develop our rates, namely the direct method and the generalized linear model. In our work, we have used these two methods to find the pure premium by pricing according to the benefit item and the age group.

Before getting to the pricing part, we have reviewed the health insurance sector in the CIMA (Inter-African Conference on Insurance Markets) zone, presenting the main players, the important role of regulation and the risks considered.

The Generalized Linear Model, which was once and still is widely used in car insurance, is also perfectly suited to health insurance. We have recalled the principle of this method and described all the steps for defining the pure premium, starting from the description of the variables, the selection, the modelling to the linear extrapolation.

After defining the rates using the direct method and the Generalized Linear Model, we have made a comparison of the rates obtained in order to highlight the rates that best reflect the realities of our study portfolio.

At the end of this study, the pure premium obtained by the GLM method amounts to 438,003.2 FCFA while that obtained by the direct method amounts to 359,527 FCFA taking into account the overall portfolio. Since the objective was to determine the pure premium in the senior population, an extrapolation was made using the GLM method whose results by age group were more convincing. It was determined that:

- the pure premium for 60 years old is 472 214.3 F CFA;
- the pure premium for 70 years old is 572 034.9 F CFA.

Keywords :

Health Insurance – Complementary Insurance – Generalized Linear Model –
Selection of variables – Pricing

INTRODUCTION

La sécurité sociale désigne un ensemble de dispositifs et d'institutions publiques, parapubliques ou privées qui ont pour fonction de protéger les individus des conséquences d'évènements ou de situations diverses, généralement qualifiés de « risques sociaux » (maladie, vieillesse, décès, invalidité, perte d'emploi involontaire, maternité ou emprisonnement. Elle revêt deux aspects, l'un sur le plan fonctionnel et l'autre sur le plan institutionnel. C'est l'un des défis majeurs que les états, les organismes inter-états et les entreprises cherchent à relever particulièrement sur le volet sanitaire. Le souci d'assistance et de solidarité en cas de survenance de maladie est un facteur de cohésion sociale perspicace. C'est dans ce sens que la Banque centrale des états de l'Afrique centrale (BEAC) nourrit un fort intérêt à travers la résolution de cette problématique sociale pour son personnel particulièrement pour le personnel dit « seniors » (le personnel ayant atteint l'âge de la retraite), à travers le projet de mise en place d'une assurance maladie facultative. L'assurance santé est un secteur qui ne cesse de connaître des réformes réglementaires dans la zone CIMA (Conférence Interafricaine des marchés de L'Assurance). Ceci dans l'objectif de maîtriser les dépenses en santé et de contrôler les tarifs mis en place par les opérateurs proposant les produits en complémentaire santé. L'intérêt est de garantir aux adhérents une couverture sociale optimale, de réduire à presque néant les limites de fraude venant de l'adhérent et d'éradiquer les lenteurs dans les procédures de prises en charge chez les proposant.

Dans le cadre du présent mémoire, la première partie sera consacrée à l'étude de l'environnement de l'assurance santé en zone CIMA, les évolutions de la réglementation de la branche assurance santé, la particularité de la population dite « sénior », la nature des contrats et les caractéristiques des populations seniors de la BEAC.

La deuxième partie de ce mémoire sera consacrée à la présentation du portefeuille d'étude. Ceci dans l'objectif de simuler la mise en vigueur des contrats dits responsables et d'appliquer les niveaux de garanties cibles à l'ensemble des contrats et des produits, à l'évaluation de la consommation en santé chez les seniors de la BEAC.

La troisième partie quant à elle sera consacrée à la mise en place des modèles linéaires généralisés (GLM), à déterminer les résultats et les tests d'adéquation, à étudier par poste de garantie la dépendance entre le coût moyen et la fréquence. Il est à noter que lorsqu'il y'aura

indépendance entre le coût moyen et la fréquence, nous allons privilégier l'approche fréquence-coût moyen, à analyser les résultats puis à évaluer la cohérence de la prime modélisée obtenue.

Chapitre 1 : Assurance santé en zone CIMA (Conférence Interafricaine des Marchés de l'Assurance)

L'objectif de ce mémoire est d'établir une complémentaire santé à destination des seniors de la banque des états de l'Afrique centrale (BEAC). Sur la base des prestations des produits de complémentaire santé offerte par le fonds de santé de la BEAC, une étude sera faite sur le comportement de la population assurée dans son ensemble et celle des seniors afin de déceler les particularités de celle destinée à notre étude.

Dans la première partie de ce travail, il sera question d'étudier l'environnement et l'évolution en matière de réglementation de l'assurance santé en zone CIMA (Conférence Interafricaine des Marchés des Assurances), la particularité de la population dite « sénior », la nature des contrats et les caractéristiques de la population sénior de la BEAC.

1. Assurance santé en zone CIMA

C'est dans l'optique de combattre la pauvreté dans la majorité des États, y compris les États africains, que bon nombre de dirigeants en accord avec les OMD (Objectifs du Millénaire de Développement) tels que promues par les Nations Unies, ont opté pour l'adoption des réformes visant à améliorer les conditions de vie des populations. Ces réformes avaient pour objectifs de lutter contre la pauvreté, la faim, la dégradation de l'environnement, l'analphabétisme, la discrimination à l'encontre des femmes et en particulier la maladie. Le constat fait est que l'état de santé d'une population impacte de façon directe sa productivité et par conséquent son niveau de développement. Par exemple, la maladie épidémique Ebola a fait plus de 3000 victimes en Afrique de l'Ouest depuis janvier 2014. Outre ces décès, cette maladie a occasionné de graves conséquences économiques pour les ménages à savoir, la fermeture des frontières, l'abandon des fermes provoquant la hausse des prix des denrées alimentaires, les dépenses d'urgence consacrées aux services de santé impactent considérablement les budgets de fonctionnement des états ce qui contribue à une diminution considérable de la croissance économique. Si l'épidémie d'Ebola a fait d'énormes ravages, ces ravages se sont fait ressentir particulièrement sur le continent africain. La pandémie à Corona virus quant à elle a paralysé la vie sociale, économique et sanitaire de la quasi-totalité des pays du globe terrestre. De nouvelles habitudes de vie ont vu le jour, les conséquences endurées à cause de la Covid 19 se

sont accentuées, plusieurs activités de la vie quotidienne ont été arrêtées voyage, transport interurbain, écoles fermées, perte d'emploi, réduction de salaire, activités lucratives aux arrêts. Une paralysie générale de l'économie sur la scène internationale s'est fait ressentir.

Selon L'OMS (Organisation Mondiale de la Santé) les enfants en bonne santé apprennent mieux et des adultes en bonne santé gagnent mieux leur vie. Après plusieurs années, il apparaît de toute évidence le constat amer selon lequel en santé, l'objectif est loin d'être atteint. L'OMS estime à 2400 milliards de dollars par an le manque à gagner dû à l'état de santé des populations sur le continent africain. Les États de la zone CIMA n'ont pas encore réussi à offrir aux populations un état de santé optimal, ceci, quelle qu'en soit la tranche d'âge ce qui impacte de façon drastique le développement de l'Afrique dans son entièreté. L'assurance santé dans la Zone CIMA regroupe trois principaux intervenants jouant un rôle important dans les dépenses en matière de santé : **l'assurance maladie, la complémentaire santé et les services offerts par les professionnels de la santé**. De nouvelles réformes en matière de santé doivent être envisagées, dans la zone CIMA, l'accès aux soins de qualité n'est pas encore une réalité ceci est dû à une production insuffisante en énergie électrique, la rareté de l'eau potable, l'insuffisance en nombre du personnel de santé, le manque d'infrastructures adéquates dans les centres de santé, les politiques gouvernementales ne favorisant pas le fonctionnement du système sanitaire, les us et coutumes africains, les infrastructures routières et les mécanismes de prises en charge le plus souvent lents, le coût des soins jugé en général élevé, le nombre très élevé des patients dans les hôpitaux publics en général au-delà de leur capacité d'accueil.

Tout de même, le marché de l'assurance santé de la zone CIMA, est prometteur avec une classe moyenne qui demande de plus en plus des solutions locales, adaptées et accessibles localement.

En attendant que les systèmes publics de sécurités sociales équitables se mettent en place dans la zone CIMA, les assureurs (courtiers ou compagnies) essayent de proposer des solutions individuelles ou collectives selon la nature du contrat, « contrat au premier franc, contrat complémentaire ».

a. Assurance maladie de la sécurité sociale

La sécurité sociale a été fondée en 1945, à la fin de la Deuxième Guerre mondiale, dans le but d'assurer la protection des individus face aux conséquences financières de certains

risques (décès, accident, maladie, charges familiales, vieillesse, perte d'emploi). Bien qu'elle ne soit pas répandue en Afrique, car très peu de pays africains consacrent au moins 15% de leur budget aux soins de santé.

Le Rwanda est le pays africain qui a décidé de fournir une assurance maladie universelle ouverte à tous. Le taux de couverture de son régime national communautaire est le plus élevé du continent. À travers les mutuelles de santé, la population couverte s'estime à environ 91%, ceci malgré le fait que le pays a un revenu national parmi les plus faibles en Afrique.

Mécanismes de remboursement de la Sécurité Sociale

Ce régime de base est obligatoire dans la plupart des pays qui ont rendu le régime de sécurité sociale obligatoire, car, il permet aux adhérents de rentrer en possession presque toujours en partie ou en totalité des frais encourus pour les différentes prestations de santé. Les différentes prestations médicales (consultation, opération, achat de lunettes, achats de médicaments...) sont référencées par un code acte selon la **Classification Commune des Actes Médicaux (CCAM)**. Si le sinistre faisant l'objet d'une prestation n'est pas référencé, alors cette prestation n'est pas considérée comme remboursable par le régime de Sécurité Sociale. (Exemple : frais de cure de désintoxication ...).

A chaque code acte est associé un montant de remboursement de base dit **Base De Remboursement de la Sécurité Sociale (BRSS)** ou **Tarif de Convention (TC)**.

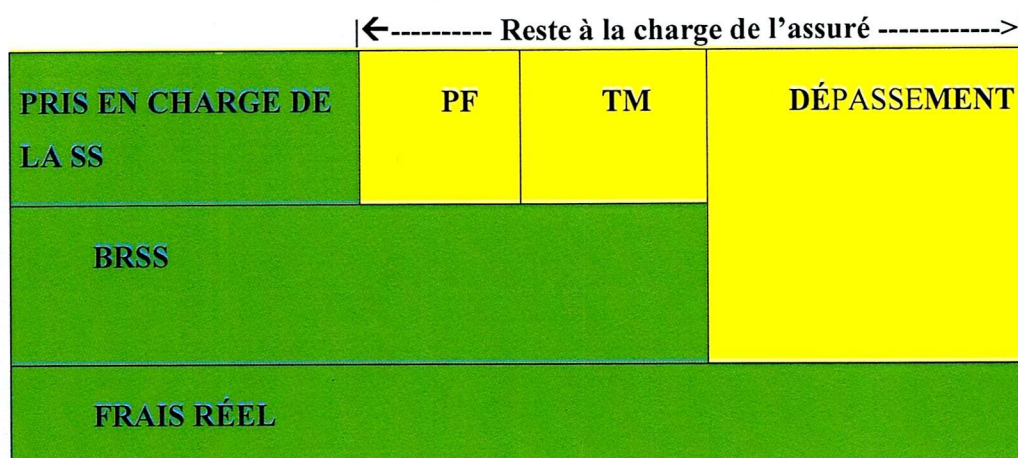
Le dépassement est la différence entre les **frais réels (FR)** et le **(BRSS)**. Les frais engendrés par le dépassement ne sont pas pris en charge par la Sécurité Sociale.

Le taux de Remboursement (TR) est un taux définit par la sécurité sociale appliquée à la **BRSS**.

Le Ticket Modérateur (TM) est la différence entre la **BRSS** et la part prise en charge par la Sécurité Sociale. L'on peut également appliquer pour certains actes médicaux (consultations, actes réalisés par un médecin, examens radiologiques, analyses biologiques, analyses médicales) et aux assurés ayant atteint la maturité (18ans) une **Participation Forfaitaire (PF)**.

La Sécurité Sociale rembourse les adhérents selon la formule : **BRSS * TR – PF**

FIGURE 1 : SCHEMA DE REMBOURSEMENT DE LA SECURITE SOCIALE



Source : Mes calculs

Exemple1

- Une consultation pour un cas de Malaria auprès d'un médecin généraliste agréé a généré les montants en FCFA ci-dessous :

- Frais Réel (FR) = 117 500
- Base de Remboursement de la Sécurité Sociale (BRSS) = 117 500
- Taux de Remboursement (TR) = 80%
- Participation Forfaitaire (PF) = 10 000

$$\begin{aligned}\text{Le montant remboursé par la Sécurité Sociale (MRSS)} &= \text{FR} * (\text{TR}) - (\text{PF}) \\ &= 117\,500 * 80\% - 10\,000 \\ &= 84\,000\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\text{Reste à charge assuré} &= \text{FR} - \text{MRSS} \\ &= 117\,500 - 84\,000 \\ &= 33\,500\end{aligned}$$

Exemple2

- L'acquisition d'une paire de lunettes a généré les montants en FCFA ci-dessous :

- Frais Réel (FR) = 180 000
- Base de Remboursement de la Sécurité Sociale (BRSS) = 120 000
- Taux de Remboursement = 75%
- Participation Forfaitaire = 0

$$\text{Le montant remboursé par la Sécurité Sociale} = \text{FR} * (\text{TR}) - (\text{PF})$$

$$= 180\,000 * 55\% - 0$$

$$= 99\,000$$

$$\text{Reste à charge assuré} = \text{FR} - \text{MRSS}$$

$$= 180\,000 - 99\,000$$

$$= 81\,000$$

FIGURE 2 : SCHEMA DE CONSULTATION POUR MALARIA CHEZ LE MEDECIN GENERALISTE

Pris en charge de la SS = 84 000	PF= 10 000	TM = 23 500
BRSS = 117 500		
Frais Réel = 117 500		

Source : Mes calculs

FIGURE 3 : SCHEMA DE CONSULTATION POUR L'ACQUISITION D'UNE PAIRE DE LUNETTES

Pris en Charge de la SS 99 000	TM =21 000	PF
BRSS = 120 000		Dépassements = 60 000
Frais Réel = 180 000		

Source : Mes calculs

Selon la nature des prestations, la part prise en charge par la Sécurité Sociale en régime obligatoire ou facultatif peut être jusqu'ici relativement élevée. Une solution pour pallier à cette situation serait de souscrire à une assurance complémentaire pour la santé auprès d'une compagnie d'assurance ou d'un organisme assureur.

b. Complémentaire santé

Les types de structures assurantielles en matière de santé

D'après les rapports de l'OMS (Organisation Mondiale De La Santé) de 2018, la proportion des personnes âgées d'au moins 60 ans dans la population mondiale devrait presque doubler à partir de 2020 passant de **12 % à 22 %**. La population âgée de 60 ans et plus va dépasser celui des enfants d'au moins 5 ans. En 2050, **80%** des personnes âgées vivront dans les pays à revenu faible ou intermédiaire. Le vieillissement de la population est donc bien plus rapide que par le passé. Partout dans le monde, les gens vivent plus longtemps. De nos jours, la plupart des gens ont une espérance de vie supérieure à 60 ans. D'ici à 2050, on s'attend à ce que la population mondiale âgée de 60 ans et plus atteigne 2 milliards de personnes contre **900 millions** en 2015.

Tous les pays doivent relever des défis majeurs pour préparer leurs systèmes sociaux et de santé de façon à tirer le meilleur parti de cette mutation démographique.

Les organismes qui sont autorisés à offrir des couvertures en complémentaire santé dans la zone CIMA sont les compagnies d'assurance, les institutions de prévoyance sociales et les mutuelles.

Différentes formes juridiques soumises chacune à des règles bien ficelées encadrent la mise en place d'une activité assurantielle. Nous avons entre autres : les entreprises régies par le Code des Assurances (Code CIMA), les mutuelles régies par le Code de la Mutualité, les Institutions de prévoyance régies par le Code de la Sécurité Sociale (CIPRES).

Le rôle de la complémentaire Santé

L'assurance complémentaire santé a pour rôle de prendre en charge en partie ou dans son entièreté les dépenses de santé non remboursées par le régime de la Sécurité Sociale dans le cas où la Sécurité sociale fonctionne ou dans le cas ou selon les dispositions établies par tout autre organisme de couverture en maladie. Les organismes d'assurance complémentaire interviennent en complément de la Sécurité Sociale.

Mécanismes de remboursement de la complémentaire santé

Selon la nature de la prestation, l'organisme en charge de la complémentaire santé établit différents niveaux de remboursement dont il est important de comprendre en premier les différents mécanismes des remboursements.

Le montant restitué par la Sécurité Sociale est établi sur une base de remboursement (tarif de responsabilité) à laquelle s'appliquera un taux de remboursement pour une garantie donnée. Le tarif de responsabilité est un tarif forfaitaire fixé par voie conventionnelle ou réglementaire, le plus souvent nettement inférieur aux frais réellement engagés.

La différence entre la base de remboursement et la somme remboursée par la Sécurité Sociale est appelée le **Ticket Modérateur** et il reste à la charge de l'assuré. À ce **Ticket Modérateur** s'ajoutent les Dépassements et les prix facturés par les professionnels de santé. C'est la somme du **Ticket Modérateur** et des dépassements qui servent de base de remboursement pour les complémentaires. Les remboursements peuvent s'exprimer comme un complément du remboursement déjà effectué par la Sécurité Sociale.

Exemple :

- Expression en pourcentage du Ticket Modérateur : 150% TM
- Expression en Forfait : 82 000FCFA

Le remboursement peut également être établi comme un montant global, y compris le remboursement de la Sécurité Sociale inclus. La part de l'assureur sera la différence entre le montant global et le montant déjà remboursé par la Sécurité Sociale.

Exemple :

- En frais Réels : 100% FR
- En pourcentage de la base de Remboursement de la Sécurité Sociale : 200% BRSS

Tous les remboursements sont effectués dans la limite des frais encourus. Certains actes non pris en charges par la Sécurité Sociale peut être pris en charge par la Complémentaire Santé (par exemple les cas de chirurgie ...). Le montant du remboursement sera généralement un montant forfaitaire

Cas Pratique

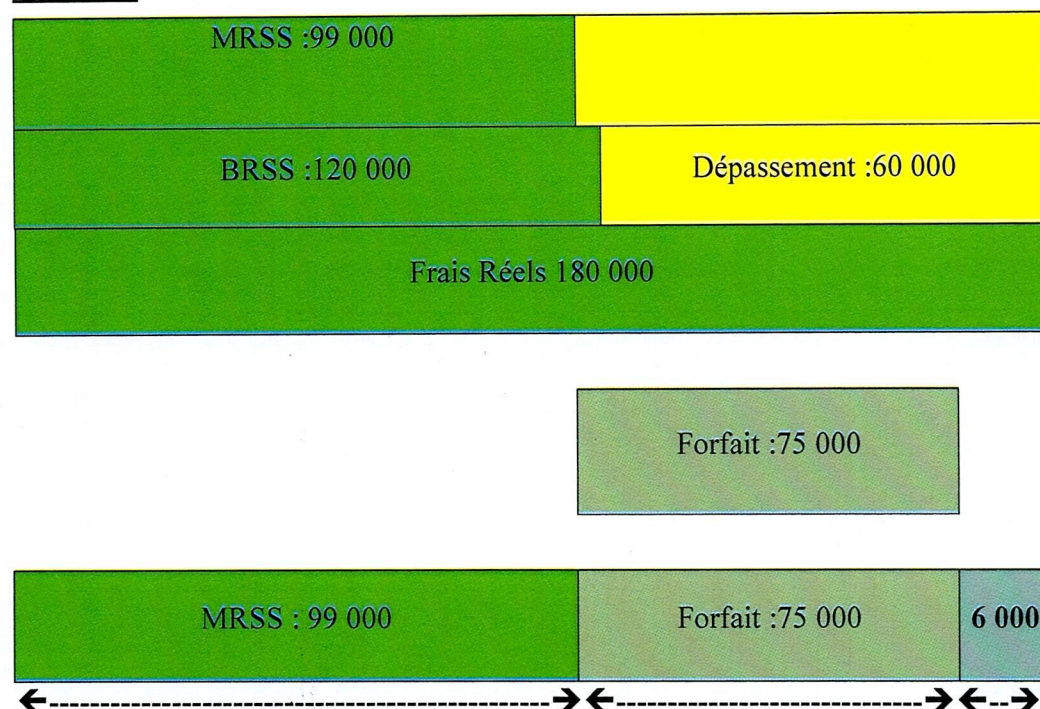
Pour l'achat d'une paire de lunettes (montants en FCFA)

- Frais Réel (FR) = 180 000
- Le montant remboursé par la Sécurité Sociale = 99 000
- Niveau de Remboursement de la Complémentaire Santé : 75 000

Total remboursé à l'assuré : $75\,000 + 99\,000 = 174\,000$

Reste à charge de l'assuré : $180\,000 - 174\,000 = 6\,000$

FIGURE 4 : SCHEMA DU MRSS



Classification des prestations santé

Pour la tarification de notre produit, nous avons décidé dans le cadre de notre mémoire de distinguer 9 familles d'actes pouvant nous permettre d'effectuer la modélisation de la tarification de notre produit cible.

1. Les soins courants : les soins courants sont ceux qui regroupent généralement les actes de dépistage, de médecine naturelle, et les interventions d'auxiliaires médicaux.
2. Les consultations : consultations médicales et spécialisées, les actes de préventions.
3. Les radios : examens biologiques et radiologiques.
4. Hospitalisation : c'est l'admission d'un patient dans un centre hospitalier ou clinique
5. Les pharmacies : pour l'achat des médicaments et accessoires de santé.
6. Soins dentaires : ils comprennent les soins conservateurs (détartrage, traitement d'une carie, dévitalisation, etc.), les actes prophétiques en honoraires libres et les traitements orthodontiques.
7. Optique : pour l'acquisition des lunettes, les lentilles, et la chirurgie réfractive.
8. Les dispositifs médicaux (DM) ou appareillages : c'est une aide matérielle à la vie ou à certains traitements (appareils auditifs, les fauteuils roulants).

9. Autres : regroupe les actes qui ne sont pas classifiés dans les catégories précédentes, y compris les laboratoires.

Dans le cadre du présent mémoire, nous réaliserons une tarification par tranche d'âge en fonction des niveaux de garantie exprimés par sous-poste dont la description sera faite en annexe (Annexe1).

Nous utiliserons l'histoire des prestations survenues dans notre portefeuille d'études pour effectuer nos différentes modélisations.

Chaque acte est classifié à une des prestations en fonction des familles d'actes ou sous postes citées plus haut.

2. La réglementation en santé en zone CIMA

L'assurance santé dans la zone CIMA connaît de nombreuses réformes dont l'objectif pour les institutions étatiques est celui de trouver l'équilibre entre les objectifs de santé publique et pérennité financière. Cela implique de définir efficacement le périmètre des soins, l'étendue des frais de prises en charge, le mode de remboursement et l'amélioration du niveau de la qualité des soins.

Des partenariats avec des réseaux de distribution éprouvés et étendus peuvent permettre de remédier au faible niveau de couverture de l'assurance maladie des secteurs (formel, informel) en Afrique au moyen de la mise en place par les états de la sécurité sociale. Les réformes impliquant un non-engagement de la sécurité sociale se traduisent par un transfert de prise en charge par la complémentaire santé. Certaines réformes ont pour objectif aussi de rendre l'assuré plus responsable et de réduire sa consommation en santé sans réduire ses remboursements.

Pour notre mémoire, nous utiliserons un historique de données de la population salariale camerounaise. Nous allons nous atteler à comprendre tous les changements réglementaires survenus, leurs impacts sur les produits de la BEAC et effectuer l'interprétation des données du système.

a. Les accords Interprofessionnels de la BEAC

C'est la résolution du 02 juillet 2020, adoptée lors de la session extraordinaire, sur proposition du conseil de surveillance, créant le régime de santé destiné à assurer la couverture médicale des retraités de la BEAC, dénommé « Fonds des Retraités », en abrégé FSR.

Le FSR est alimenté par des prélèvements sur les résultats administratifs, techniques et financiers du régime de retraite, ainsi que sur les rentes des retraités ayant choisi de bénéficier des prestations du fonds et par des subventions du fonds de solidarité de la CRBC et éventuellement celles de la banque centrale.

Le Fond de Santé de la CRBC a pour mission essentielle de conduire, dans les conditions et modalités fixées par le conseil de surveillance et l'Assemblée Générale de la CRBC, toute action susceptible d'offrir aux retraités et à leurs conjoint(e)s une couverture médicale de qualité. Il repose sur un système d'assurance maladie qui complète celui de la Sécurité Sociale lorsqu'il existe, en intervenant sous forme d'un complément de remboursement de soins. Il est à noter que l'adhésion au FSR est volontaire pour tous les retraités de la BEAC. Tout retraité désirant adhérer au FSR doit expressément en manifester la volonté, au moment de son départ à la retraite, par demande écrite adressée au Gestionnaire de la CRBC.

Objet de la garantie

La garantie offerte par le Fonds de Santé de la BEAC a pour objet la prise en charge des frais médicaux, pharmaceutiques, d'analyses et d'imageries médicales, chirurgicaux et d'hospitalisation, consécutifs à une prescription médicale.

Étendue de la garantie

Les frais médicaux exposés par les adhérents sont pris en charge par le Fonds dans la limite des taux, tarifs et plafonds prévus par le présent Règlement.

La garantie du Fonds s'exerce dans les pays de la CEMAC (Communauté Économique et Monétaire de l'Afrique Centrale). Elle est étendue en cas de déplacement ou de résidence hors de la CEMAC, dans la limite des tarifs en vigueur prévus par le présent Règlement.

Les garanties sont constituées ainsi qu'il suit :

i- En cas d'Hospitalisation

La prise en charge des hospitalisations s'effectue en fonction de la durée du séjour de l'adhérent dans l'établissement de santé ainsi qu'il suit :

- 80% jusqu'à 6 mois ;
- 60 % à partir du 7^e mois ;
- 40 % à partir du 10^e mois ;
- 30 % à partir du 13^e mois ;

Les frais d'hôtellerie sont pris en charge dans la limite des tarifs en vigueur des hôpitaux de référence, validés par le conseil de surveillance, sur proposition du gestionnaire.

ii- En cas des soins d'orthodontie, prothèses dentaires et prothèses auditives

- Prothèses dentaires supportées à 80 %, limite plafond annuel = 300 000 FCFA
- Soins d'orthodontie y compris les appareils plafonnés à 500 000 FCFA (tous les 2 ans)
- Prothèses auditives remboursées tous les 02 ans à la hauteur de 80 %, plafond = 300 000 FCFA.

iii- Frais d'optique

- Les verres médicaux sont remboursés à hauteur de 80 %
- Les montures sont prises en charge à hauteur de 20 % du coût total des lunettes ;

Plafond = 60 000 FCFA.

- Les frais d'optique sont remboursables une seule fois tous les (02) ans

iv- Frais de kinésithérapie et de la rééducation fonctionnelle

- Il concerne les frais de massage et de rééducation fonctionnelle consécutifs à une pathologie médicale, à l'exclusion de tout autre massage, qui sont remboursés à hauteur de 80 % par le Fonds.

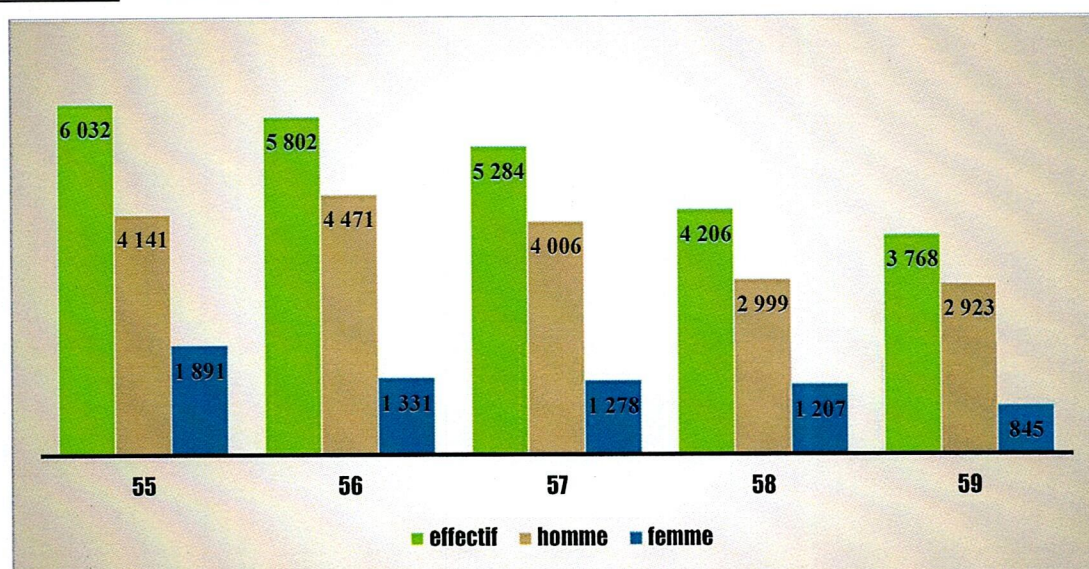
Toutes les dispositions prises par le Fonds de Santé sont à l'endroit des adhérents du Fonds.

Situation du portefeuille Santé de la BEAC

Nous commencerons par montrer l'évolution du nombre de contrats, puis l'exposition et le chiffre d'affaires sur les produits de santé de la BEAC. Notons que la base est constituée des assurés âgés de 55 ans à 59 ans.

- Le nombre de contrats correspond au nombre de contrats distincts couverts durant l'exercice. Un même contrat peut couvrir plusieurs bénéficiaires (l'assuré principal et son épouse par exemple).
- L'exposition indique le nombre de bénéficiaires couverts durant l'exercice en prenant en compte la durée dans le portefeuille
- Le chiffre d'affaires ici représente les primes perçues durant l'exercice.

GRAPHIQUE 1 : NOMBRE DE CONTRATS PAR TRANCHE D'ÂGE



Source : Base de données de santé senior.

3. Caractéristiques de la population sénior

On constate que les dépenses en santé augmentent significativement dans la zone CIMA et particulièrement en Afrique centrale où se retrouve le personnel retraité de la BEAC. C'est donc conscient de ce fait, et en tenant aussi compte de la réduction du salaire à la retraite que la BEAC a pris l'initiative de mettre sur pied une complémentaire santé destinée aux séniors.

Il est important de faire une étude particulière sur les particularités de cette population, notamment en ce qui concerne la consommation en santé.

a. Descriptions du portefeuille d'études

La description du portefeuille va nous aider à illustrer les comportements des adhérents du Fonds de Santé de la BEAC.

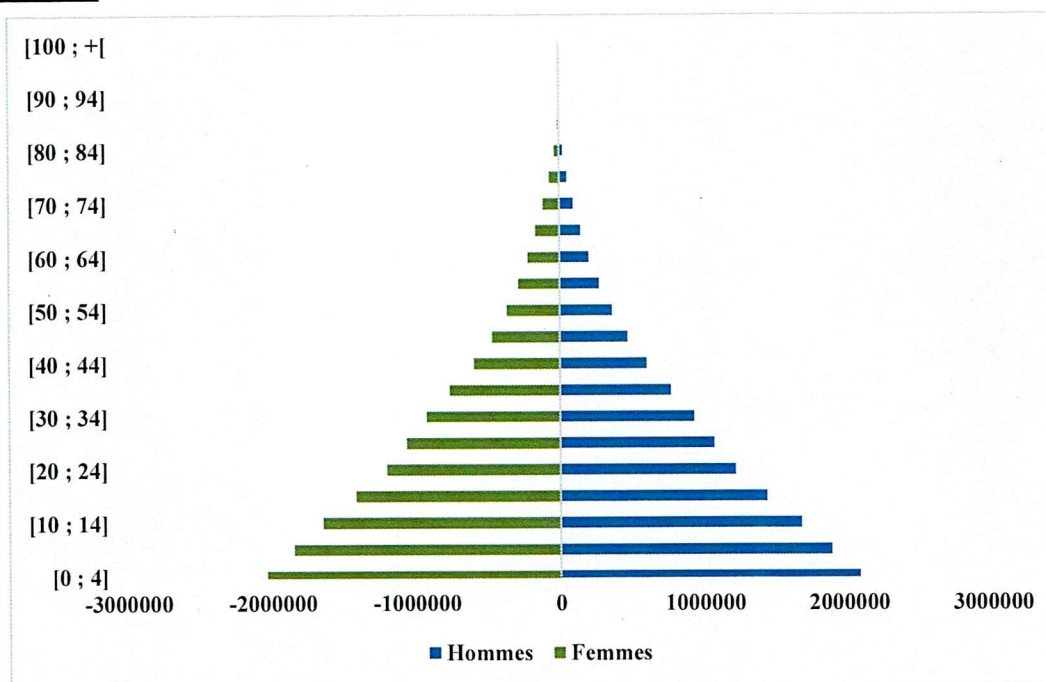
Pyramide des âges

On considère dans cette partie qu'on est en possession des portefeuilles représentatifs de la population nationale respectivement au Cameroun puis en Afrique Centrale.

Notre portefeuille comporte 2188 adhérents. Nous nous proposons de réaliser une étude comparative en matière de statistique descriptive de base sur notre base de données et celles des statistiques du Cameroun et de l'Afrique Centrale respectivement.

i- Au Cameroun

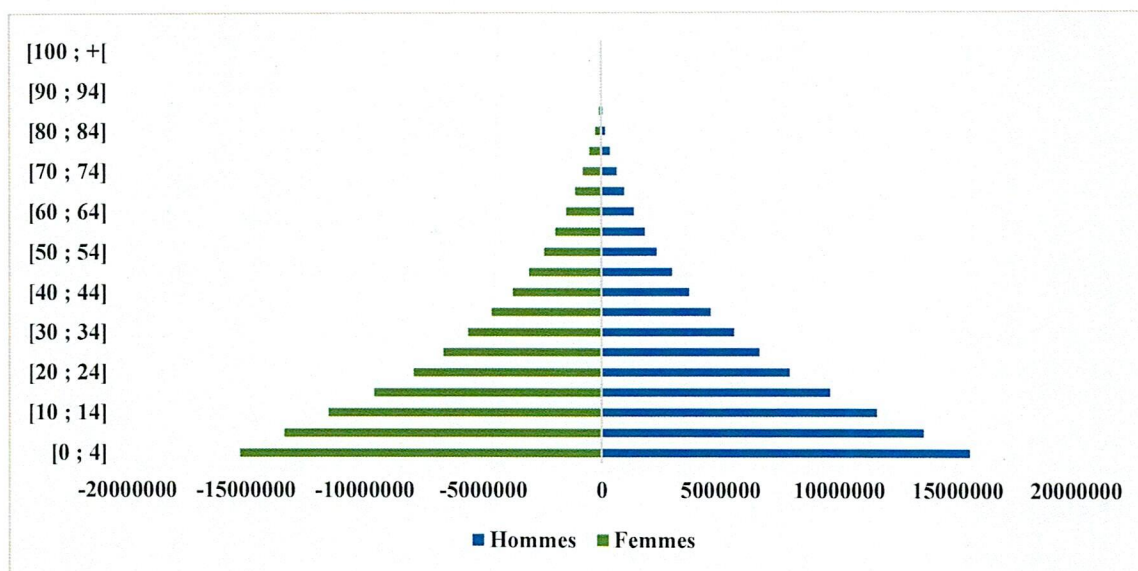
GRAPHIQUE 2 : PYRAMIDE DES AGES AU CAMEROUN EN 2020



Source : Base de données de santé senior.

ii- En Afrique Centrale

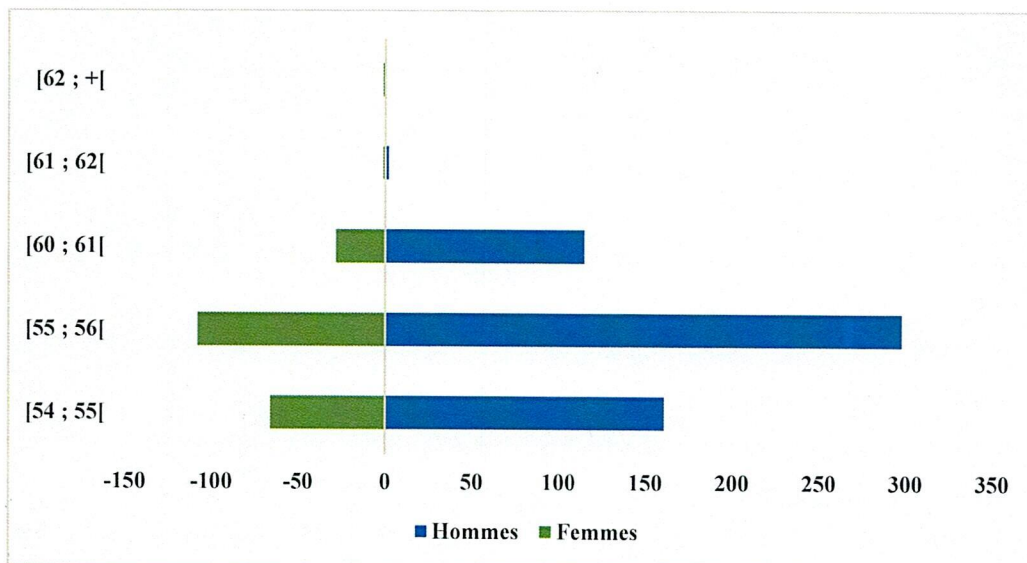
GRAPHIQUE 3 : PYRAMIDE DES AGES EN AFRIQUE CENTRALE EN 2020



Source : données INS 2020.

iii- Pyramide des âges de notre portefeuille

GRAPHIQUE 4 : PYRAMIDE DES AGES DU PORTEFEUILLE EN ETUDE



Source : Base de données de santé senior

L'étude de la pyramide des âges en Afrique Centrale et au Cameroun nous présente une proportion de la population des Séniors qui est importante. La diminution de la population importante qui s'effectue avec l'âge bien qu'elle soit inévitable peut néanmoins être atténuée

grâce à une prise en charge médicale et un suivi adéquat. Cette diminution de la population renforce au plus haut degré l'intérêt de notre étude.

Bien que notre base de données ne comporte pas d'individus âgés de 60 ans et plus, à travers l'étude de la pyramide des âges du Cameroun et de l'Afrique centrale nous constatons la diminution du genre masculin élevée comparativement à celui féminin.

En Afrique Centrale, à partir de la tranche d'âge = [60 ans ; 64 ans] nous constatons que le pourcentage des hommes restant dans le portefeuille Afrique Centrale est de **47,7 %** et celui des femmes est de **52,3 %**.

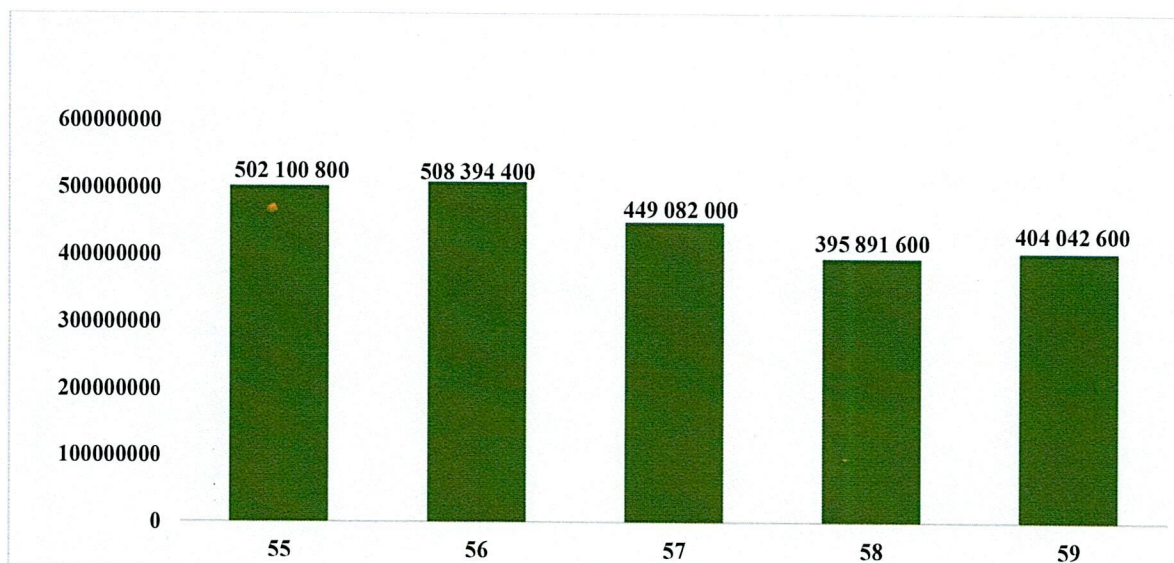
Au Cameroun, le pourcentage des hommes restant dans le portefeuille Cameroun pour la tranche d'âge égale à [60 ans ; 64 ans] est de **47,71 %** pour les hommes et **52,28 %** chez les femmes.

b. Consommation par âge dans notre portefeuille d'étude.

La consommation en prestation santé avec l'âge pour les hommes et les femmes se montre sur le graphique ci-dessous.

À travers les avis récoltés chez les médecins, le personnel soignant et les pharmaciens, la consommation en prestation santé augmente avec l'âge chez la population sénior.

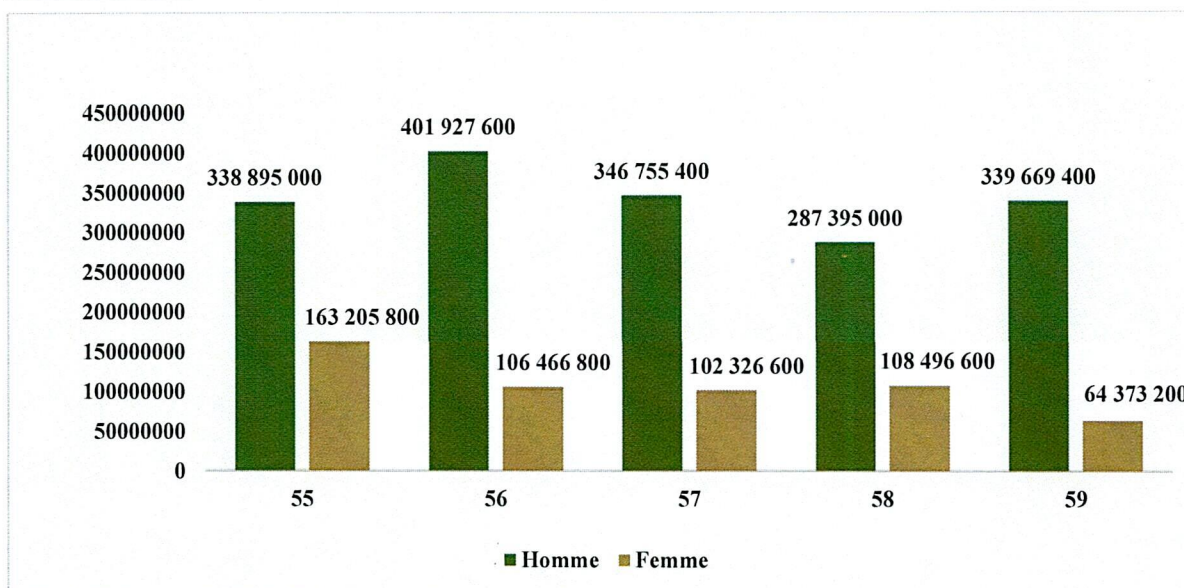
GRAPHIQUE 5 : LA CONSOMMATION EN PRESTATION SANTE AVEC L'AGE POUR LES HOMMES ET LES FEMMES



Source : Base de données de santé senior

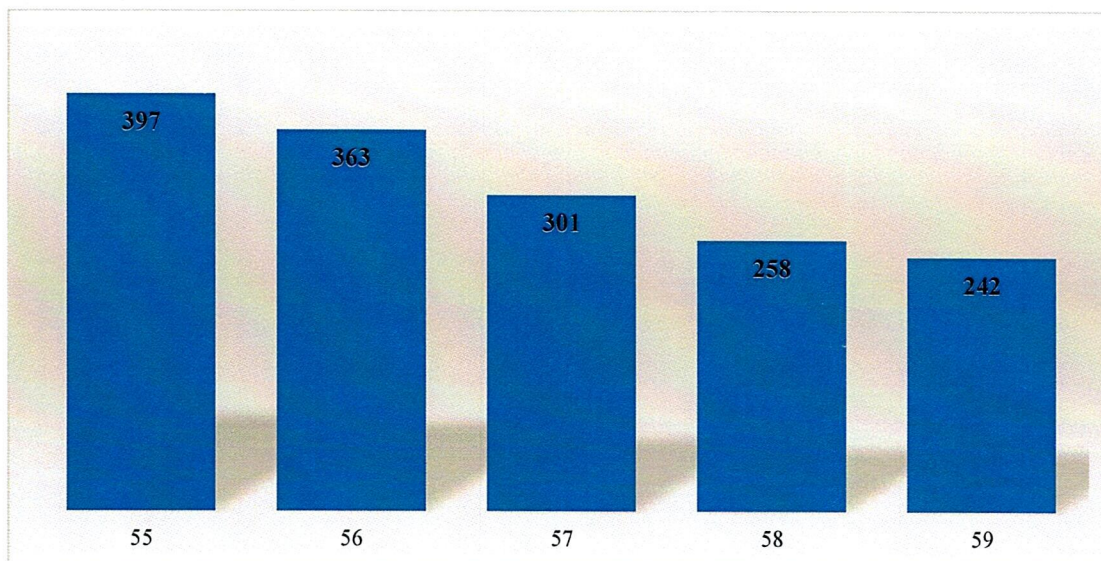
Ci-dessous nous présentons la consommation totale par tranche d'âge pour tous postes confondus de notre portefeuille.

GRAPHIQUE 6 : CONSOMMATION TOTALE PAR TRANCHE D'ÂGE PAR FAMILLE D'ACTE



Source : Base de données de santé senior

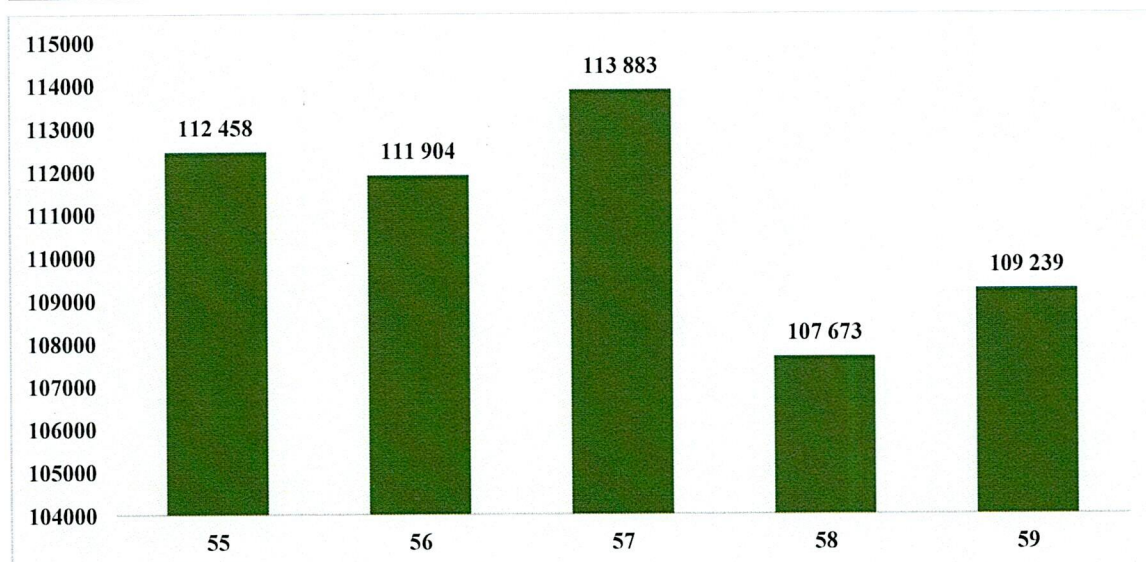
GRAPHIQUE 7 : CONSOMMATION OPTIQUE POUR LES HOMMES ET LES FEMMES



Source : Base de données de santé senior

À travers le graphe ci-dessus nous effectuons le constat que la population diminue avec l'augmentation de l'âge des adhérents dans le portefeuille. Cela est en adéquation avec les résultats obtenus en construisant la pyramide des âges.

GRAPHIQUE 8 : COUT MOYEN DE DEPENSES EN OPTIQUE



Source : Base de données de santé senior

À travers le graphe ci-dessus, nous constatons que le coût moyen de dépenses en optique ne varie pas de façon significative dès l'âge de 55ans. Il est près de **5650** FCFA. Néanmoins, nous constatons que bien qu'avec l'âge il y'a diminution de l'effectif dans le portefeuille, la variation du coût moyen par tranche d'âge est faible. Dès 59 ans nous constatons que le coût des dépenses en santé devient important ceci malgré la diminution des individus dans le portefeuille et qui sera mieux important pour les populations seniors de la BEAC dont la tranche d'âge débute à 60 ans.

Cette étude de la consommation par poste nous permet de faire le constat de l'importante dépense en santé de la population sénior qui apparaît avoir un comportement différent de celui de la population globale.

Chapitre II : Étude des méthodes de provisionnement pour la tarification santé

1. Formalisme théorique

a. Rappels des régressions linéaires classiques

Le but de la régression linéaire simple (respectivement multiple) est d'expliquer une variable Y à l'aide d'une variable X (respectivement plusieurs variables $X_1, X_2, \dots, X_q$).

La variable Y est appelée variable dépendante, ou variable à expliquer et les variables X_i ($i = 1, \dots, q$) sont appelées variables indépendantes, ou variables explicatives.

Avant toute analyse, il est intéressant de représenter les données. Le but de la régression simple est de chercher une fonction f telle que :

$$Y_i \approx f(X_i).$$

Pour définir ($\approx$), il faut se donner un critère quantifiant la qualité de l'ajustement de la fonction f aux données. Ainsi une étude de régression simple débute toujours par un tracé des observations (X_i, Y_i) , $i = 1, \dots, q$.

Cette première représentation permet de savoir si le modèle linéaire est pertinent.

Par exemple $Y = \alpha_0 + \sum_1^q X_i \alpha_i + \varepsilon$

Avec :

- Y est une composante aléatoire c'est aussi la variable à expliquer ;
- $\alpha_0 + \sum_1^q X_i \alpha_i$ est la composante déterministe ;
- $[X_1, X_2, \dots, X_q]$ sont les variables explicatives, déterministes ;
- $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_q$ sont les paramètres du modèle à estimer ;
- ε est une variable aléatoire qui représente l'écart entre la valeur observée et la valeur estimée.
- Les hypothèses classiques Gauss-Markov sur les résidus sont :

- Espérance nulle : $E(\varepsilon_i) = 0$
- Homoscédasticité : $Var(\varepsilon_i) = \sigma^2 \quad \forall i$
- Résidus non corrélés : $Cov(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0 \quad i \neq j$

D'après ce modèle, Y suit une loi normale de moyenne $(\alpha_0 + \sum_1^q X_i \alpha_i)$ et de variance σ^2 .

Le modèle linéaire généralisé permet de supprimer cette contrainte de normalité.

b. Introductions aux Modèles Linéaires Généralisés (GLM)

Le modèle linéaire généralisé permet d'étudier la liaison entre une variable qualitative Y et un ensemble de variable explicatives $X_1, X_2, \dots, X_q$ qualitatives ou quantitatives. La variable Y peut être formée à partir du croisement de p variables qualitatives $Y_1, Y_2, \dots, Y_p$. Les s croisements disponibles $(x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{iq})$ des variables $X_1, X_2, \dots, X_q$ définissent s populations. Notons π_i la loi de probabilité de Y sur la population i . On cherche à relier linéairement p fonctions de réponse $F_h(\pi_i)$, $h = 1, \dots, q$, aux caractéristiques de la population i :

$$F_h(\pi_i) = x_i \beta_h$$

Où x_i est un vecteur-ligne caractérisant la population i et β_h un vecteur-colonne de paramètres

Le choix de la fonction de lien est libre et est lié notamment à la nature de la variable à expliquer. Les fonctions suivantes sont cependant celles dont l'utilisation est la plus courante :

- Le lien canonique : $g(x) = \theta \quad \forall \quad 0 \leq i \leq n$
- La fonction identité : $g(x) = x$
- La fonction logarithme népérien $g(x) = \ln(x)$
- La fonction logit : $g(x) = \ln\left(\frac{x}{1-x}\right)$
- La fonction inverse : $g(x) = \frac{1}{x}$

Les résultats obtenus par l'ajustement d'un modèle GLM dépendent de la fonction lien utilisée. Par exemple si la fonction lien utilisée est la fonction identité, le modèle sera additif :

$$E(y_i) = \left[\alpha_0 + \sum_{j=1}^q \alpha_j x_{i,j} \right] = \sum_{j=1}^q \beta_{i,j}$$

$$\text{où } \forall 1 \leq i \leq q \quad \beta_{i,j} = \begin{cases} \exp(\alpha_0) & \text{si } j = 0 \\ \exp(\alpha_j x_{i,j}) & \text{sinon} \end{cases}$$

Si la fonction de lien est la fonction de lien logarithmique, le modèle sera multiplicatif :

$$\ln[E(y_i)] = \alpha_0 + \sum_{j=1}^q \alpha_j x_{i,j}$$

$$E(y_i) = \exp \left[\alpha_0 + \sum_{j=1}^q \alpha_j x_{i,j} \right]$$

$$E(y_i) = \prod_{j=0}^k \beta_{i,j}$$

$$\text{où } \forall 1 \leq i \leq q \quad \beta_{i,j} = \begin{cases} \exp(\alpha_0) & \text{si } j = 0 \\ \exp(\alpha_j x_{i,j}) & \text{sinon} \end{cases}$$

Dans le cadre de ce mémoire, nous choisissons d'utiliser la fonction logarithmique afin de bénéficier de ces propriétés multiplicatives. L'approche exponentielle permet d'avoir des coefficients tous positifs ainsi, cette fonction écarte la possibilité d'avoir une tarification négative.

Nous choisissons de n'étudier que des variables discrètes (variables qualitatives) pour effectuer un tarif par catégorie d'adhérents.

De ce fait, nous étudierons les coefficients multiplicatifs par valeur de variables tarifaires.

Une première équation peut s'écrire

$$\begin{aligned} E(y_i) = & \alpha_0 + \sum_{j=1}^q \alpha_j^{(age)} \mathbb{1}_{age,i=j} + \sum_{j=1}^5 \alpha_j^{(formule)} \mathbb{1}_{formule,i=j} \\ & + \alpha^{(régime)} \mathbb{1}_{régime,i=facutatif} \\ & + \sum_{j=1}^{q-1} \alpha_j^{(zone)} \mathbb{1}_{zone,i=j} \end{aligned}$$

Où $\mathbb{1}$ est la fonction indicatrice.

c. La distribution de Tweedie

En probabilité et en statistique, les distributions de Tweedie appartiennent à la classe des modèles de dispersion exponentielle, célèbres pour leur rôle dans les modèles linéaires

généralisés. C'est une famille de distributions de probabilité qui comprend des distributions continues telles que la distribution Normale et Gamma et des distributions discrètes comme la distribution de Poisson et les distributions composées mixtes Poisson-Gamma qui ont une quantité importante de zéros.

La famille distribution Tweedie est une sous-classe de la famille exponentielle avec une fonction de variance donnée par μ^p .

M représente la moyenne

p est supérieur ou égal à 0.

Tweedie : $\phi = k, V(x) = X^p \Rightarrow Var[Y] = k\mu^p \quad 1 < p < 2$

Rappel

La fonction de densité d'une loi de la famille exponentielle s'écrit :

$$\forall y \in \mathbb{R} \quad f(y, \theta, \varphi) = \exp \left(\frac{(y\theta - b(\theta))}{a(\varphi)} + c(y, \varphi) \right)$$

Dans le cas de la sous-famille des lois de Tweedie, la variance exprimée en fonction de l'espérance est donnée par : $Var[Y] = \varphi \times E[Y]^p$

Propriétés de la Loi de Tweedie

Les modèles de Tweedie ont deux propriétés pratiques :

- Loi est complètement définie par deux paramètres, sa moyenne et sa variance
- La variance est une fonction de sa moyenne.

Selon les valeurs des paramètres p , les lois usuelles de la famille exponentielle : Gamma, Log-Normale, poisson, et biens d'autres appartiennent au sous-ensemble de modèles de Tweedie :

Lois usuelles de la famille Exponentielle et valeur de p pour correspondance si nous sommes sous famille de Tweedie dans le tableau ci-dessous :

TABEAU 1 : LOIS USUELLES DE LA FAMILLE EXPONENTIELLE

Distribution	p	$\alpha(\varphi) = \varphi$	$E[Y]$	θ	$b(\theta)$
Normale $N(\mu, \sigma)$	0	σ^2	μ	μ	$\frac{\mu^2}{2}$
Poisson $P(\lambda)$	1	1	λ	$\ln(\lambda)$	
Gamma $\Gamma(\alpha, \beta)$	2	$\frac{1}{\alpha}$	$\frac{\alpha}{\beta}$	$\frac{-\beta}{\alpha}$	$-\ln(\beta)$
Binomiale Négative (μ, k)		1	μ	$\log\left(\frac{\mu}{\mu+k}\right)$	$-k \times \log\left(1 - \frac{\mu}{\mu+k}\right)$

Concernant la loi Binomiale Négative, la variance peut s'exprimer selon la formule suivante :

$$Var(y) = k \times \frac{\exp(\theta)}{1 - \exp(\theta)^2} = \mu + \frac{\mu^2}{k}$$

C'est ainsi que la variance s'exprime en fonction de l'espérance, mais ne respecte pas l'expression spécifique des lois de la famille de Tweedie. Nous rappelons les formules des densités et autres propriétés de ces lois usuelles à l'**Annexe.2**.

La valeur du paramètre p va donc déterminer quelle sera la forme de la distribution. Lorsque la valeur de p tend vers 1, le comportement de la distribution de Tweedie se rapproche de celui de la loi de Poisson. Lorsque la valeur de p tend vers 2, le comportement de la distribution de Tweedie se rapproche de celui de la loi Gamma.

Il existe pour chaque loi de la famille exponentielle une fonction lien qui permet de faire le lien entre l'espérance et le paramètre θ de la loi. Cette fonction est appelée la fonction lien canonique, elle est monotone, dérivable et notée g_c , et relie l'espérance, conventionnellement notée μ , au paramètre θ de la manière suivante :

$$g_c(\mu) = \theta$$

Cette égalité intervient dans l'estimation des paramètres du modèle. Elle permet d'exprimer la fonction de vraisemblance en fonction des paramètres du modèle.

Les composantes déterministes seront estimées à partir de la méthode de maximum de vraisemblance.

d. Estimations des coefficients par la méthode de Maximum de vraisemblance

Définition

Soit $(X_1, X_2, \dots, X_q)$ une réalisation d'un q échantillon $x_1, \dots, x_q$ de variables explicatives. On appelle estimateur du maximum de vraisemblance de θ (emv) pour $(x_1, \dots, x_q)$ un réel $\hat{\theta}$ qui maximise la fonction de vraisemblance $\mathcal{L}_n(x_1, \dots, x_q; \theta)$ en θ , c'est-à-dire pour tout θ ,

$$\mathcal{L}_n(x_1, \dots, x_q; \theta) \leq \mathcal{L}_n(x_1, \dots, x_q; \hat{\theta}).$$

Une expression alternative est : $\hat{\theta} \in \arg\max_{\theta} \mathcal{L}_n(x_1, \dots, x_q; \theta)$

Où *argmax* désigne l'argument du maximum qui est l'ensemble des points en lesquels une expression atteint sa valeur maximale.

Puisqu'il dépend de $x_1, \dots, x_q$, $\hat{\theta}$ est une estimation ponctuelle de θ . Un tel estimateur n'existe pas toujours et peut ne pas être unique.

Avec $\mathcal{L}_n(x_1, \dots, x_q; \theta) = \prod_{i=1}^q f(x_i; \theta)$.

Et $f(x; \theta) = \begin{cases} \mathbb{P}(X = x), & \text{si } X \text{ est une var discrète.} \\ f_{\theta}(x) & \text{si } x \text{ est une var continue à densité } f_{\theta}. \end{cases}$

La fonction de vraisemblance n'est intéressante que si θ et x_i vérifient $f(x_i; \theta) \neq 0$ pour tout $i \in \{1, 2, \dots, q\}$, sinon on peut remettre en cause l'hypothèse que X suit la loi $\mathcal{L}_{\theta}$.

Fonction de Log-vraisemblance

On appelle fonction de Log-vraisemblance pour $(x_1, \dots, x_q)$ la fonction définie par :

$$\ell_n(x_1, \dots, x_q; \theta) = \ln(\mathcal{L}_n(x_1, \dots, x_q; \theta)).$$

Elle n'a de sens que si $\mathcal{L}_n(x_1, \dots, x_q; \theta) > 0$.

La fonction logarithme népérien étant croissante, l'emv $\hat{\theta}$ de θ pour $(x_1, \dots, x_q; \theta)$ vérifie :

$$\hat{\theta} \in \arg\max_{\theta} \mathcal{L}_n(x_1, \dots, x_q; \theta) = \arg\max_{\theta} \ln(x_1, \dots, x_q; \theta)$$

Équation de la vraisemblance

On appelle équation de la vraisemblance l'équation en θ :

$$\frac{\partial}{\partial \theta} \ell_n(x_1, \dots, x_q; \theta) = 0.$$

Expression analytique de l'emv

Pour envisager d'avoir une expression analytique de l'emv $\hat{\theta}$ de θ pour $(x_1, \dots, x_q; \theta)$, une idée est d'exprimer $\mathcal{L}_n(x_1, \dots, x_q; \theta)$ en fonction de produits de termes exponentiels, puis de considérer la fonction de Log-vraisemblance $\ln(x_1, \dots, x_q; \theta)$. Si cette dernière est dérivable en θ , une condition nécessaire que doit vérifier $\hat{\theta}$ est d'être solution de l'équation de vraisemblance. Il faut ensuite vérifier que $\hat{\theta}$ est bien un maximum de $\ln(x_1, \dots, x_q; \theta)$:

- Soit en étudiant les variations de $\ln(x_1, \dots, x_q; \theta)$.
- Soit en montrant que : $\frac{\partial^2}{\partial \theta^2} \ln(x_1, \dots, x_q; \theta) < 0$.

On parle alors de maximum de log-vraisemblance.

e. Les tests d'adéquation

• Le test de Kolmogorov Smirnov

L'objectif

On considère un échantillon dont la loi de probabilité est continue.

Le test du Kolmogorov-Smirnov, qui permet de tester toute loi de probabilité, repose sur l'écart maximum observé entre les deux fonctions de répartition, l'empirique et la théorique testée. La loi de cette statistique est toujours la même quelle que soit la loi testée, et est connue asymptotiquement : on peut donc réaliser sans souci un test d'adéquation.

Le test

Soit $(X_1, X_2, \dots, X_q)$ un échantillon i.i.d de même loi que X admettant F comme fonction de répartition et $(Y_1, Y_2, \dots, Y_p)$ i.i.d de fonction de répartition F_0 .

On souhaite tester :

$$\begin{cases} H_0 : F = F_0 \\ H_1 : F \neq F_0 \end{cases}$$

Où F_0 est connue.

On utilise à cet effet le test de Kolmogorov- Smirnov avec comme statistique :

$$D_{q,p} = \sup_{x \in \mathbb{R}} |F_{emp}(x) - F_0(x)|$$

Il consiste à rejeter l'hypothèse H_0 si $D_{q,p} \geq d_{q,p,1-\alpha}$.

Où F_{emp} est la fonction de répartition empirique de l'échantillon :

$$F_{emp}(x) = \frac{1}{q} \sum_{i=1}^q \mathbb{1}_{X_i \leq x}$$

La statistique de test $D_{q,p}$ est basée sur la distance maximale entre la fonction de répartition empirique de l'échantillon, estimation de sa fonction de répartition, et F_0 .

La loi asymptotique de $D_{q,p}$ sous H_0 est connue. Son équation, pas très explicite, n'est pas donnée ici ; elle est néanmoins implémentée dans les logiciels et permet de déterminer la p-valeur, utilisée en pratique pour la prise de décision.

L'inconvénient du test de KOLMOGOROV-SMIRNOV est qu'il s'appuie directement sur l'écart maximal entre la distribution empirique du coût moyen et la distribution de la loi testée.

C'est une statistique très sensible aux valeurs extrêmes. Le test de CRAMER-VON MISES atténue cette influence.

Test de Cramer-Von Mises

Le test de Cramer-Von Mises est basé sur le même principe que celui de Kolmogorov-Smirnov qui ne semble pas être influencé par les grands échantillons. Par conséquent, il est fort probable que lui-même ne le soit pas.

Ce test est utilisé pour juger de la qualité de l'ajustement d'une fonction de distribution observée empiriquement.

• Cas à un échantillon

Le test de Cramer-Von Mises est une alternative au test de Kolmogorov-Smirnov. Il est utilisé pour juger de la qualité de l'ajustement d'une fonction de distribution d'une fonction de distribution cumulative F^* par rapport à une fonction de distribution empirique donnée F_n , ou pour comparer deux distributions empiriques. Il est défini comme suit :

$$n\omega_n^2 = n \int_{-\infty}^{+\infty} [F_n(X) - F^*(X)]^2 dF^*(X)$$

Dans le cas du test d'ajustement de Cramer-Von Mises, la statistique de test peut alors se simplifier en :

$$n\omega_n^2 = \frac{1}{12 \cdot n} + \sum_{i=1}^n \left[\frac{F(X_i) - (2 \cdot i - 1)}{2 \cdot n} \right]^2$$

Et les hypothèses sont :

$$\begin{cases} H_0 : F_n = F^* \\ H_1 : F_n \neq F^* \end{cases}$$

Dans les applications à échantillon unique, F^* est la distribution théorique et F_n est la distribution observée empiriquement. Alternativement, les deux distributions peuvent toutes deux être estimées empiriquement ; c'est ce que l'on appelle le cas à deux échantillons.

• Cas à deux échantillons

Il s'agit ici de réaliser le d'homogénéité de Cramer-Von Mises

Soient F et G les fonctions de répartition que nous cherchons à comparer respectivement associés aux variables $X|_{Y=1}$ et $X|_{Y=2}$.

La statistique du test d'homogénéité de Cramer-Von Mises est

$$T = \frac{n_1 \cdot n_2}{n} \int_{-\infty}^{+\infty} [F(X) - G(X)]^2 dH_{n_1+n_2}(X)$$

Le test d'ajustement

Il est à noter que chacun des tests de KOLMOGOROV-SMIRNOV, CRAMER-VON MISES conduisent à un rejet de l'hypothèse nulle. Mais cela provient du nombre important de données traitées. En effet, la règle de rejet de l'hypothèse nulle dépend de la taille de l'échantillon (nombre d'observations). Plus le nombre d'observation est grand, comme c'est le cas en santé, plus il est probable que le résultat du test d'adéquation conduise à un rejet de l'hypothèse nulle. Ici, l'objectif de ces tests est de choisir quelle loi convient le mieux à notre portefeuille.

Étude de la déviance et des critères AIC et BIC

Les tests présentés ci-dessus ne peuvent pas être utilisés pour quantifier l'adéquation à une loi discrète, ce qui est le cas pour la loi du nombre de sinistres. Dans ce cas, nous préférons comparer la déviance des modèles.

La Déviance

Elle est notée D . son expression est :

$$\begin{aligned} D &= -2 \ln \left(\frac{L(\text{modèle étudié})}{L(\text{modèle saturé})} \right) \\ &= -2(\ln(L(\text{modèle étudié})) - \ln(L(\text{modèle saturé}))) \end{aligned}$$

Où $L(\text{modèle})$ est la qualité du modèle mesurée à l'aide de la Log-vraisemblance du modèle. Tout en se rappelant que la vraisemblance est un produit de fonction de densités et est donnée par :

$$\mathcal{L}_n(x_1, \dots, x_q; \theta) = \prod_{i=1}^q f(x_i; \theta).$$

Où les $\{x_i\}_{i=1, \dots, q}$ sont les valeurs estimées par le modèle et θ l'ensemble des paramètres du modèle. Ainsi, la log-vraisemblance peut s'exprimer comme une somme de densités :

$$\ln(\mathcal{L}_n(x_1, \dots, x_q; \theta)) = \sum_{i=1}^q \ln[f(x_i; \theta)]$$

Le modèle saturé est le modèle qui a autant de paramètres que d'observations et qui s'ajuste donc parfaitement à chaque observation.

Exemple de calcul de la déviance

Modèle de Poisson

- Loi discrète définie par un paramètre λ
- Probabilité : $p(X = k) = \exp(k \times \ln(\lambda) - \lambda + \ln(k!))$
- Notons par les $\{x_i\}_{i=1, \dots, q}$ les valeurs à estimer et $\hat{\lambda}$ le paramètre estimé par la méthode du maximum de vraisemblance
- Ecrivons la log-vraisemblance du modèle saturé :

$$\begin{aligned} \ln(L(\text{modèle saturé Poisson})) &= \ln(\prod_{i=1}^n p(y_i | \lambda = y_i)) \\ &= \ln(\prod_{i=1}^n \exp(y_i \times \ln(y_i) - y_i + \ln(y_i!))) \\ &= \sum_{i=1}^n (y_i \times \ln(y_i) - y_i + \ln(y_i!)) \end{aligned}$$

La log-vraisemblance du modèle étudié s'écrit :

$$\begin{aligned} \ln(L(\text{modèle étudié Poisson})) &= \ln(\prod_{i=1}^n p(y_i | \lambda = \hat{\lambda})) \\ &= \ln(\prod_{i=1}^n \exp(y_i \times \ln(\hat{\lambda}) - \hat{\lambda} + \ln(y_i!))) \\ &= \sum_{i=1}^n (y_i \times \ln(\hat{\lambda}) - \hat{\lambda} + \ln(y_i!)) \end{aligned}$$

Ainsi la déviance du modèle de poisson s'écrit :

$$\begin{aligned} D &= -2(\sum_{i=1}^n (y_i \times \ln(\hat{\lambda}) - \hat{\lambda} + \ln(y_i!)) - \sum_{i=1}^n (y_i \times \ln(y_i) - y_i + \ln(y_i!))) \\ &= \sum_{i=1}^n (y_i \times \ln(\frac{y_i}{\hat{\lambda}}) - (y_i - \hat{\lambda})) \end{aligned}$$

Dans le tableau ci-dessous, nous établissons la déviance pour les lois usuelles

TABEAU 2 : DEVIANCE POUR LES LOIS USUELLES

Distribution	D
Normale $N(\mu, \sigma)$	$2 \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{\mu})^2$
Poisson $P(\lambda)$	$2 \sum_{i=1}^n (y_i \times \ln(\frac{y_i}{\hat{\lambda}}) - (y_i - \hat{\lambda}))$
Gamma $\Gamma(\alpha, \beta)$	$2 \sum_{i=1}^n \left(-\ln\left(\frac{\hat{\beta} \times y_i}{\hat{\alpha}}\right) - \frac{\hat{\beta} \times y_i - \hat{\alpha}}{\hat{\alpha}} \right)$
Binomiale Négative (μ, k)	$2 \sum_{i=1}^n \left(y_i \times \ln\left(\frac{y_i}{\hat{\mu}}\right) - (y_i - \frac{1}{\hat{k}}) \ln\left(\frac{1 + \hat{k}y_i}{1 + \hat{k}\hat{\mu}}\right) \right)$
Tweedie (μ, p) pour $p \neq \{1, 2\}$	$2 \sum_{i=1}^n \left(\frac{y_i^{2-p}}{(1-p)(2-p)} - \frac{y_i \times \hat{\mu}^{1-p}}{1-p} + \frac{\hat{\mu}^{2-p}}{2-p} \right)$

Il est à noter que le modèle démontre une meilleure adéquation lorsque la déviance est de plus en plus faible. Aussi, le rapport déviance sur le degré de liberté (ou le degré de liberté est fortement corrélé aux nombres d'observations permet aussi de mesurer la qualité de l'adéquation du modèle.

Cependant, retirer une variable du modèle aboutit forcément à une perte d'information, donc implique une augmentation de la déviance. Donc la déviance permet de comparer deux modèles si ceux-ci ont le même nombre de variables explicatives, mais elle ne permet pas de juger si l'ajout d'une variable ou non à notre modèle apporte de la précision.

Les mesures d'ajustements AIC et BIC permettent également d'apprécier la qualité du modèle par sa log-vraisemblance.

$$\begin{cases} AIC = 2 \ln(\mathcal{L}(\text{modèle étudié})) + 2k \\ BIC = 2 \ln(\mathcal{L}(\text{modèle étudié})) + k \ln(n) \end{cases}$$

Plus ces critères sont faibles, plus le modèle montre une bonne adéquation. Mais contrairement à la déviance, les mesures AIC et BIC pénalisent les modèles les plus complexes, plus le nombre de paramètres est élevé, plus ces valeurs augmentent.

Ainsi nous pouvons conclure qu'un modèle est plus adapté par rapport à un autre dès que les trois critères déviance, AIC et BIC sont plus faibles. De même, si l'ajout d'une variable explicative réduit ces trois critères, nous pouvons conclure qu'elle apporte de la précision au modèle.

Dans la suite, nous réalisons différentes modélisations et utilisons les différents tests ci-dessus pour choisir le modèle correspondant le mieux à nos données observées.

f. La modélisation : coût-fréquence

L'approche « coût-fréquence » est une méthode traditionnellement utilisée en IARD. Sa mise en œuvre est relativement simple et elle permet une bonne estimation de la consommation des assurés. Elle a également l'avantage de modéliser séparément, d'un côté, le coût moyen d'un sinistre et de l'autre côté, le nombre de sinistres sur un exercice donné. Ce qui facilite le pilotage du produit, car l'impact d'un événement est mieux maîtrisé selon qu'il agit sur la fréquence ou sur le coût du sinistre.

L'approche alternative est de modéliser la consommation globale au cours de l'exercice donné. Mais pour chaque événement impactant la consommation santé, des simulations doivent être effectuées pour connaître l'impact dans la rentabilité du produit.

Notations :

- N : Nombre de sinistres ; un sinistre ici est conçu comme un remboursement d'une dépense de santé par la complémentaire santé.

- X_i : est le montant du sinistre i , ou X_i est indépendant et identiquement distribué $\forall i$.

- S : est la charge totale de sinistres : $S = \sum_{i=1}^n X_i$

Soit Y une variable aléatoire, pour toute variable aléatoire $N \in \mathbb{N}$, la formule des espérances conditionnelles totales nous permet d'écrire :

$$E(Y) = \sum_{i=1}^n E(Y|N = k) \times P(N = k)$$

La formule des espérances conditionnelles totales appliquée à la charge totale des sinistres S donne :

$$\begin{aligned} E(S) &= \sum_{i=1}^n E(S|N = k) \times P(N = k) \\ &= \sum_{k=0}^{+\infty} E\left(\sum_{i=1}^N X_i | N = k\right) \times P(N = k) \\ &= \sum_{k=0}^{+\infty} E\left(\sum_{i=1}^k X_i | N = k\right) \times P(N = k) \\ &= \sum_{k=0}^{+\infty} E\left(\sum_{i=1}^k X_i\right) \times P(N = k) \quad (\text{car } \forall i, X_i \perp\!\!\!\perp N) \\ &= \sum_{k=0}^{+\infty} \sum_{i=1}^k E(X) \times P(N = k) \quad \text{car } \forall i, \quad \text{les } X_i \text{ sont iid} \\ &= \sum_{k=0}^{+\infty} kE(X) \times P(N = k) \\ &= E(X) \times \sum_{k=0}^{+\infty} k \times P(N = k) \\ &= E(X) \times E(N) \end{aligned}$$

L'espérance de la consommation totale est ainsi égale au produit de l'espérance du nombre de sinistres par l'espérance du coût d'un sinistre, sous la condition de l'indépendance entre les variables coût et le nombre de sinistres.

Donc l'approche « coût-fréquence » ne peut être utilisée que si cette indépendance est démontrée. Cette indépendance n'est pas observée pour tous les postes santé. Notamment en Optique, plus le montant de couverture est élevé, plus l'assuré sera tenté de changer

régulièrement de lunettes. Par contre pour un assuré ayant une couverture faible l'obligéant souvent à compléter le reste à charge, il va limiter sa consommation.

Par contre, sur des postes tels que l'Hospitalisation, cette indépendance peut être observée. Il convient d'effectuer une étude d'indépendance entre le coût et le nombre de sinistres sur chacun des postes pour déterminer quelle méthode de modélisation privilégier entre « coût – fréquence » et « consommation globale ».

2. Statistiques descriptives du portefeuille

a. Portefeuille représentatif de la population Senior

Présentation et traitement des données

Les Données Brutes

En notre possession, nous disposons d'une base de données Excel comprenant les salariés camerounais dont nous ignorons s'ils sont consommateurs d'une complémentaire santé ou pas.

Cette base comportait quatre fichiers dont :

- Un fichier « Sinistre » portant sur l'ensemble des prestations médicales dont ont bénéficié les assurés.
- Un fichier « Bénéficiaires » concernant les informations sur la population assurée
- Un fichier nommé « Codes » décrivant sous forme de code les différents soins et pathologies faisant l'objet d'une prise en charge médicale.

Structure du fichier des sinistres

Ce fichier comporte 25093 lignes dont une première ligne représentant l'entête et 25092 représentants les données non traitées et cinq colonnes sur les informations suivantes :

- Numéro de matricule de l'assuré ;
- Code acte qui est le code de l'acte médical, il est constitué des actes médicaux distincts codés avec 1,2,3 ou 4 lettres et 1 chiffre ;

- Base de remboursement représentant le montant de la prestation de l'assureur.

C'est le plafond des dépenses à ne pas dépasser par l'assuré ;

- Sexe de l'assuré.

Structure du fichier des bénéficiaires

Ce fichier comporte 2189 lignes dont la première est l'entête et le reste les informations sur les données suivantes :

- Matricule qui est le numéro matricule du bénéficiaire. Il est unique pour chaque bénéficiaire de la couverture santé
- Exposition
- Âge
- Sexe

Structure du fichier codes

Ce fichier comporte 323 lignes dont la première est l'entête et le reste les informations suivantes : **Code d'Acte, Famille d'actes et Libellés en français.**

b. Traitement et analyse des données

Une première analyse des données du fichier « sinistre » nous permet de faire le constat de l'absence des doublons, c'est-à-dire l'absence des lignes identiques dans ce fichier. Nous avons identifié dans ce fichier les données ayant une base de remboursement nulle qui représentent généralement des consultations de contrôle qui par nature sont gratuites.

Nous allons dans la suite supprimer ces soins gratuits, car ils ne génèrent pas de coût. Tableau représentant les statistiques des données supprimées.

TABLEAU 3 : STATISTIQUES DES DONNEES SUPPRIMEES

Désignation	Nombre de lignes	Pourcentage
Soins gratuits	1451	6,14%

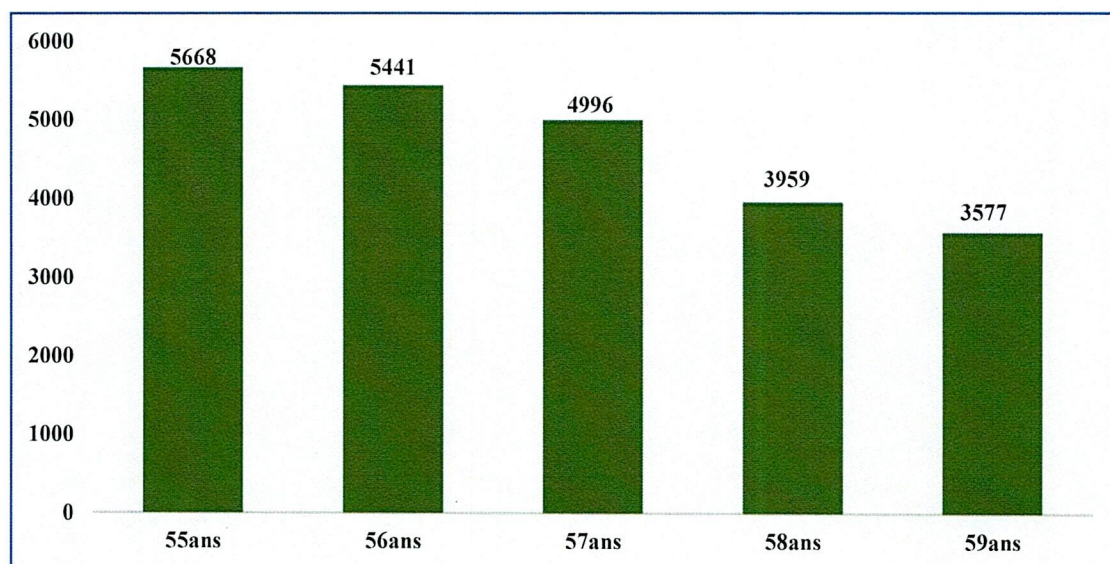
Dans la suite, en ce qui concerne le fichier « sinistre » nous allons travailler avec la nouvelle base contenant 23641 lignes = 25092 – 1451. Soit donc 94,21% de données restantes. Le fichier « Bénéficiaires » avec la base inchangée contenant 2189 lignes, le fichier « code » inchangé comportant 323 lignes.

c. Analyse Descriptive du portefeuille

L'analyse du portefeuille nous permettra de comprendre et d'interpréter les tendances générales des informations et des résultats que nous obtiendrons dans nos différents calculs et simulations.

i- Répartition des assurés selon l'âge

GRAPHIQUE 9 : EFFECTIFS PAR TRANCHE D'AGE DANS NOTRE PORTEFEUILLE

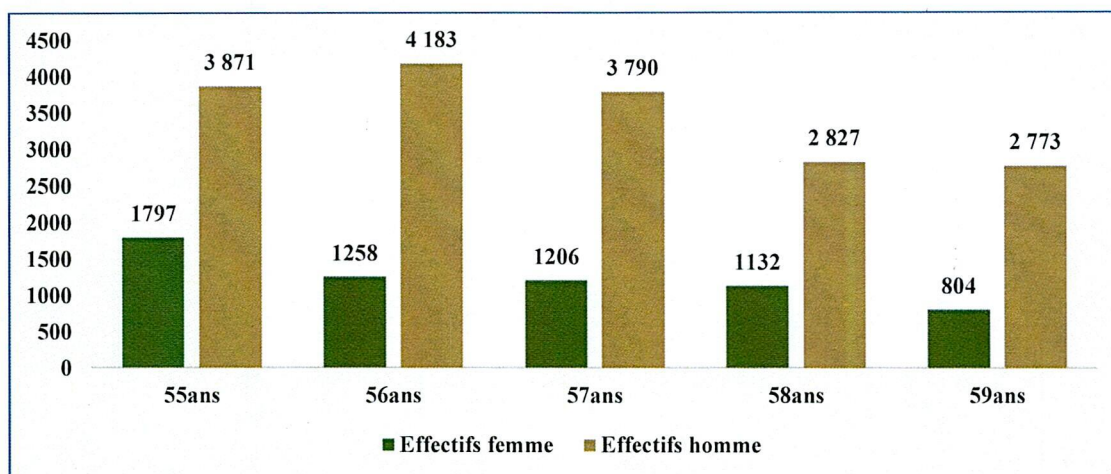


Source : Base de données de santé senior

Nous effectuons le constat selon lequel la population diminue dans le portefeuille au fur et à mesure que l'âge augmente. Il est donc toujours possible qu'il y ait d'avantage de diminution de population après l'âge de 59ans qui est la tranche d'âge des populations séniors. La mortalité est donc élevée pour la population senior occasionnée certainement par un fort taux de sinistres maladies. Le faible nombre des populations âgées peut avoir un fort impact dans la tarification, car les sinistres sont élevés pour les personnes âgées (60ans et plus)

ii- Répartition des bénéficiaires par sexe dans notre portefeuille

GRAPHIQUE 10 : REPARTITION DES BENEFICIAIRES PAR SEXE DANS NOTRE PORTEFEUILLE



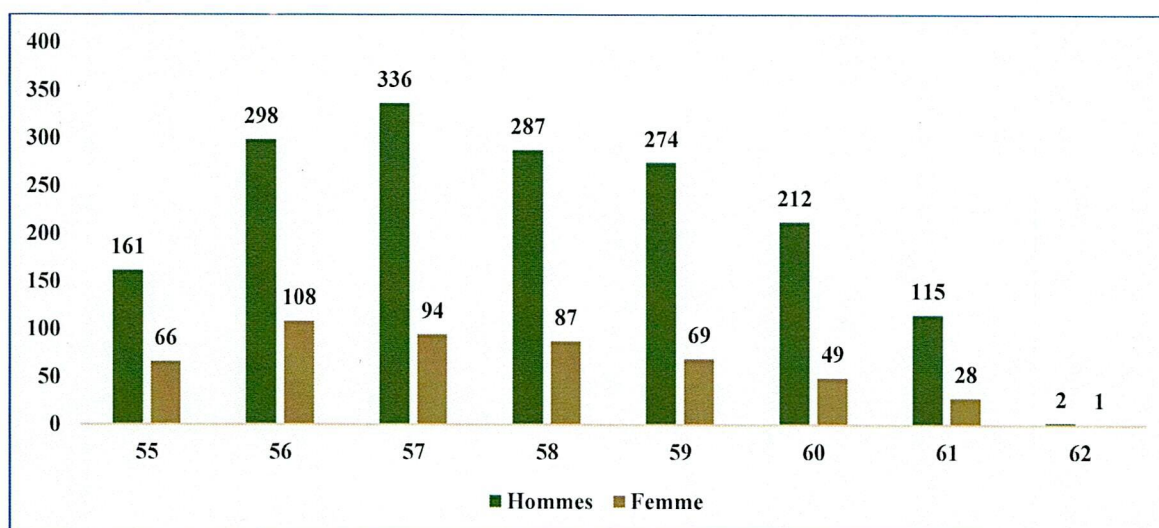
Source : Base de données de santé senior

Nous remarquons que dans notre portefeuille l'on retrouve une prédominance des hommes dans toute les tranches d'âge. La décroissance chez les femmes est régulière, car au fur et à mesure que l'âge avance, le nombre d'assurées femmes diminue tandis que chez les assurés hommes, il y'a une croissance entre 55ans et 56ans puis une décroissance jusqu'à 59ans.

Nous ne tiendrons pas compte du genre pour élaborer notre tarif.

iii- Répartition des bénéficiaires par âge et par sexe

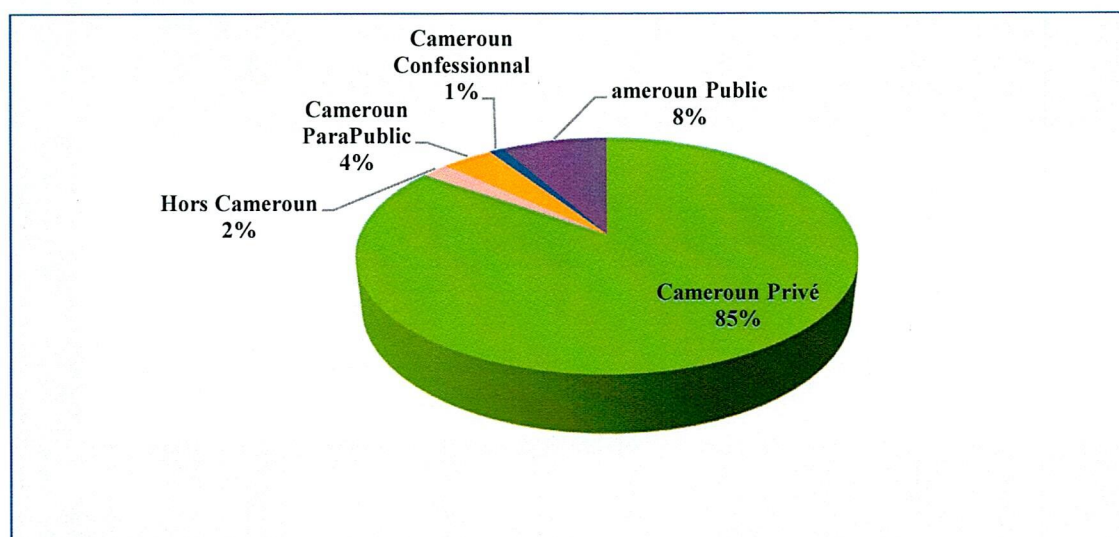
GRAPHIQUE 11 : REPARTITION DES BENEFICIAIRES PAR AGE ET PAR SEXE



Source : Base de données de santé senior

iv- Répartition par sollicitation d'établissement sanitaire

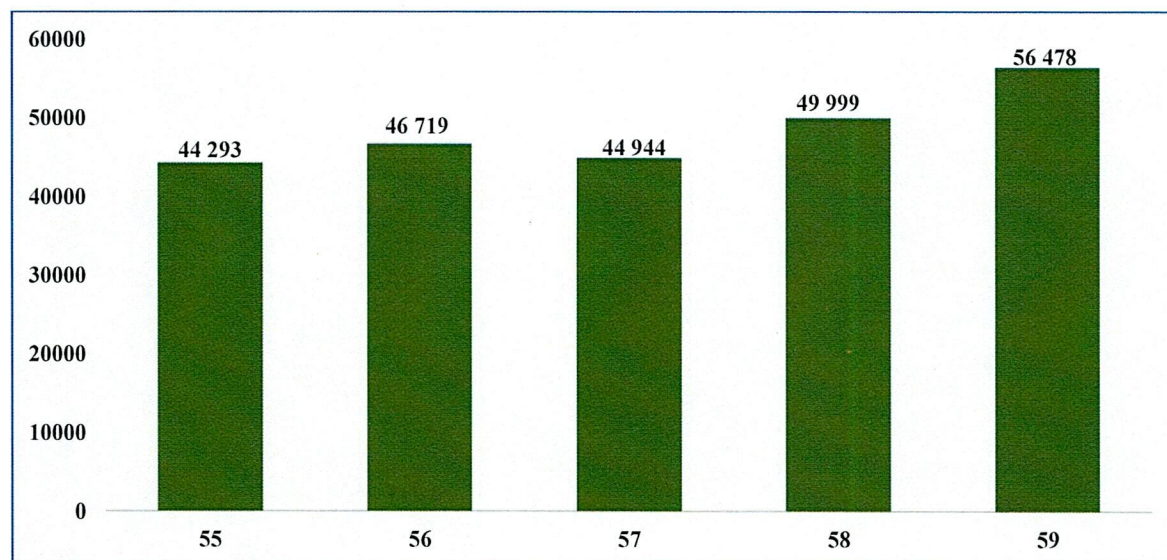
GRAPHIQUE 12 : REPARTITION PAR SOLLICITATION D'ETABLISSEMENT SANITAIRE



Source : Base de données de santé senior

v- Répartition des coûts moyens des sinistres par tranche d'âge

GRAPHIQUE 13 : COUTS MOYENS DES SINISTRES PAR TRANCHE D'AGE

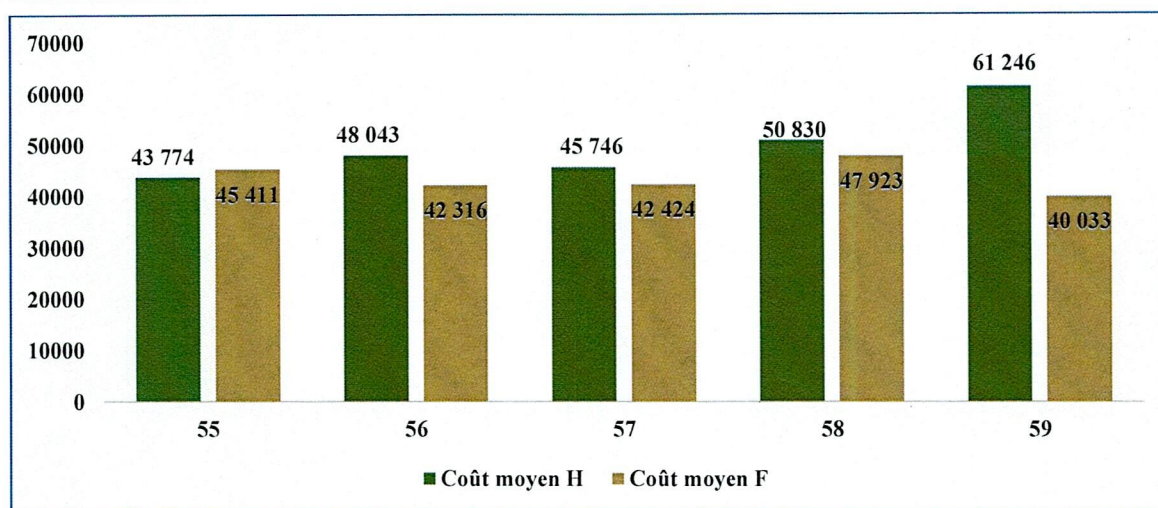


Source : Base de données de santé senior

L'on constate avec ce graphe que les coûts moyens par sinistre de la dépense en santé augmentent avec l'âge.

vi- Répartition des coûts moyens des sinistres par tranche d'âge et par sexe

GRAPHIQUE 14 : COUTS MOYENS DES SINISTRES PAR TRANCHE D'AGE ET PAR SEXE

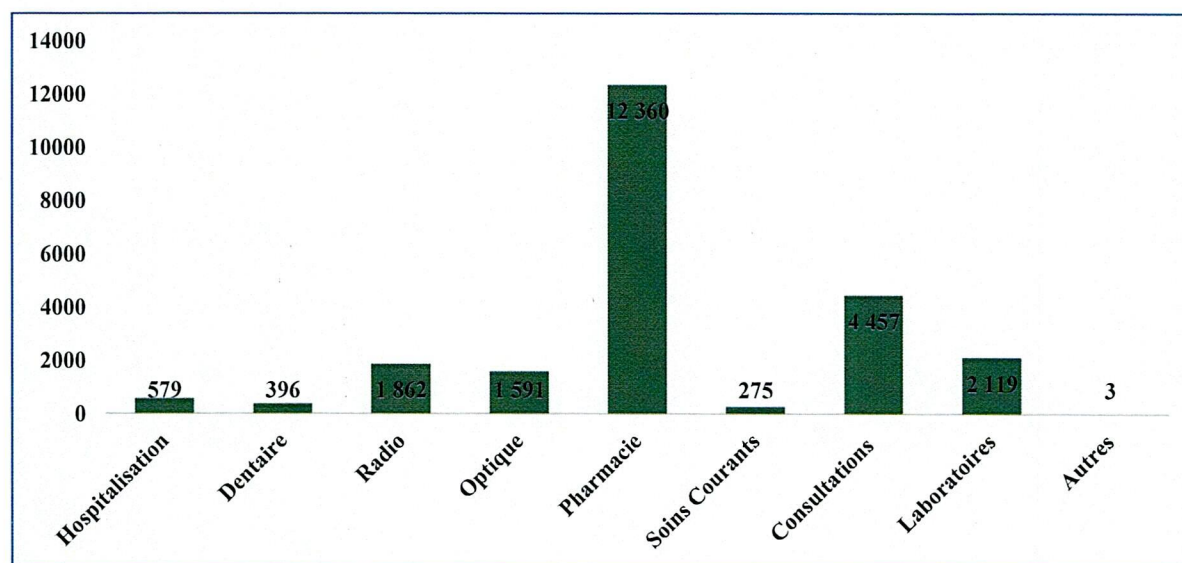


Source : Base de données de santé senior

Le coût moyen chez les hommes est de 49 928 F CFA et chez les femmes de 43 621 F CFA.

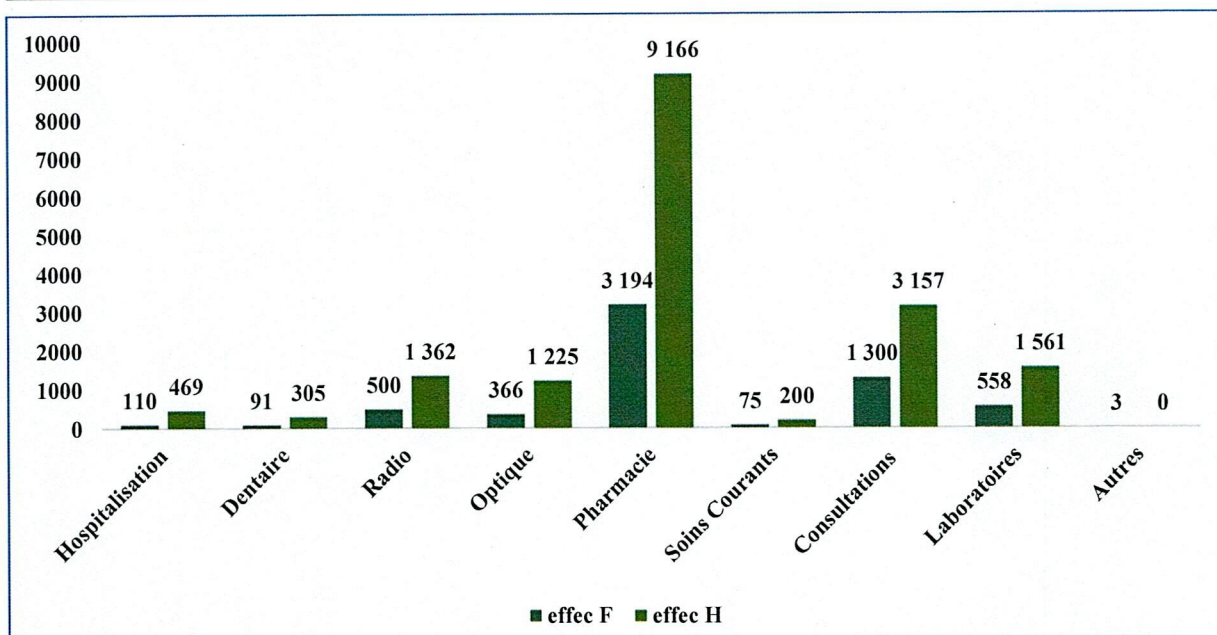
vii- Répartition du portefeuille par poste

GRAPHIQUE 15 : CONTRATS PAR POSTE DE SOINS



Source : Base de données de santé senior

GRAPHIQUE 16 : REPARTITION DES EFFECTIFS DU PORTEFEUILLE PAR POSTE ET PAR GENRE



Source : Base de données de santé senior

Variables pouvant être tarifiables

Ces variables peuvent être créées à partir des variables existantes dans le portefeuille. Ces variables sont définies comme suit :

- Le poste sanitaire
 - Le ticket modérateur
 - La variable PC = période de couverture
 - Nombre de sinistres
 - Statut
 - Sexe + variable qualitative ayant deux modalités M pour Masculin et F pour féminin figurant dans les données initiales
 - Région : indiquant le lieu de résidence de chaque bénéficiaire.
- Ses modalités sont :
- M=métropole
V = ville
R = rurale
pays = pays de la zone CEMAC
- Poste d'acte
 - La variable « âge » : elle a été créée à partir des âges fournis dans la base de données.

- La variable contrat : dans le cadre de notre étude, tous les assurés adhèrent au même contrat. Cependant, selon la nature du sinistre des variantes dans la prise en charge par le Fond de Santé de la BEAC ont été établies. Les modalités de cette variable sont « F1 », « F2 », « F3 », « F3 », « F4 ».

La modalité « F1 » regroupe les contrats ayant un niveau de garantie standard, à savoir les couvertures à 80 %.

La modalité « F2 » concerne les contrats dont la prise en charge médicale a atteint le plafond prévu par le gestionnaire de Fonds de Santé et les risques « Hospitalisation » dont l'hospitalisation de l'assuré est allée au-delà de 6mois.

Les modalités « F3 » et « F4 » représentent respectivement les niveaux de garantie du poste « Hospitalisation » pour les adhérents qui ont eu une hospitalisation prolongée respectivement de 7 à 10 mois et de 10 mois à 13 mois.

- La fréquence : la fréquence des sinistres d'un assuré est le nombre de sinistres survenus sur la période d'observation par rapport à l'exposition au risque (fraction d'année pendant laquelle un assuré est sous risque).

- Coût moyen : rapport entre le coût total des sinistres pendant la période d'observation et le nombre de sinistres de cette période.

- La variable « Sp » : représente la sinistralité passée de l'individu c'est une modalité qui est généralement prise en compte pour l'élaboration des tarifs, car il provient du principe qu'un individu qui bénéficie des remboursements à le plus tendance à se mettre dans des conditions d'en bénéficier d'avantages dans l'avenir.

La variable « Sp » représente le rang du remboursement d'un acte dans la liste des remboursements associés à un individu, pour un groupe d'actes donné durant toute la période d'observation. On ne prend pas en compte les remboursements antérieurs à cette période.

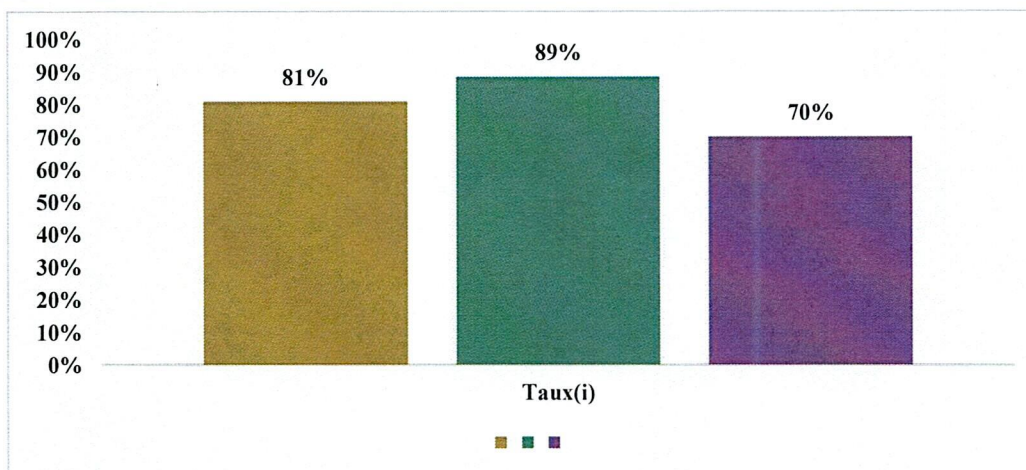
Les statistiques effectuées sur cette variable mettent en évidence l'effet d'une consommation passée dans un groupe d'actes donné.

Le taux de sinistralité d'ordre k est défini comme suit :

$$\text{Taux de sinistralité d'ordre } k = \frac{\text{Nombres d'individus ayant eu } k \text{ sinistres}}{\text{Nombre d'individus ayant eu } (k-1) \text{ sinistres}}$$

Le graphique suivant indique le taux de sinistralité d'ordre 1, 2 et 3 pour notre portefeuille.

GRAPHIQUE 17 : TAUX DE SINISTRALITE D'ORDRE 1, 2 ET 3 DU PORTEFEUILLE



Source : Base de données de santé senior

On remarque que pour tous les groupes d'actes, la probabilité d'avoir un sinistre sachant qu'on en a déjà eu un est supérieure à celle d'avoir le premier sinistre. D'où la confirmation de l'hypothèse selon laquelle la sinistralité passée influence la sinistralité future.

Ainsi prendre en compte la variable Sp comme variable explicative des coûts moyens et de la fréquence contribue à sur-tarifier les assurés ayant un Sp élevé. Or, bien que cette variable ait des implications réelles, cette variable prise en compte ne fera que sanctionner les anciens adhérents ayant déjà consommé. Ce qui n'est pas le souhait des initiateurs de la complémentaire santé.

De plus, le manque d'informations sur les nouveaux entrants du système ne favorise pas l'utilisation de la variable « Sp ».

La solution contre cette asymétrie pourrait être l'utilisation d'un questionnaire lors de l'entrée d'un nouvel adhérent dans le régime bien que le dilemme persistera, car le code de mutualité refuse toute discrimination sur l'état de santé.

Finalement, la variable Sp ne sera pas retenue dans le cadre de notre étude.

- La variable « Exposition » : elle correspond à la période pendant laquelle l'assuré est sous risque. La période police ou de contrat est comprise entre 0 et 2 dans le cadre de notre étude.

Ainsi, un assuré aura une exposition de 2 s'il était déjà couvert avant la date de début de notre période d'étude.

Un assuré aura une exposition de 1,5 si sa date de début de couverture est le dernier jour du 7^e mois après la date de début de la période d'étude.

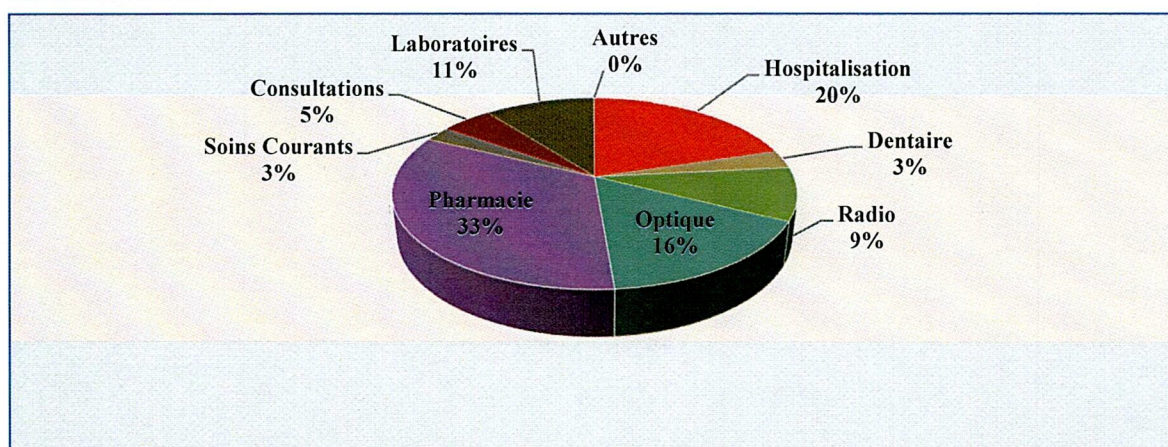
Un assuré aura une exposition de 0,5 si sa date de début de couverture correspond au dernier jour du 19^e mois après la date de début de la période de couverture.

Un assuré aura une exposition nulle si sa date de début de couverture est postérieure à la date de fin de période d'étude.

Cette variable nous permet d'obtenir une fréquence annuelle et un montant annuel de sinistres à partir des totaux sur toute la période d'observation.

Répartition des dépenses Santé par Actes

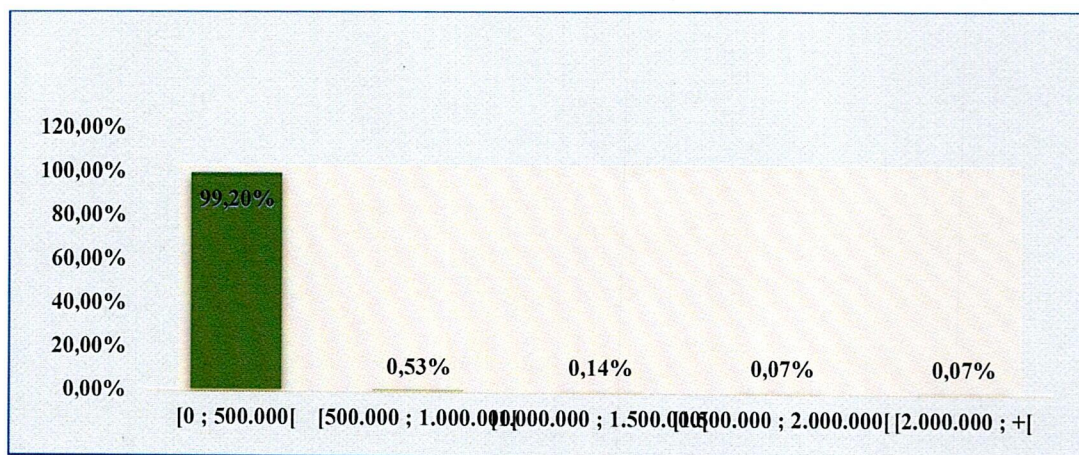
GRAPHIQUE 18 : REPARTITION DES DEPENSES SANTE PAR ACTE



Source : Base de données de santé senior

Nous pouvons constater que sur nos 9 groupes d'actes initiaux, 4 représentent moins de 6% des dépenses totales du portefeuille, à savoir, **Soins courants, Consultations, Dentaires et Autres.**

GRAPHIQUE 19 : FREQUENCE DU COUT DES SINISTRES PAR TRANCHE DU PORTEFEUILLE



Source : Base de données de santé senior

Pour les groupes d'actes sélectionnés, les histogrammes des sinistres et des fréquences seront en **annexe 1**.

Dans la suite, ces rappels de mathématiques vont nous permettre de :

- Transformer la théorie en un modèle adapté à notre cas concret.
- Sélectionner les variables selon une méthode du type stepwise (backward) afin de ressortir une modélisation robuste, puis tester différentes familles de lois pour les coûts, d'une part, et les fréquences, d'autre part, afin de déceler celle qui ajustera au mieux les données de notre portefeuille.
- Estimer les paramètres du modèle par maximum de vraisemblance, déterminer les intervalles de confiance pour ces paramètres et terminer en vérifiant si le modèle établi est valide ou non
- Établir les différentes primes pures.

Chapitre III : Implémentation des méthodes actuarielles d'une couverture complémentaire sur le portefeuille de la BEAC

1. Généralités

Dans cette partie le principal modèle que nous allons utiliser est le Modèle Linéaire Généralisé, c'est l'une des plus grandes méthodes de tarification adoptée par les actuaires depuis une vingtaine d'années. Son usage est d'une utilité indéniable en assurance non vie. Particulièrement appropriée en assurance automobile, nous faisons le choix d'appliquer le (GLM) dans le cadre de notre mémoire dont le thème est une complémentaire santé.

L'intérêt de ce type de tarification est de rendre possible une sélection avisée de variables tarifaires dans l'objectif de capitaliser les informations apportées par les données aboutissant à la prise de décision immédiate et permettant d'anticiper sur les événements aléatoires pouvant affecter le portefeuille des assurés. L'importance de cette tarification est d'autant plus cruciale entre les mains d'un assureur ou d'un organisme complémentaire de protection sociale, car elle permet de prendre la mesure de la concurrence (très rude le plus souvent), elle permet donc de perfectionner la tarification. L'assureur pourra ainsi proposer un meilleur tarif, adéquat et bien adapté à son portefeuille tout en maîtrisant la couverture de ses propres risques.

Nous choisissons de modéliser séparément pour nos différentes garanties, la fréquence et les coûts des sinistres. Ceci afin de :

- Avoir une meilleure adéquation de nos deux variables à des lois de distributions usuelles.
- Pouvoir faire une distinction entre les lois qui expliquent la fréquence de celles qui expliquent les coûts des sinistres.

Dans une première articulation, nous allons effectuer la présentation des produits du Fonds de Santé de la BEAC, réaliser l'étude de la modélisation « fréquence-coût ». Nous présenterons le contrat à tarifier ainsi que les primes pures par la méthode directe. Puis nous effectuerons la tarification avec un Modèle Linéaire Généralisé et nous terminerons par une analyse des résultats.

2. Dépendance

a. Le coefficient de corrélation

Description

Soit (X, Y) un couple de caractères quantitatifs, décrivant un même ensemble. On dit qu'il existe une relation entre X et Y si l'attribution des modalités sur une génère un effet sur l'autre. Parmi les mesures de la dépendance entre deux variables, le coefficient de corrélation représente l'intensité de liaison linéaire.

Le coefficient prend une valeur comprise entre -1 et 1. Il est égal à 1 dans le cas où l'une des variables est une fonction affine croissante de l'autre variable. Il est égal à -1 dans le cas où une variable est une fonction affine décroissante. Les valeurs intermédiaires renseignent sur le degré de dépendance linéaire entre les deux variables. Plus le coefficient est proche des valeurs extrêmes -1 et 1, plus la corrélation linéaire entre les variables est forte.

Les variables seront indépendantes si le coefficient de corrélation est nul.

Le coefficient de corrélation mesure la dépendance linéaire. Donc un coefficient nul est une condition nécessaire mais pas suffisante à la dépendance entre deux variables. Dans nos cas de consommation santé, nous cherchons à déterminer si l'amélioration de la couverture (et donc l'augmentation des coûts moyens remboursés par l'assureur) entraîne une hausse de la fréquence de sinistre. Cette problématique peut être calculée par une relation linéaire et le calcul du coefficient de corrélation permet donc de répondre à notre problématique.

a) Le coefficient de corrélation de Pearson

La formule de Pearson permet de déterminer un estimateur empirique du coefficient de corrélation : $\hat{r} = \frac{\sum_i^q (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_1^q (x_i - \bar{x})^2 \sum_1^q (y_i - \bar{y})^2}}$

Nous calculerons le coefficient de corrélation sur notre base initiale de données et indépendamment sur chaque poste déterminé pour notre étude.

- Coefficients de corrélation pour chaque poste

TABLEAU 4 : COEFFICIENT DE CORRELATION

Poste d'Acte	Coefficient de corrélation
Hospitalisation	0,149987
Dentaire	0,045325
Radio	0,092643
Optique	0,093893
Pharmacie	0,130986
Soins courants	0,046709
Consultations	0,020833
Laboratoires	-0,05142
Base Globale	-0,02667

Source : Base de données de santé senior et les calculs sur Excel.

Les différents coefficients de corrélation obtenus pour chaque poste sont assez faibles, nous pouvons conserver l'hypothèse d'indépendance entre le coût moyen et la fréquence pour ces postes.

Afin de conforter nos résultats réalisons également les tests d'indépendance de χ^2 qui, contrairement au coefficient de corrélation de Pearson, permet de tester une relation de dépendance globale et non pas seulement linéaire.

b. Présentation des produits du Fonds de Santé la BEAC en étude

Le Fonds de Santé de la BEAC aura pour produit phare « la prise en charge des prestations ».

Le taux de prise en charge de l'adhérent par le Fonds de Santé est fixé à 80% du coût de la prestation médicale, sous réserve des plafonds spécifiques à certains actes médicaux prévus par le règlement en vigueur.

Le ticket modérateur (la part du coût de la prestation médicale restant à la charge de l'adhérent) est directement réglé par celui-ci auprès du prestataire de santé.

Les types de prises en charge

La prise en charge de l'adhérent s'effectue :

- Soit par remboursement des frais médicaux.

- Soit par émission d'un bon de prise en charge.

Modalités de remboursement

Le remboursement des frais médicaux de l'adhérent s'effectue par tous les moyens de paiements en vigueur à la Banque Centrale.

Le délai de prescription du remboursement des frais médicaux est fixé au 31 mars de l'année d'exercice au cours duquel ils ont été engagés par l'adhérent.

La Prise en charge par émission de bons

L'émission du bon de prise en charge par le Fonds de Santé est subordonnée à la demande de l'adhérent, accompagné de la prescription médicale et, le cas échéant, de la facture pro forma de l'acte médical envisagé.

Le bon de prise en charge est émis une fois obtenu la validation de l'acte médical envisagé par le médecin-conseil du Fonds de Santé ou à défaut, le médecin relais sous réserve des situations d'urgence.

Le bon de prise en charge est établi à hauteur des taux plafonds de prise en charge des prestations par le Fonds de Santé prévus par le présent règlement.

Le règlement du bon de prise en charge s'effectue sur la base des éléments suivants :

- Original du bon de prise en charge ;
- Facture définitive détaillée de la prestation reçue par l'adhérent ;
- Feuille de soins signée par l'adhérent et le médecin traitant.

Dans le présent mémoire, nous avons pour objectif d'établir une tarification ayant pour base d'appui les niveaux de garantie proposés par le Fonds de Santé de la BEAC. (**Annexe 2**)

Composantes tarifaires

Pour amorcer la structure tarifaire de notre produit, nous allons identifier les composantes déterminantes à prendre en considération.

i- L'âge

Le problème crucial auquel font face les personnes âgées en Afrique est celui de l'assurance de leurs moyens d'existence et de l'accès aux soins de santé de qualité. Les besoins et la consommation en santé dépendent fortement de l'âge de l'assuré. Dès l'âge de 20ans, la consommation en santé augmente avec l'âge et atteint un niveau considérable au 3e âge, ceci, malgré le plus souvent la baisse des revenus due au départ en retraite.

ii- Le niveau de garantie

Le niveau de garantie détermine les montants qui seront remboursés par l'assureur en cas de réalisation d'un sinistre. Il joue aussi un rôle sur le comportement de l'assuré, car selon le niveau de couverture, un assuré aura tendance à hausser sa consommation.

iii- La zone géographique

Le facteur zone géographique impacte significativement la consommation en santé d'un assuré. En effet, un assuré qui réside dans une zone urbaine aura un accès aux soins plus facile comparé à un assuré qui réside en zone rurale. Cette variation de la consommation peut aussi exister dans différentes villes urbaines également dans différents pays.

L'approche genre

Nous utilisons l'approche genre ici pour collecter les informations sur des assurés sans pour autant en faire une différenciation tarifaire en fonction du sexe.

Dans la suite de notre mémoire, pour la tarification du produit cible, nous allons utiliser les variables suivantes :

- L'âge ;
- Le niveau de garantie ;
- La zone géographique ;

Pour notre produit, nous restreignons l'âge de notre population aux personnes âgées de plus de 55 ans.

Rappel de la méthodologie (coût-fréquence) et application à un contrat donné :

Selon les niveaux de garantie (Annexe 2), nous allons proposer une tarification par acte et par tranche d'âge en utilisant la méthode de GLM et la méthode directe.

Détermination du tarif par la méthode directe.

Le calcul du tarif a été effectué en divisant la base de sinistres en sous-bases correspondant chacune à une composition et à un groupe d'actes.

Le tarif moyen sur la période d'étude assurant la couverture de chaque groupe d'actes est déterminé grâce à une méthode fréquence/coût sur chacune des familles d'actes. On obtient un tarif moyen sur la période d'étude pour chacune des tranches d'âge et les familles d'actes : **hospitalisation, de pharmacie, d'optique, etc.**

Rappelons que le coût moyen est déterminé par la formule suivante :

$$\text{Coût moyen annuel} = \frac{\text{montant annuel des sinistres}}{\text{nombre de sinistres annuels}}$$

La fréquence quant à elle est déterminée par la formule suivante :

$$\begin{aligned} \text{Fréquence annuelle} &= \frac{\text{nombre de sinistres annuels}}{\text{nombre d'années police}} \\ &= \frac{\text{nombre de sinistres annuels}}{\text{exposition}} \end{aligned}$$

Pour obtenir le tarif global de l'offre, il reste à sommer les tarifs assurant la couverture de chaque groupe d'actes. On obtient un tarif pour chaque tranche d'âge pour la couverture de l'ensemble des groupes d'actes.

Prime pure obtenue.

TABEAU 5 : PRIME PURE DE PREMIER ORDRE

Tranche d'âge	Effectif par Tranche d'âge	Coût Moyen par Tranche d'âge	Prime pure par Tranche D'âge
55	843	46 719,189	290 459
56	397	52 142,112	406 249
57	365	54 544,915	370 725
58	307	56 970,344	397 843
59	276	55 244,575	447 438

Source : Base de données de santé senior et les calculs sur Excel.

Nous obtenons ainsi :

- Un coût moyen égal à **51 222 FCFA** ;
- Une fréquence moyenne de **7,27** ;
- Une prime pure de premier ordre égal à **359 727 FCFA**.

Dans la partie suivante, nous allons déterminer ces tarifs par une autre méthode puis nous allons comparer les résultats obtenus.

3. Tarification à l'aide d'un Modèle Linéaire Généralisé

a. Création des Variables

Variable sexe :

La variable « Sexe » existait déjà dans la base de données. Elle comporte les modalités : « M = Masculin » et « F = Féminin ».

Variable Région et Variable Pays

Les « variable région » et « Variable Pays » n'étaient pas dans les données initiales.

La variable tranche d'âge :

La variable âge existait également déjà dans les données initiales.

Nous regroupons les âges par tranche d'âge de cinq ans. Pour des raisons personnelles à notre étude. Ainsi la variable « tranche d'âge » comporte donc les modalités : « 55ans », « 56ans », ..., « 59ans ».

Variable Contrat :

Tous les assurés du portefeuille adhèrent à la souscription au même contrat.

Le contrat est constitué d'un niveau de garantie détaillé dans les conditions générales.

Pour prendre en compte l'impact de l'aléa moral (élevé du fait que l'adhésion au Fonds de Santé est facultative) résultant de ces différents niveaux de garanties, nous avons décidé d'étudier la variable contrat qui sera représentée par « 1 ».

La Variable Poste d'Acte

La variable Poste d'acte est une variable qualitative. Elle représente les différentes consommations de nos adhérents ses modalités sont :

- « Hospitalisation »
- « Dentaire »
- « Radio »
- « Optique »
- « Pharmacie »
- « Soins courants »
- « Consultation »
- « Laboratoire »
- « Autres »

Variable Nombre de Sinistres

La variable « Nombre de Sinistres » est définie en comptabilisant le nombre de sinistres par individu dans notre portefeuille.

La variable Lieu de Soins

La variable « Lieu de Soins » est obtenue en identifiant sur le fichier Code Acte de notre base de données les différents lieux où nos adhérents se font soigner. Elle est une variable qualitative qui comporte cinq modalités qui sont :

- « Étranger » = E
- « Cameroun privé » = privé
- « Cameroun public » = Y
- « Cameroun para public » = Y1
- « Cameroun Confessionnal » = Y2

Variable Sp

Cette variable permettra de prendre en compte la sinistralité passée d'un individu ceci provient du fait qu'un individu qui a souvent bénéficié de remboursements aura tendance à en bénéficier dans l'avenir.

La variable Sp sera le rang du remboursement d'un acte dans la liste des remboursements attribués à un bénéficiaire pour un groupe d'acte donné sur toute la période d'étude.

Variable Fréquence

La variable Coût moyen

La variable $\ln(\text{Coût Moyen})$

La variable $\ln(\text{Nombre de sinistres})$

b. Traitement des données

Pour notre étude, le traitement des données était nécessaire. Nous avons préparé les données, puis effectuer un traitement sur Excel.

Les variables « Region » et « Pays » ont été supprimées, car elles ne nous apportent pas d'informations.

Sélection des variables.

Pour déterminer la meilleure combinaison des variables qui explique mieux la fréquence ou le coût moyen (l'approche qui consiste à éliminer d'un seul coup les variables non significatives n'est pas bonne : certaines peuvent être corrélées à d'autres, ce qui peut masquer leur réelle influence sur la fréquence ou le coût moyen), la sélection des variables est effectuée sous R selon la méthode backward (approche en arrière) dont le processus est le suivant :

Etape 1 : Démarrer le modèle avec toutes les variables exogènes et étudier leurs significativités.

Etape 2 : Si elle est établie, alors ARRÊT. Sinon on supprime la variable dont le test de Student ($H_0 : \beta_j = 0$) est le moins significatif (p-value la plus grande).

Etape 3 : Recommencer l'ETAPE 2 jusqu'à l'obtention d'un modèle qui ne contienne que des variables significatives (seuil 5 % dans ce travail).

1 sélection des variables pour la fréquence

Nous avons fait une étude par famille d'acte de notre portefeuille.

Les résultats des variables sélectionnées pour les modélisations des fréquences sont consignés dans le tableau ci-dessous.

TABLEAU 6 : VARIABLES SELECTIONNEES POUR LA MODELISATION DE LA FREQUENCE PAR FAMILLE D'ACTE

Poste D'Acte	Variables sélectionnées pour la modélisation de la fréquence
Hospitalisation	- Sinistres pour Hospitalisation - Montant Base remboursement - Lieu de soins au public = Y - Exposition - Sexe - Lieu de soins au parapublic = Y1
Dentaire	- Sinistres pour dentaire - Exposition - Sexe - Lieu de soins public = Y
Radio	- Montant base de remboursement - Sinistres pour Radio - Lieu de soins public = Y - Exposition
Optique	- Formule de la garantie F1 - Formule de la garantie F2 - Exposition - Sexe - Montant Base remboursement - Sinistres pour optique
Pharmacie	- Montant Base remboursement - Sinistres pour pharmacie - Exposition - Lieu de soins à l'étranger = E
Soins courants	- Lieu de soins à l'étranger = E - Lieu de soins au privé = privé - Lieu de soins au public = Y - Lieu de soins au parapublic = Y1
Consultations	- Sinistres pour consultation - Exposition - Lieu de soins à l'étranger = E - Lieu de soins au public = Y
Laboratoire	- Montant Base remboursement - Sinistres pour laboratoire - Exposition - Lieu de soins au parapublic = Y1 - Lieu de soins confessionnal = Y2
Autres	Aucune variable.

Source : Base de données de santé senior et les calculs sur Excel.

viii- Sélection des variables pour le coût moyen

Pour le coût moyen, nous avons fait une étude par poste d'acte de notre portefeuille

Les résultats des variables sélectionnées pour les modélisations des coûts moyens par poste d'actes sont consignés dans le tableau ci-dessous.

TABLEAU 7 : VARIABLES SELECTIONNEES POUR LA MODELISATION DU COUT MOYEN PAR FAMILLE D'ACTE

Famille d'Acte	Variables sélectionnées pour la modélisation du coût moyen
Hospitalisation	- Montant Base de remboursement - Sinistres pour Hospitalisation - Lieu de soins étranger
Dentaire	- Montant Base sinistre - Sinistres pour dentaire
Radio	- Montant Base remboursement - Sinistres pour Radio - Formule de la garantie pour Radio - Lieu de soins au privé - Lieu de soins au public - Lieu de soins confessionnal
Optique	- Montant Base de Remboursement - Sinistres pour Optique - Age - Lieu de soins étranger - Formule la garantie 1 - Formule de la garantie 2
Pharmacie	- Montant Base de remboursement - Sinistres Pharmacie - Lieu de soins privé - Lieu de soins para public - Sexe - Exposition
Soins courants	- Montant Base de remboursement - Sinistres Soins courants
Consultations	- Sinistres pour Consultations - Exposition - Lieu de soins étranger - Lieu de soins public
Laboratoires	- Montant Base de remboursement - Sinistres Laboratoires - Exposition - Lieu de soins para public - Lieu de soins confessionnal
Autres	Aucune variable

Source : Base de données de santé senior et les calculs sur Excel.

Choix des modèles

A présent que nous avons sélectionné les variables explicatives de la fréquence et du coût moyen pour nos différents postes, nous allons effectuer les choix des distributions pour nos différents Modèles Linéaires Généralisés.

Les statistiques descriptives et la littérature sur la question suggèrent de tester pour les fréquences une distribution de **Poisson, Binomiale Négative ou une inverse gaussienne**.

Pour les coûts moyens, nous avons recherché la meilleure adéquation aux lois **Lognormale, Gamma et l'inverse gaussienne**.

Certes, ces hypothèses concernent les lois de chaque observation pour la fréquence comme pour le coût moyen et non la loi globale.

Les choix de distribution choisis seront celles qui obtiennent l'AIC le plus faible.

Tableau des AIC pour les choix des distributions pour nos GLM.

- Pour la fréquence

TABLEAU 8 : AIC FREQUENCE

Poste	Binomial négative	Quasi poisson	Inverse gaussienne
Hospitalisation	2054	////	1 001,631
Dentaire	2 055,2	////	2 084,9
Radio	6 212,4	////	6 368,3
Optique	6 181,3	////	22 119
Pharmacie	9 710,2	////	10 019
Soins courants	1 211,7	////	1 274,2
Consultations	6 841,5	////	7 193,7
Laboratoire	5 975,245	////	6 212,3

Source : Base de données de santé senior et les calculs sur Excel.

- Pour les coûts moyens

TABLEAU 9 : COUT MOYEN

Poste	Inverse gaussienne	Gamma	Log normale
Hospitalisation	9 068,3	9 122,2	763,0
Dentaire	7 079,4	6 987,6	218,3
Radio	21 170	21 442	1 418,3
Optique	22 119	21 696	-518
Pharmacie	10 019	40 848	4 100,4
Soins courants	3 707,7	4 055,5	449,1
Consultations	22 059,2	22 117,4	1 001,6
Laboratoire	20 720	20 872	1 457,3

Source : Base de données de santé senior et les calculs sur Excel.

Modèles choisis pour les fréquences

La distribution choisie pour modéliser la fréquence pour tous les postes d'acte (Dentaire, Radio, Optique, Pharmacie, Soins courants, Consultations, Laboratoires) est la loi **Binomiale Négative** et la **loi inverse gaussienne** pour le poste d'acte Hospitalisation.

Le Modèle Linéaire Généralisé s'écrit :

$$\ln\left(\frac{E[\text{Nombres de sinistres}]}{\text{Exposition}}\right) = \alpha_0 + \alpha_1 \times x_1 + \dots + \alpha_q \times x_q$$

Ou encore :

$$\ln(E[\text{Nombres de sinistres}]) = \alpha_0 + \alpha_1 \times x_1 + \dots + \alpha_q \times x_q + \ln(\text{Exposition})$$

Avec $\ln(\text{Exposition})$ en variable offset

Nombre de sinistres ~ Binomiale Négative ou l'inverse gaussienne.

La loi Binomiale Négative nous permet d'obtenir des meilleurs intervalles de confiance pour les estimations des paramètres.

Modèles Choisis pour les Coûts Moyens

Pour ajuster les coûts moyens, la distribution choisie est celle de la **loi Lognormale** dont le Modèle Linéaire Généralisé s'écrit :

$$\ln(E[\text{Coûts}]) = \alpha_0 + \alpha_1 \times x_1 + \dots + \alpha_q \times x_q$$

Ou Coûts ~ LogNormale

Tarification à l'aide du modèle établi

Les paramètres α (coefficients tarifaires) sont estimés par la résolution du Modèle Linéaire Généralisé. Ils permettent d'obtenir la prime pure annuelle par bloc de tarification après l'inversion par la fonction exponentielle.

La prime est donc :

$$\text{PrimePure}_i = e^{(\hat{\alpha}_0^{\text{fréquence}} + \hat{\alpha}_1^{\text{fréquence}} x_{i,1} + \dots + \hat{\alpha}_q^{\text{fréquence}} x_{i,q})} \times e^{(\hat{\alpha}_0^{\text{coût}} + \hat{\alpha}_1^{\text{coût}} x_{i,1} + \dots + \hat{\alpha}_p^{\text{coût}} x_{i,p})}$$

Avec

q = le nombre de variables explicatives sélectionnées pour la fréquence

p = le nombre de variables explicatives sélectionnées pour le coût moyen

$\hat{\alpha}_q^{fréquence}$ = au vecteur des estimations des paramètres du Modèle linéaire Généralisé pour chacune des modalités de la variable q .

$x_{i,q}$ = au vecteur où la modalité de la variable q correspondant à l'individu i vaut 1 et 0 pour les autres.

Tarification

TABLEAU 10 : TARIFICATION PAR POSTE

POSTE	Méthode Directe	GLM Estimated	GLM Min	GLM Max
Hôpitaux	440 153,7	1 064 574,1	289 618,6	4 631 714,9
Dentaires	967 540,2	989 537,9	284 489,8	4 011 738,8
Radio	655 096,5	1 856 601,1	338 986,2	14 437 971,1
Optique	1 165 719,1	2 359 813,02	119 857,8	3 876 962,2
Pharmacie	273 731,7	4 006 511,1	361 316,6	48 374 051,9
Soins courants	1 382 967,7	1 548 800,2	194 609,8	37 595 522,8
Consultations	131 901,2	168 762,9	95 631,9	351 158,6
Laboratoires	650 975,03	778 013,3	22 159,8	42 321 754,6
Autres	168 400	168 400	168 400	168 400

Source : Base de données de santé senior et les calculs sur Excel.

La première colonne indique les primes pures moyennes estimées par la méthode directe, la seconde indique les primes pures moyennes par poste d'actes estimées par le MLG. Les deux dernières colonnes sont obtenues avec les intervalles de confiances des estimations des paramètres.

L'avant-dernière colonne est obtenue à partir des bornes inférieures des intervalles de confiance, la dernière avec les bornes supérieures.

Ci-dessous nous avons les coefficients obtenus sur R qui nous ont permis de calculer les tarifs estimés ainsi que le maximum et le minimum de chaque tarif pour la méthode du GLM.

Nous présentons les coefficients de l'acte consultation. Les tableaux des coefficients des autres familles d'actes sont en Annexe4

Tableau des coefficients obtenus par la modélisation de la fréquence par le GLM pour la famille d'acte Consultation

TABLEAU 11 : COEFFICIENTS DE LA MODELISATION DE LA FREQUENCE PAR LE GLM POUR LA FAMILLE D'ACTE CONSULTATION

Fréquence				Coût moyen			
Coefficient	estimated	Min	Max	Coefficient	estimated	Min	Max
(Intercept)	7,41	6,97	7,88	(Intercept)	7 007,56	6 639,47	7 396,05
Count,of,Code,Acte	1,12	1,11	1,13	Base,Remboursement	1,00	1,00	1,00
log(Exposition)	0,51	0,46	0,56	Sinistres	0,96	0,95	0,96
E	1,36	1,16	1,60	E	1,78	1,59	1,99
Y	1,06	1,03	1,09	Privé	1,27	1,23	1,31

Source : Base de données de santé senior et les calculs sur R.

Nous pouvons constater que les tarifs obtenus sont considérablement supérieurs à ceux obtenus par la méthode directe. L'amplitude des intervalles [Prime min ; Prime max] confirme clairement que les résultats obtenus par le GLM semblent ne pas être adaptés, car ils sont obtenus sans la prise en compte de l'âge par poste ce qui ne nous permet pas d'estimer les tarifs au-delà de 59ans.

Pour la suite, nous allons essayer de déterminer les tarifs en effectuant une étude globale par tranche d'âge dans notre portefeuille,

Détermination du Tarif par tranche d'âge par la méthode directe et par la méthode du GLM

Il est à noter que nous réalisons un tarif par tranche d'âge dans l'optique de nous renseigner davantage sur le comportement des retraités de la BEAC « seniors » et non dans l'optique d'effectuer une discrimination due à l'âge de nos adhérents. En effet l'objectif premier du gestionnaire de la caisse de retraite est celui de faire en sorte qu'un nombre important à défaut de la totalité adhèrent au Fonds de santé de la BEAC. Il est à rappeler que l'adhésion au Fonds de Santé de la BEAC est facultative,

Le tableau ci-dessous indique les primes pures moyennes par tranche d'âge pour notre portefeuille d'étude.

TABLEAU 12 : PORTEFEUILLE POUR CHAQUE TRANCHE D'ÂGE

Tranche d'âge	Méthode Directe	GLM Estimated	GLM Min	GLM Max
55ans	290 459,2	392 278,7	191 302,7	947 361,6
56ans	406 249,2	489 829,5	93 942,91	3 047 571
57ans	370 725,4	452 605,3	220 124,6	1 329 994
58ans	397 843,2	479 836,4	230 987,4	1 321 679
59ans	447 438,1	445 431,3	218 122,5	1 762 339

Source : Base de données de santé senior et les calculs sur Excel.

Les coefficients utilisés obtenus sur R pour la tranche d'âge 55 ans sont indiqués dans le tableau ci-dessous, Les tableaux des coefficients des autres tranches d'âge sont mis en Annexe4.

TABLEAU 13 : COEFFICIENT POUR LA MODELISATION DE LA FREQUENCE ET LE COUT PAR LE GLM POUR 55 ANS

Fréquence				Coût moyen			
(Intercept)	1,28	1,20	1,35	(Intercept)	10,38	10,26	10,49
SinistreH55	0,06	0,06	0,06	Base,Remboursement55	0,00	0,00	0,00
log(Exposition55)	-0,73	-0,85	-0,61	SinistreH55	-0,03	-0,03	-0,02
SinistreF55	0,06	0,05	0,06	SinistreF55	-0,02	-0,03	-0,02
				SexeH55	0,07	-0,07	0,20

Source : Base de données de santé senior et les calculs sur R.

La méthode directe et la méthode du GLM appliquées à notre base de données nous a permis d'obtenir des meilleurs résultats par rapport aux résultats de la tarification par poste et par tranche d'âge. Cependant, du fait que la variable « Âge » n'est pas prise en compte par la méthode du GLM, nous ne pourrions pas faire de l'extrapolation afin de déterminer les tarifs pour les seniors avec les résultats fournis par la méthode du GLM. Nous allons dans la suite établir nos tarifs en appliquant le GLM sur Notre Base de données globale ceci pour pouvoir insérer la variable « Âge » dans notre GLM.

Détermination de la prime pure sur nos données globales par la méthode du GLM

La fréquence est modélisée par la loi binomiale négative.

Tableau des coefficients de la Loi

Coefficients	Estimated	Min	Max
(Intercept)	1,294634e+00	1,257822e+00	1,331391e+00
log(ExpositionSenior)	-8,419806e-01	-8,906095e-01	-7,938218e-01
SinistreSenior	6,014889e-02	5,775330e-02	6,256152e-02
RemboursementSenior	1,699600e-08	-1,484049e-08	4,950450e-08
(Intercept)	1,294634e+00	1,257822e+00	1,331391e+00

Le coût moyen est modélisé par la loi LogNormale.

Coefficients	Estimated	Min	Max
(Intercept)	-1,50493957	-4,89972502	1,8898458757
log(AgeSenior)	1,24402314	0,41123301	2,0768132772
log(RemboursementSenior)	0,61455653	0,59569963	0,6334134207
SinistreSenior	-0,04308149	-0,04516942	-0,0409935640
ExpositionSenior	-0,05577987	-0,11092077	-0,0006389592

\Nous obtenons :

FréquenceGLM		Coût moyenGLM		Prime GLM	
Estimée	9,862	Estimée	44 414,1	Estimée	438 003,2
Min	8,05	Min	36,45625	Mn	293,34
Max	12,38	Max	54 232 342	Max	671 433 573

La prime pure estimée par le GLM est de **438 003,2 FCFA** est réalisable et nous pouvons à présent faire une extrapolation pour obtenir la prime applicable aux seniors.

4. Comparaison de la tarification obtenue par la méthode directe et par la méthode du GLM

a. Méthode directe et méthode du GLM par famille d'acte

Suite aux résultats des tarifs obtenus par le GLM, en ce qui concerne la tarification par poste de garantie, nous validons beaucoup plus le tarif obtenu par la méthode directe, mais le fait

que les paramètres propres à chaque individu ne soient pas pris en compte dans l'élaboration du tarif ne nous satisfait pas.

La conception du tarif par l'approche de plusieurs méthodes permet d'avoir une vision globale de la prise en charge financière des risques pouvant affecter le portefeuille d'un assureur.

La mise en œuvre du modèle GLM nécessite la sélection des variables, les tests d'hypothèses, la prise en compte des intervalles de confiance, tout ceci dans l'optique de déterminer le modèle qui approchera au mieux les données.

Dans le cas où les résultats du GLM sont validés, le pilotage du portefeuille est évident, Par exemple :

- En fonction de l'âge d'un individu le GLM nous permet d'établir le tarif en fonction des tranches d'âges spécifiques tandis que la méthode directe nous renvoie un tarif identique, peu importe la tranche d'âge et les caractéristiques propres à chaque individu,
- Nous constatons que le tarif est différent selon les postes d'acte alors que la méthode directe propose un même tarif, peu importe la garantie
- En plus, les dépenses en santé augmentent avec l'âge ce qui est en adéquation avec le GLM, ce qui n'est pas démontré par la méthode directe,

Bien que le tarif obtenu par la méthode directe ne soit pas en conformité par un test statistique, elle peut être ajustée après chaque année.

La méthode du GLM appliquée sur le portefeuille global nous a permis d'avoir une prime pure optimale. Si l'assureur observe une grosse variabilité de sinistres dans son portefeuille, l'assureur se couvrira par des chargements de sécurité dans le cas où les variations sont moindres dans son portefeuille. Cependant, en cas de grosse variation de la fréquence des sinistres ou d'une augmentation critique des coûts des sinistres, l'assureur pourra envisager une couverture en réassurance,

b. Méthode directe et méthode du GLM par tranche d'âge

La modélisation de la fréquence a été faite par la distribution **Binomiale Négative** et celle des coûts par la distribution **LogNormale**,

Les tarifs obtenus par la méthode du GLM appliqué sur le portefeuille global semblent être plus adaptés, car ils se rapprochent assez bien des tarifs obtenus par la méthode directe avec une marge de couverture.

La taille des données et la qualité des variables explicatives sont donc des critères essentiels pour l'efficacité de la méthode du GLM.

En cas de données de petite taille, il est préférable de recourir à la méthode directe.

L'objectif de notre mémoire était d'établir une complémentaire santé à destination des seniors de la BEAC. Nous avons mené notre étude avec une base de données comportant des informations presque similaires à celle de la population senior. La base de données d'étude concernait les tranches d'âge allant de 55 ans à 59 ans. Pour pouvoir obtenir le tarif des tranches d'âge des seniors, il suffira de faire de l'extrapolation linéaire dont nous rappelons le principe.

Le principe de l'extrapolation linéaire

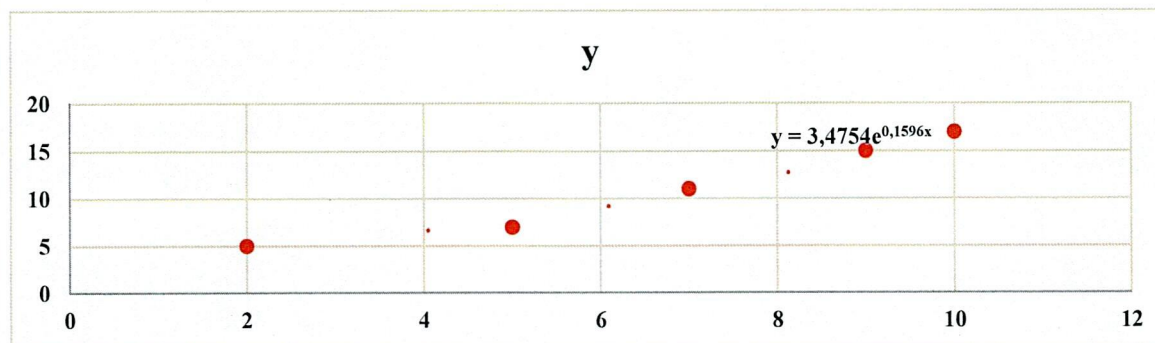
En statistique, l'extrapolation linéaire est un procédé qui consiste à prolonger une série statistique en introduisant à la suite des termes connus un terme nouveau qui obéit à la règle de la série.

Exemple :

On a la suite de données statistiques représentée dans le tableau ci-dessous :

X	2	5	7	9	10
y	5	7	11	15	17

GRAPHIQUE 20 : EXEMPLE D'EXTRAPOLATION



Source : Base de données de santé senior et les calculs sur Excel,

La relation qui décrit le mieux cette suite de points est $y = 3,4754e^{0,1596x}$,

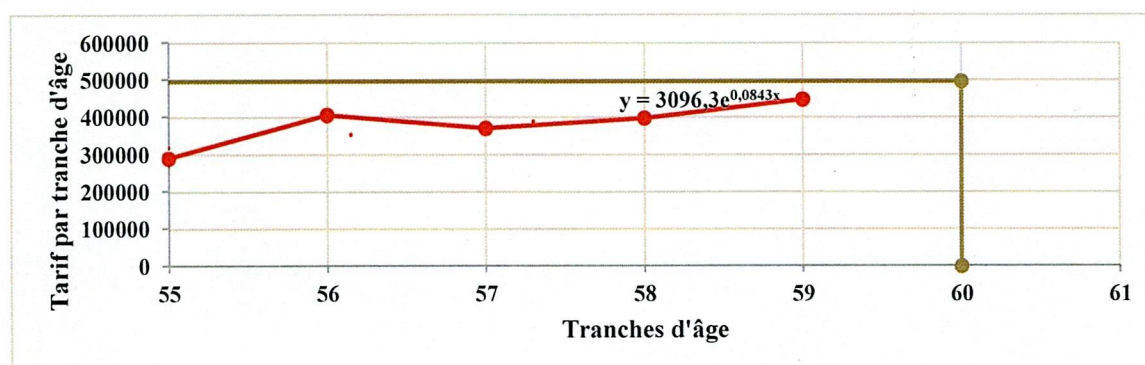
Par extrapolation, si $x = 30$, alors $y = 417,26$

C'est cette méthode par extrapolation que nous allons appliquer sur les tranches d'âges lissées pour déterminer les tarifs des plus de 59ans,

Extrapolation complémentaire sur les âges élevés

Au vu des résultats obtenus par la tarification par famille d'actes qui n'étaient pas assez convaincants, nous avons effectué également une tarification par tranche d'âge dont les résultats reflètent mieux la réalité de notre portefeuille. Cette incohérence observée sur les tarifs obtenus par la méthode du GLM est encore vérifiée en effectuant l'extrapolation.

GRAPHIQUE 21 : EXTRAPOLATION OBTENUE AVEC LES TARIFS DE LA METHODE DIRECTE



Source : Base de données de santé senior et les calculs sur Excel,

5. Validité des modèles

HYPOTHÈSES

H_0 : le modèle ajuste bien les données

H_1 : le modèle n'ajuste pas bien les données

La règle de décision :

Si la **Déviance résiduelle observée** $< q_{n-p}^{1-\alpha}$ alors le modèle ajuste bien nos données

Les déviations résiduelles obtenues pour chaque modèle par la fonction « déviance » sur R sont consignées dans le tableau ci-dessous,

- Pour la fréquence

TABLEAU 14 : DEVIANCE RESIDUELLE POUR LA FREQUENCE PAR FAMILLE D'ACTE

Poste	Distribution	Déviance résiduelle observée	$q_{n-p}^{1-\alpha}$
Hospitalisation	Inverse gaussienne	354,7537	425,394
Dentaire	Binomiale négative	333,3643	341,4
Radio	Binomiale négative	1004,91	1021,779
Optique	Binomiale négative	1043,487	1030,08
Pharmacie	Binomiale négative	1780,755	1971,716
Soins courants	Binomiale négative	182,8773	193,7914
Consultations	Binomiale négative	1172,341	1003,108
Laboratoire	Binomiale négative	965,157	981,2904

Source : Base de données de santé senior et les calculs sur Excel,

- Pour les coûts moyens

TABLEAU 15 : DEVIANCE RESIDUELLE POUR LES COUTS MOYENS PAR FAMILLE D'ACTE

Poste	Distribution	Déviance résiduelle observée	$q_{n-p}^{1-\alpha}$
Hospitalisation	Log normale	158,90	422,2143
Dentaire	Log normale	35,583	343,53
Radio	Log normale	242,906	1 019,9703
Optique	Log normale	32,41	1 030,08
Pharmacie	Log normale	969,557	1 969,66
Soins courants	Log normale	134,276	194,882
Consultations	Log normale	158,819	1 203,108
Laboratoire	Log normale	20872	1 457,266

Source : Base de données de santé senior et les calculs sur Excel,

D'après les résultats obtenus pour les déviations résiduelles, nous pouvons conclure que dans l'ensemble les distributions établies pour chaque poste ajustent au mieux les données. Ces observations sont aussi vérifiées pour les tarifications par tranche d'âge.

Validité des lois pour la modélisation de la fréquence par tranche d'âge

TABLEAU 16 : VALIDITE DES LOIS POUR LA MODELISATION DE LA FREQUENCE PAR TRANCHE D'AGE

Tranche d'âge	Distribution	Déviante résiduelle observée	$q_{n-p}^{1-\alpha}$
55ans	Binomiale Négative	720,3	981,3
56ans	Binomiale Négative	400,2,2	439,2
57ans	Binomiale Négative	270,4	406,3
58ans	Binomiale Négative	270,4	344,6
59ans	Binomiale Négative	209,3	311,5

Source : Base de données de santé senior et les calculs sur Excel,

- Validité des lois pour la modélisation du coût par tranche d'âge

TABLEAU 17 : VALIDITE DES LOIS POUR LA MODELISATION DU COUT MOYEN PAR TRANCHE D'AGE

Tranche d'âge	Distribution	Déviante résiduelle observée	$q_{n-p}^{1-\alpha}$
55 ans	Log Normale	394,3	439,1
56 ans	Log Normale	179,2	439,2
57 ans	Log Normale	178,4	406,3
58 ans	Log Normale	144,6	344,6
59 ans	Log Normale	155,2	311,5

Source : Base de données de santé senior et les calculs sur Excel,

Nous avons pu sélectionner les variables sur R et Excel par la méthode Stepwise(backward) puis nous avons effectué les modélisations de nos fréquences et coûts moyens respectivement, nous avons obtenu des tarifs avec nos différentes méthodes. La méthode du GLM nous a permis de déterminer un intervalle de confiance pour la prime pure estimée, nous avons déterminé par la méthode du GLM des primes pures par famille d'actes et des primes pures par tranche d'âge.

Les résultats obtenus par la méthode directe nous semblent plus adaptés. Grâce à l'extrapolation appliquée sur les résultats obtenus par la méthode directe, nous avons déterminé les primes pures pour les âges 60 ans, 65 ans, 70 ans et 75 ans

TABLEAU 18 : PRIME PURE PAR EXTRAPOLATION AVEC LA METHODE DIRECTE

Âge	Prime pure par extrapolation avec la méthode directe
60 ans	497 033
65 ans	745 007,41
70 ans	992 981,85
75 ans	1 240 956,3

Source : Base de données de santé senior et les calculs sur Excel,

Tandis que les résultats obtenus avec les résultats de la méthode du GLM sont consignés dans le tableau ci-dessous,

TABLEAU 19 : PRIME PURE PAR EXTRAPOLATION AVEC LA METHODE DU GLM

Age	Prime pure par extrapolation avec la méthode du GLM
60 ans	472 214,3
65 ans	521 655,8
70 ans	572 034,9
75 ans	623 300,5

Source : Base de données de santé senior et les calculs sur R,

En observant les primes pures obtenues par la méthode directe l'on constate que le montant augmente avec l'âge ce qui est en adéquation avec les résultats des dépenses en santé de l'OMS. Les résultats obtenus par la méthode du GLM connaissent également une augmentation en fonction de l'âge. Les primes pures obtenues avec la méthode directe sont supérieures aux primes pures estimées avec la méthode du GLM. Nous pouvons donc conclure qu'en attendant les chargements de la prime que la méthode GLM nous a offert une meilleure estimation de la prime pure.

CONCLUSION

En résumé, il était question pour nous d'élaborer un tarif pour une complémentaire santé à destination des Seniors pour le cas des retraités de la BEAC (Banque des États de L'Afrique Centrale), dans le but de mettre sur fonctionnement un Fonds de Santé à destination des Seniors (personnels ou ex-personnels âgés de 60 ans et plus), pour améliorer les conditions de travail et de solidarité pour son personnel en activité et surtout pour ses retraités.

Le présent mémoire nous a permis d'établir d'une part une tarification par poste à l'aide des GLM lorsque l'indépendance entre coût moyen et la fréquence des sinistres étaient réalisées et d'autre part une tarification par la méthode directe afin d'obtenir la prime pure. L'approche utilisée est celle du « coût moyen-fréquence ». La modélisation de la fréquence a été faite en utilisant la loi **Binomiale Négative** car elle modélisait mieux les fréquences de notre portefeuille. Tandis que, la modélisation du coût moyen a été faite par la loi **Log Normale**, Toutes les lois utilisées ont été choisies sur le critère de l'AIC et leurs validités par le test de la déviance résiduelle.

Parvenu au terme de cette étude, la comparaison des résultats obtenus à l'issue des deux méthodes utilisées, permet de valider la prime pure obtenue par le GLM qui s'élève à **438 003,2 FCFA** en tenant compte du portefeuille global. Étant donné que l'objectif était de déterminer la prime chez la population senior, une extrapolation a été faite et l'on a déterminé que :

- La prime pure pour les 60 ans est de **472 214,3 F CFA** ;
- La prime pure pour les 70 ans est de **572 034,9 F CFA**.

L'aspect normatif n'est pas à négliger, car elle permet au gestionnaire du Fond de Santé des Retraités de mettre en place des mesures prudentielles visant à contre carré la faillite. Une bonne maîtrise de son portefeuille et une collaboration avec la réassurance contribueront à augmenter les capacités d'acquisition des risques.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- [1] Banque mondiale, Cahiers économiques du Cameroun, 6 (2013).
- [2] Dobson A.J. and Barnett A.G., An introduction to generalized linear models, 3, Chapman and Hall/CRC (2008)
- [3] note de cours Assurances Dommages, K Eugène Kouadio
- [4] Note de cours la situation prudentielle d'un organisme d'Assurance : de Solvabilité 1 à solvabilité 2
- [5] Traité et Codes des Assurances. CIMA (2012).
- [6] Modélisation pour la tarification en assurance santé : cas du Cameroun, Ngounou Bakam Yves Ismael.
- [7] Note de cours. Master 2 IIA-2020-2021 Assurance Santé : Eric Maniable.
- [8] CTU, Master Enseignement des Mathématiques Statistique Inférentielle, Jean-Yves Dauxois, Université de Franche-Comté, (2011-2012).
- [9] Melle Veronique Montmory, Rodolphe Morgenstern, Tarification familiale en assurance santé individuelle.
- [10] Julien Rollet L'Effet modérateur du reste à charge sur les dépenses de santé.
- [11] Nicolas Fanget Analyse Comportementale de la consommation médicale d'un portefeuille d'assurés.
- [12] Arnaud Guyader, Régression Linéaire, Université Rennes 2, Master de Statistique (2012-2013).
- [13] Adrien Couret et Mélanie Deniot, Tarification d'un portefeuille de seniors retraités en assurance santé Mise en perspective des impacts de l'ANI (juin 2017).
- [14] Caisse de Retraite de la Banque Centrale Règlement du fonds de Santé des retraités

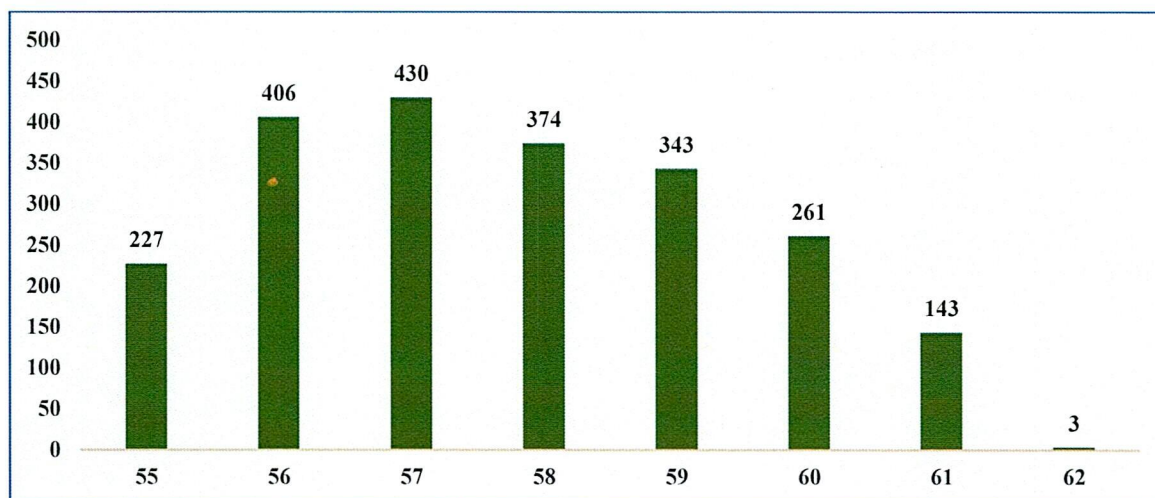
- [15] Caisse de retraite de la Banque Centrale (CRBC) : Règlement Intérieur.
- [16] Lagadeg Fabien, Tarification d'un contrat de complémentaire santé par un Modèle Linéaire Généralisé, Mémoire d'Actuariat, EURIA, France (2009).
- [17] Fatemeh Abdollahi, Tarification d'une Complémentaire santé à destination des seniors, modulaire par poste de garanties et l'impact sur la solvabilité, Mémoire d'Actuariat, ISUP (2017).
- [18] Laetitia Ghammarte, Impact du vieillissement sur les dépenses de Santé, Mémoire d'Actuariat, ISUP.
- [19] Morin Jean-Baptiste, Tarification en Santé, UCBL (2012).
- [20] Ministère de la santé publique, Stratégie sectorielle de la Santé au Cameroun (2020).
- [21] Institut National de La Statistique (INS), Enquête démographique et de la Santé à indicateur multiple (2019)
- [22] M Marc Juillard, Gestion et Mesure des Risques Cours EURIA, Actuaire

ANNEXES

Annexes 1

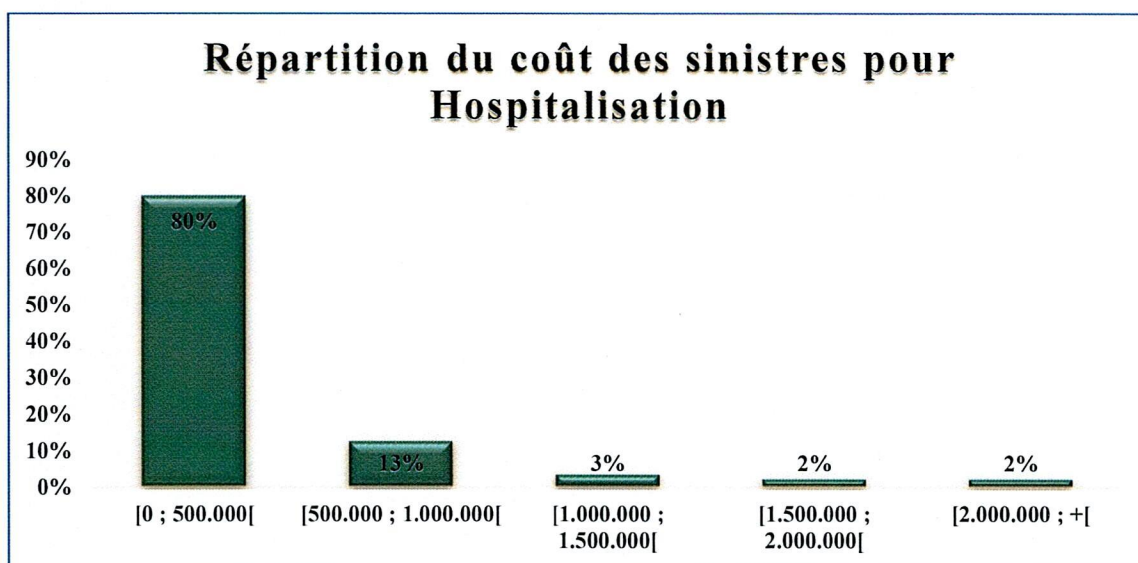
i- Répartition des bénéficiaires par âge

GRAPHIQUE 22 : REPARTITION DES BENEFICIAIRES PAR AGES



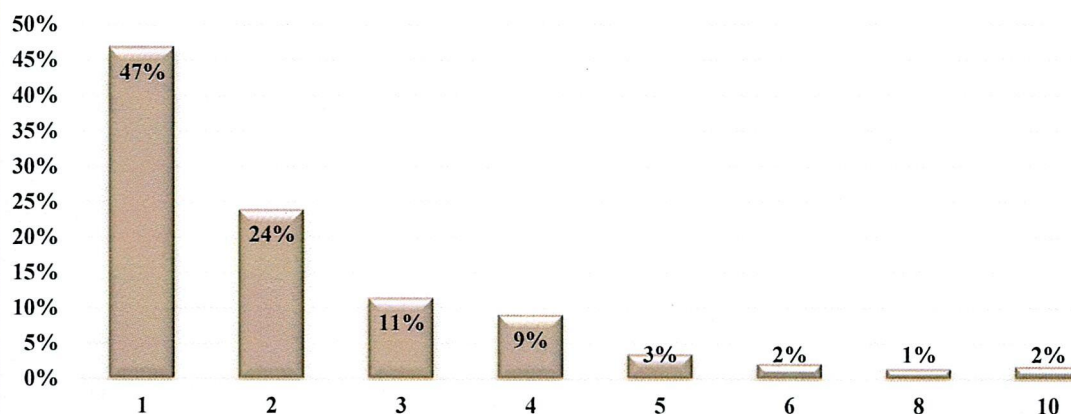
Source : Base de données de santé senior

Hospitalisation



Répartition de la fréquence des sinistres pour les hospitalisations

Fréquence des sinistres pour Hospitalisation



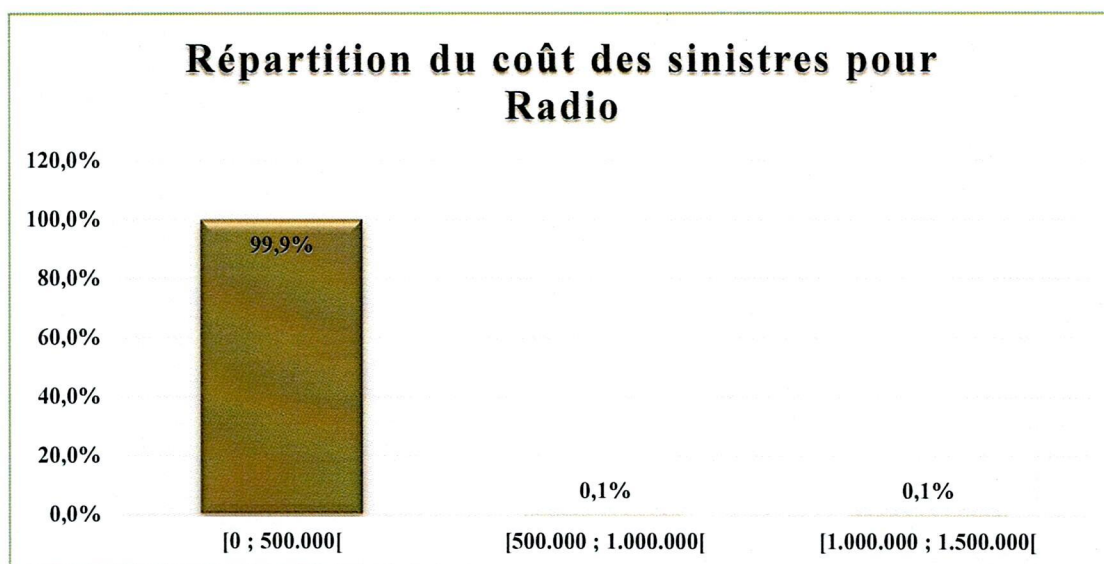
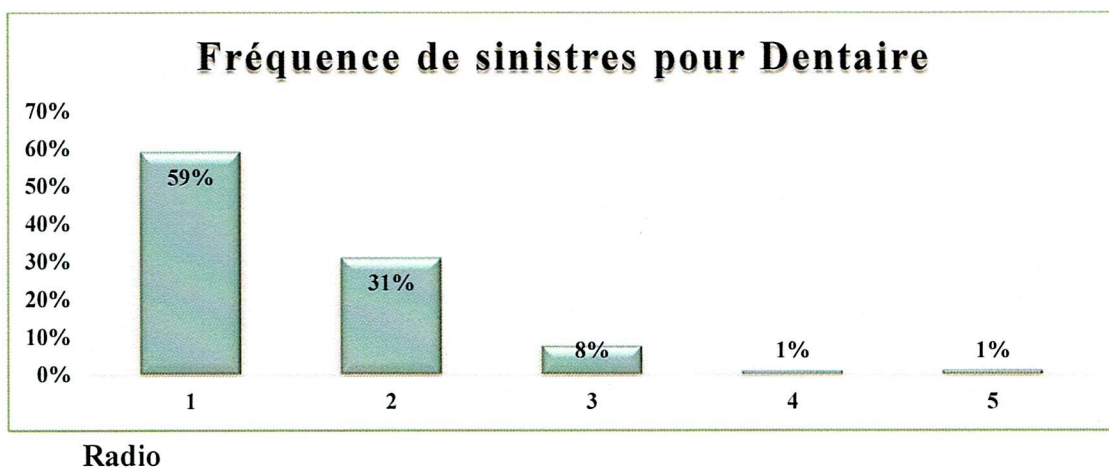
Dentaire

Répartition du coût des sinistres pour Dentaire



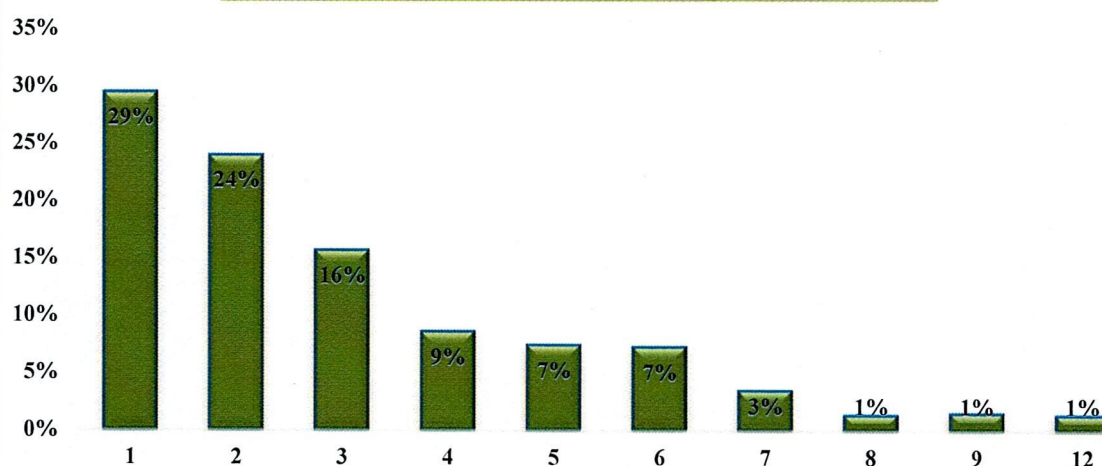
[0 ; 500.000]

Répartition de la fréquence de sinistre pour le poste Dentaire



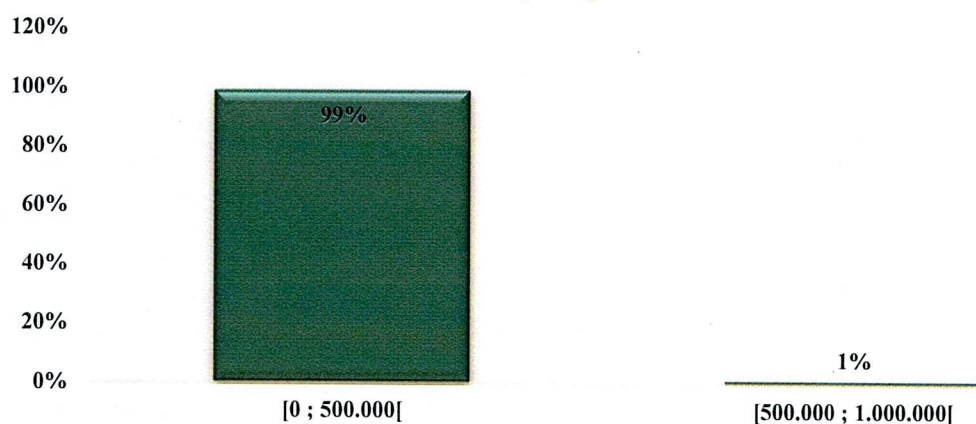
Répartition de la fréquence des sinistres pour le poste Radio

Fréquence des sinistres pour Radio



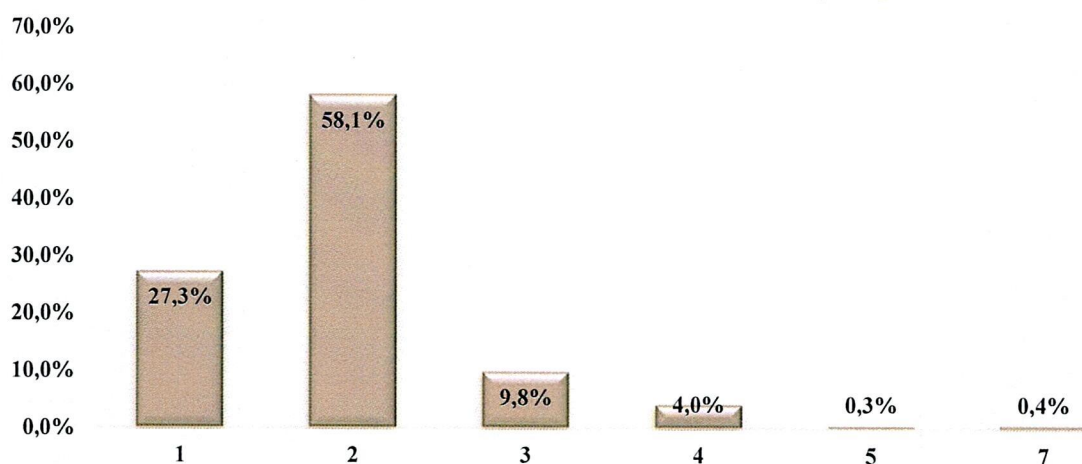
Optique

Répartition du coût des sinistres pour Optique



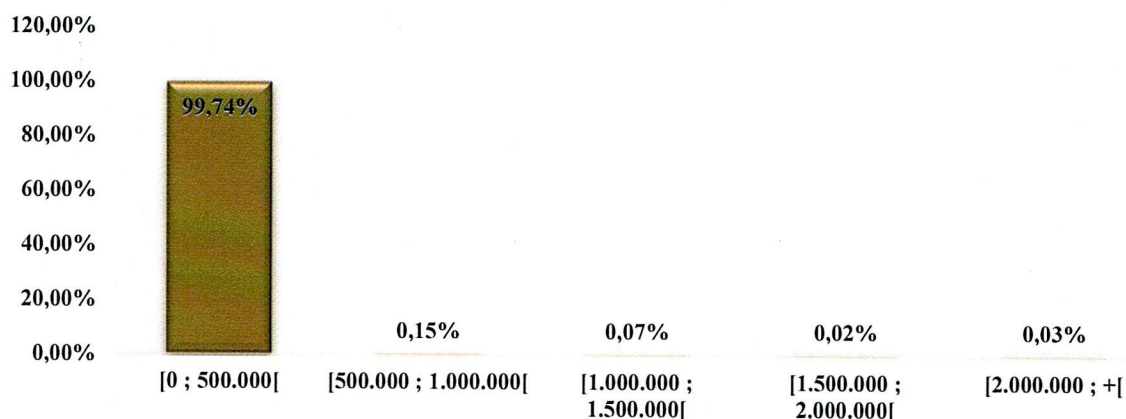
Répartition de la fréquence de sinistres pour le poste « Optique ».

Fréquence de sinistres pour Optique



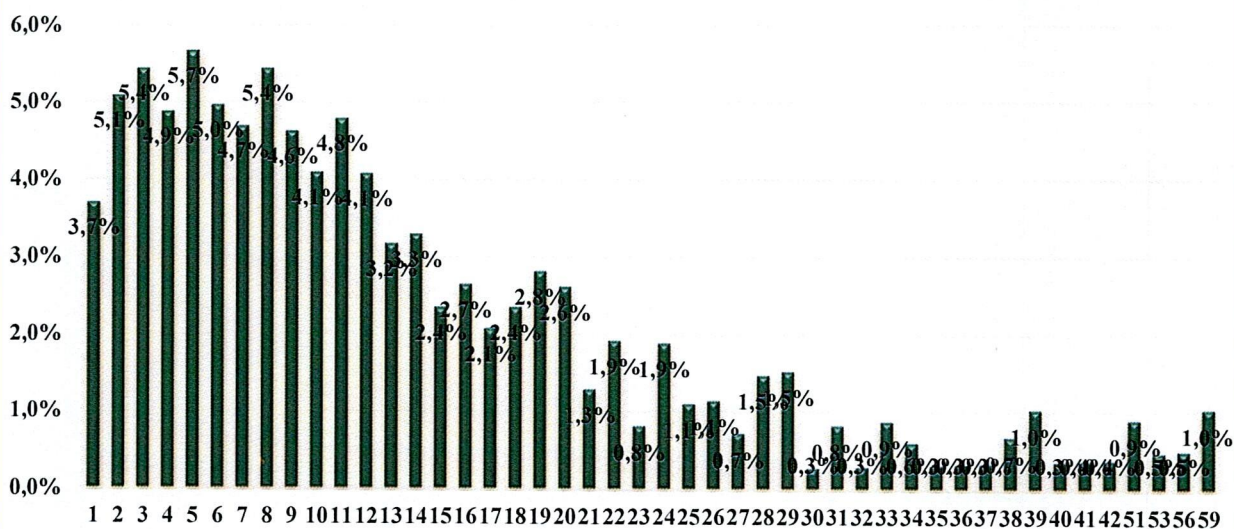
Pharmacie

Répartition du coût des sinistres pour Pharmacie

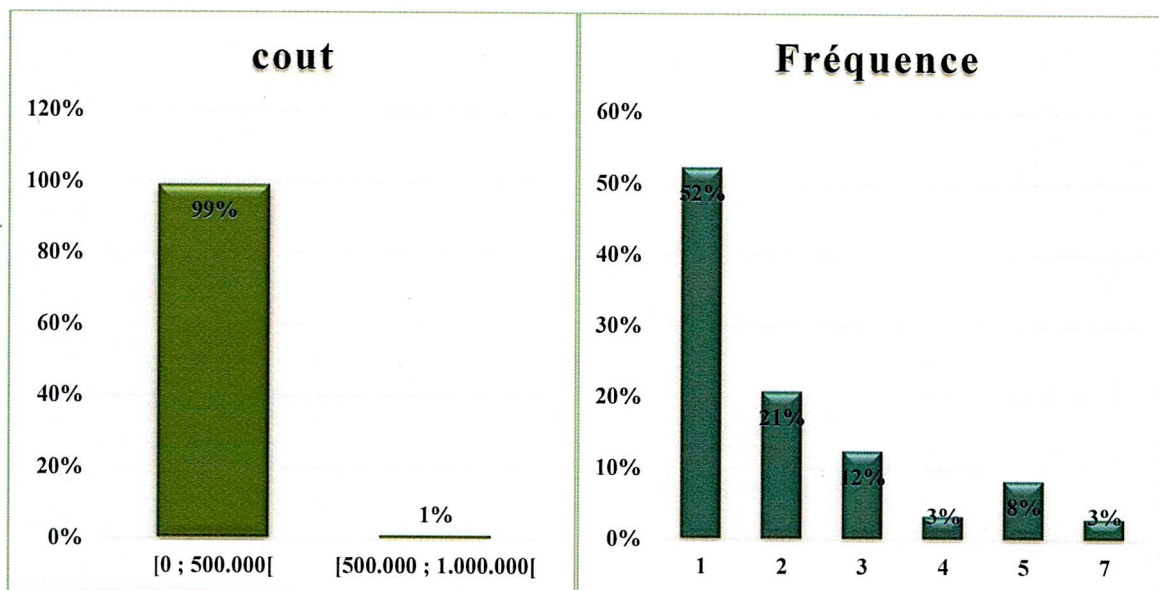


Répartition de la fréquence des sinistres pour le poste « Pharmacie ».

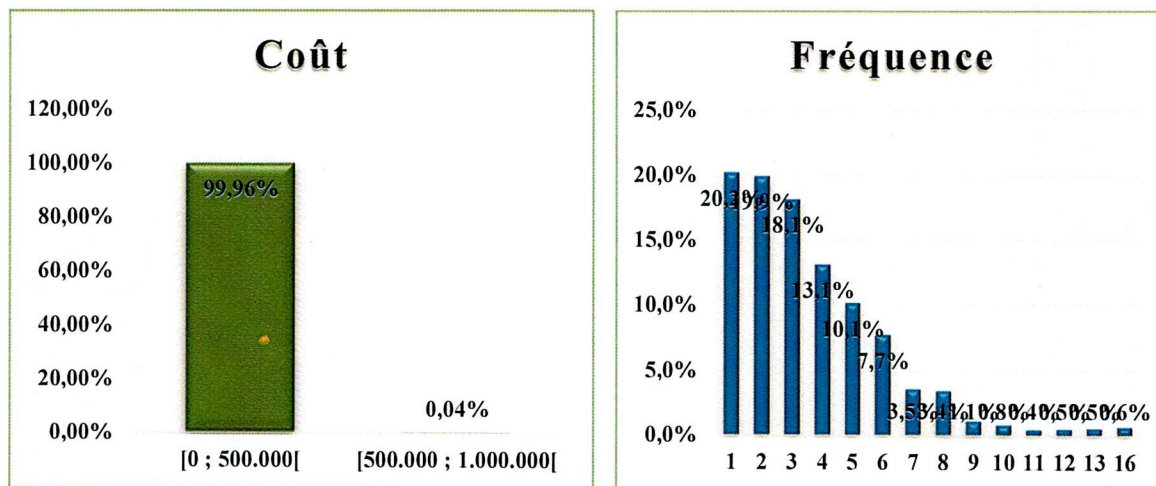
Fréquence de sinistres pour Pharmacie



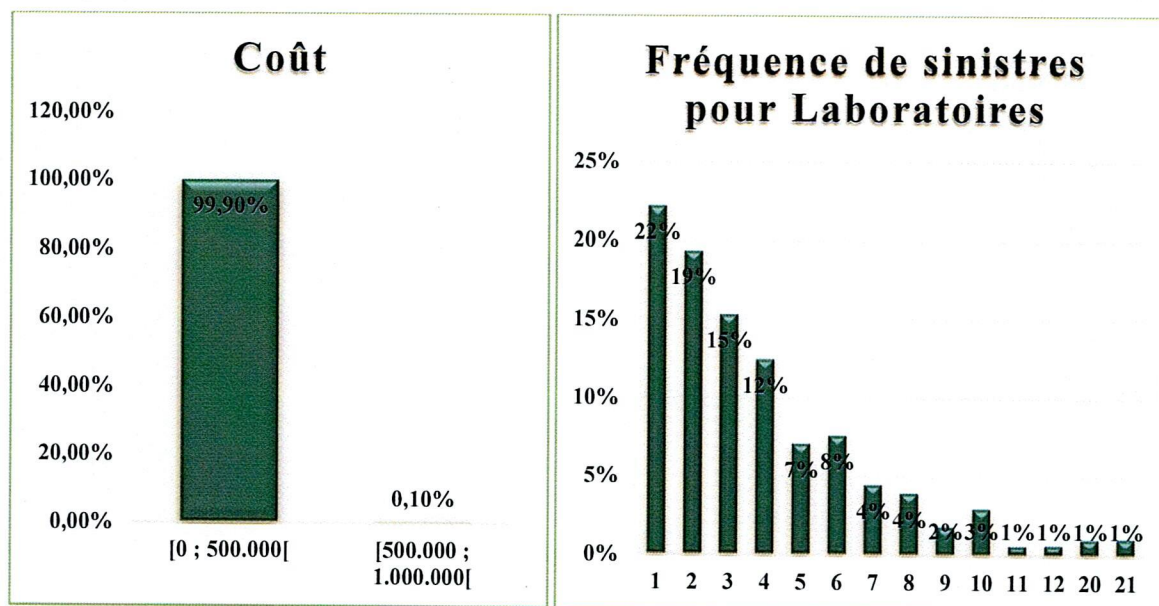
Répartition du coût et de la fréquence des sinistres pour le poste Soins courants



Répartition du coût et de la fréquence des sinistres pour le poste « Consultations ».



Répartition du coût et de la fréquence des sinistres pour le poste « Laboratoire ».



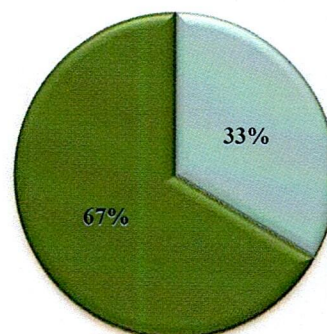
Autres

Répartition du coût des sinistres pour Autres



■ [0 ; 500.000[

Fréquence de sinistres pour Autres



■ 1 ■ 2

Répartition de la fréquence de sinistres pour le poste « Autres ».

Annexes 2

Garanties modélisées dans notre mémoire

Nature des risques	Formule F1	Formule F2	Formule F3	Formule F4
Hospitalisation				
Frais médicaux				
Honoraires médicaux				
Frais d'hôtellerie (séjour)	80 %	F1 + 60 %	F2+40 %	F3+30 % dépenses
Forfait hospitalier, chambre particulière	dépenses (6 mois)	À partir du 7mois	À partir du 10 mois	À partir du 13mois
Intervention chirurgicale				
Dentaire				
Soins d'orthodontie et prothèses dentaires	80% 80%	300.000 500.000	300.000 500.000	300.000 500.000
Radio				
Prothèses auditives, Appareillage	80 %	300.000	300.000	300.000
Optique				
Frais d'optique	80 %	80 %	80 %	80 %
Montures, verres	20 %	60.000	60.000	60.000
Pharmacie	80 %	80 %	80 %	80 %
Soins courants	80 %	80 %	80 %	80 %
Consultations	80 %	80 %	80 %	80 %
Laboratoire	80 %	80 %	80 %	80 %
Autres	80 %	80 %	80 %	80 %

Annexe 3 : Tri à plat pour chaque variable et chaque groupe de Postes

Portefeuille

Tranche d'âge	Effectif	Pourcentage portefeuille	Fréquence moyenne par tranche d'âge	Coût moyen par tranche d'âge
55	843	38,53 %	6,61	46719,189
56	397	18,14 %	8,16	52142,112
57	365	16,68 %	7,39	54544,915
58	307	14,03 %	7,72	56970,344
59	276	12,61 %	7,3	55244,575
Total	2188	100,00 %	100	100,000

Sexe	Effectif	Pourcentage portefeuille	Fréquence moyenne par tranche d'âge	Coût moyen par genre
Féminin	503	22,99 %	8,10	45 955,87
Masculin	1 685	77,01 %	7,02	53 184,08
Total	2 188	100,00 %		

Contrat	Effectif	Pourcentage portefeuille	Fréquence moyenne par tranche d'âge	Coût moyen par contrat
1	2188	100,00 %	100,00 %	51522,38814

Lieu de Soins	Effectif	Pourcentage portefeuille	Fréquence moyenne par tranche	Coût moyen par contrat
Cmr Priv	2141	67,14 %	7,37	47 713,21
Cmr Pub	562	17,62 %	12,1	70 079
Cmr Par	292	9,16 %	13,96	92 814,6
Cmr Conf	118	3,70 %	10,21	103 931,64
Hors Cmr	76	2,38 %	13,95	153 530,45
Total	3189	100,00 %		

Hospitalisation

Tranche d'âge	Effectif	Pourcentage portefeuille	Fréquence moyenne par tranche d'âge	Coût moyen par tranche d'âge
55	139	36,39 %	11,70	348 158,37
56	80	20,94 %	12,20	350 757,24
57	69	18,06 %	10,06	365 396,38
58	55	14,40 %	11,83	398 682,73
59	39	10,21 %	12,13	412 500,00
Total	382	100,00 %		

**Tarification d'une complémentaire santé à destination des seniors : le cas du fonds santé des retraités de la BEAC
(Banque des États de l'Afrique Centrale)**

Sexe	Effectif	Pourcentage portefeuille	Fréquence moyenne par tranche d'âge	Coût moyen par tranche d'âge
Féminin	78	20,42 %	14,5	356 600,4
Masculin	304	79,58 %	10,81	367 984,1
Total	382	100,00 %		

Contrat	Effectif	Pourcentage portefeuille	Fréquence moyenne par tranche d'âge	Coût moyen par tranche d'âge
1	382	100,00 %	11,57	365659,67

Lieu de Soins	Effectif	Pourcentage portefeuille	Fréquence moyenne par tranche	Coût moyen par contrat
Cmr Priv	258	60,28 %	11,15	311 237,18
Cmr Pub Y	93	21,73 %	14,12	353 920,9
Cmr Par Y1	36	8,41 %	17,87	770112,97
Cmr Conf Y2	29	6,78 %	9,45	367003,1
Hors Cmr E	12	2,80 %	1,87	1563547,22
Total	428	100,00 %		

Dentaire

Tranche d'âge	Effectif	Pourcentage portefeuille	Fréquence moyenne par tranche d'âge	Coût moyen par tranche d'âge
55	95	31,15 %	9,95	85 489,8
56	70	22,95 %	13,59	89 186,67
57	56	18,36 %	8,50	101 954,76
58	55	18,03 %	11,70	85 364,24
59	29	9,51 %	8,74	73 512,07
Total	305	100,00 %		

Sexe	Effectif	Pourcentage portefeuille	Fréquence moyenne par tranche d'âge	Coût moyen par tranche d'âge
Féminin	67	21,97 %	14,20288865	90997,51244
Masculin	238	78,03 %	9,737974961	87412,26891
Total	305	100,00 %		

Tarification d'une complémentaire santé à destination des seniors : le cas du fonds santé des retraités de la BEAC
(Banque des États de l'Afrique Centrale)

Contrat	Effectif	Pourcentage portefeuille	Fréquence moyenne par tranche d'âge	Coût moyen par tranche d'âge
1	305	100,00 %	10,72	88 199,85

Lieu de Soins	Effectif	Pourcentage portefeuille	Fréquence moyenne par tranche	Coût moyen par contrat
Cmr Priv	267	84,23 %	10,44	91 833,66
Cmr Pub Y	33	10,41 %	16,3	66 355,05
Cmr Par Y1	6	1,89 %	7,49	94 150
Cmr Conf Y2	7	2,21 %	10,86	84 357,14
Hors Cmr E	4	1,26%	14,59	6 1275
Total	317	100,00%		

Radio

Tranche d'âge	Effectif	Pourcentage portefeuille	Fréquence moyenne par tranche d'âge	Coût moyen par tranche d'âge
55	347	36,37%	10,49	51 767,93
56	186	19,50%	11,95	54 705,75
57	165	17,30%	11,28	63 357,56
58	151	15,83%	10,83	50 748,93
59	105	11,01%	12,84	47 552,72
Total	954	100,00%		

Sexe	Effectif	Pourcentage portefeuille	Fréquence moyenne par tranche d'âge	Coût moyen par tranche d'âge
Féminin	245	25,68%	12,14	54 776,32
Masculin	709	74,32%	10,91	53 354,96
Total	954	100,00%		

Contrat	Effectif	Pourcentage portefeuille	Fréquence moyen par tranche d'âge	Coût moyen par tranche d'âge
1	954	100,00%	11,22	53 719,98

Lieu de Soins	Effectif	Pourcentage portefeuille	Fréquence moyenne par tranche	Coût moyen par contrat
Cmr Priv	729	66,33%	11,2	52 429,74
Cmr Pub Y	218	19,84%	14,8	50 203,91
Cmr Par Y1	96	8,74%	15,11	50 434,2
Cmr Conf Y2	16	1,46%	10,51	21 128,13
Hors Cmr E	40	3,64%	13,98	150 271,09
Total	1 099	100,00%		

Tarification d'une complémentaire santé à destination des seniors : le cas du fonds santé des retraités de la BEAC
(Banque des États de l'Afrique Centrale)

Optique

Tranche d'âge	Effectif	Pourcentage portefeuille	Fréquence moyenne par tranche d'âge	Coût moyen par tranche d'âge
55	354	36,72%	9,45	119 327,75
56	195	20,23%	10,42	120 650,73
57	174	18,05%	8,51	118 616,49
58	150	15,56%	9,44	112 389,39
59	91	9,44%	8,87	118 113,46
Total	964	100,00%		

Sexe	Effectif	Pourcentage portefeuille	Fréquence moyenne par tranche d'âge	Coût moyen par tranche d'âge
Féminin	207	21,47%	12,15	123 766,87
Masculin	757	78,53%	8,67	116 770,38
Total	964	100,00%		

Contrat	Effectif	Pourcentage portefeuille	Fréquence moyenne par tranche d'âge	Coût moyen par tranche d'âge
1	964	100,00%	9,42	118272,74

Lieu de Soins	Effectif	Pourcentage portefeuille	Fréquence moyenne par tranche	Coût moyen par contrat
Cmr Priv	929	92,71%	9,29	116 548,38
Cmr Pub Y	28	2,79%	14,99	47 973,21
Cmr Par Y1	18	1,80%	13,62	43 838,89
Cmr Conf Y2	10	1,00%	8,7	8 6410
Hors Cmr E	17	1,70%	14,31	361 629,41
Total	1002	100,00%		

Pharmacie

Tranche d'âge	Effectif	Pourcentage portefeuille	Fréquence moyenne par tranche d'âge	Coût moyen par tranche d'âge
55	741	39,52%	7,35	24449,22
56	349	18,61%	9,11	28942,39
57	312	16,64%	8,44	27590,93
58	261	13,92%	8,86	31067,74
59	212	11,31%	8,69	30910,67
Total	1875	100,00%		

Sexe	Effectif	Pourcentage portefeuille	Fréquence moyenne par tranche d'âge	Coût moyen par tranche d'âge
Féminin	451	24,05%	8,814501352	30563,25638
Masculin	1424	75,95%	8,032212795	26477,42342

**Tarification d'une complémentaire santé à destination des seniors : le cas du fonds santé des retraités de la BEAC
(Banque des États de l'Afrique Centrale)**

Total	1875	100,00%		
-------	------	---------	--	--

Contrat	Effectif	Pourcentage portefeuille	Fréquence moyenne par tranche d'âge	Coût moyen par tranche d'âge
1	1875	100,00%	8,220379269	27460,20244

Lieu de Soins	Effectif	Pourcentage portefeuille	Fréquence moyenne par tranche	Coût moyen par contrat
Cmr Priv	1850	93,15%	8,26	26751,05
Cmr Pub Y	28	1,41%	14,99	47973,21
Cmr Par Y1	10	0,50%	17,97	89995
Cmr Conf Y2	42	2,11%	8,88	18673,81
Hors Cmr E	56	2,82%	14,72	63028,01
Total	1986	100,00%		

Soins courants

Tranche d'âge	Effectif	Pourcentage portefeuille	Fréquence moyenne par tranche d'âge	Coût moyen par tranche d'âge
55	60	35,71%	14,44	84627,84
56	40	23,81%	14,54	99892,22
57	31	18,45%	15,73	86931,45
58	25	14,88%	14,10	109499,33
59	12	7,14%	12,68	75812,50
Total	168	100,00%		

Sexe	Effectif	Pourcentage portefeuille	Fréquence moyenne par tranche d'âge	Coût moyen par tranche d'âge
Féminin	51	30,36%	16,82	88545,78
Masculin	117	69,64%	13,53	93159,25
Total	168	100,00%		

Contrat	Effectif	Pourcentage portefeuille	Fréquence moyenne par tranche d'âge	Coût moyen par tranche d'âge
1	168	100,00%	14,53	91758,73

Lieu de Soins	Effectif	Pourcentage portefeuille	Fréquence moyenne par tranche	Coût moyen par contrat
Cmr Priv	94	52,51%	13,37	106435,03
Cmr Pub Y	52	29,05%	18,46	76913,94
Cmr Par Y1	14	7,82%	20,24	109069,64
Cmr Conf Y2	6	3,35%	10,03	33133,33

**Tarification d'une complémentaire santé à destination des seniors : le cas du fonds santé des retraités de la BEAC
(Banque des États de l'Afrique Centrale)**

Hors Cmr E	13	7,26%	15	53853,85
Total	179	100,00%		

Consultations

Tranche d'âge	Effectif	Pourcentage portefeuille	Fréquence moyenne par tranche d'âge	Coût moyen par tranche d'âge
55	448	39,68%	9,74	11 541
56	224	19,84%	11,59	12 141
57	198	17,54%	10,58	12 894
58	160	14,17%	11,58	12 633
59	99	8,77%	12,07	12 354
Total	1129	100,00%		

Sexe	Effectif	Pourcentage portefeuille	Fréquence moyenne par tranche d'âge	Coût moyen par tranche d'âge
Féminin	320	28,34%	10,84	12 735
Masculin	809	71,66%	10,67	11 881
Total	1129	100,00%		

Contrat	Effectif	Pourcentage portefeuille	Fréquence moyenne par tranche d'âge	Coût moyen par tranche d'âge
1	1129	100,00%	10,72	12 123

Lieu de Soins	Effectif	Pourcentage portefeuille	Fréquence moyenne par tranche	Coût moyen par contrat
Cmr Priv	94	22,65%	10,8	12582,8
Cmr Pub Y	216	52,05%	15,44	6857,11
Cmr Par Y1	22	5,30%	14,28	7825,78
Cmr Conf Y2	28	6,75%	13,51	3176,79
Hors Cmr E	55	13,25%	15,56	47740,97
Total	415	100,00%		

Laboratoires

Tranche d'âge	Effectif	Pourcentage portefeuille	Fréquence moyenne par tranche d'âge	Coût moyen par tranche d'âge
55	353	38,54%	11,00	55507,85
56	185	20,20%	12,58	56668,99
57	156	17,03%	12,06	60889,71
58	132	14,41%	12,31	49793,10
59	90	9,83%	12,54	67232,06
Total	916	100,00%		

**Tarification d'une complémentaire santé à destination des seniors : le cas du fonds santé des retraités de la BEAC
(Banque des États de l'Afrique Centrale)**

Sexe	Effectif	Pourcentage portefeuille	Fréquence moyenne par tranche d'âge	Coût moyen par tranche d'âge
Féminin	233	25,44%	12,69	56874,22
Masculin	683	74,56%	11,55	57025,93
Total	916	100,00%		

Contrat	Effectif	Pourcentage portefeuille	Fréquence moyenne par tranche d'âge	Coût moyen par tranche d'âge
1	916	100,00%	11,84	56987,34

Lieu de Soins	Effectif	Pourcentage portefeuille	Fréquence moyenne par tranche	Coût moyen par contrat
Cmr Priv	639	55,42%	12,62	59739,81
Cmr Pub Y	326	28,27%	13,42	50422,97
Cmr Par Y1	100	8,67%	17,6	68488,52
Cmr Conf Y2	50	4,34%	9,88	34463,5
Hors Cmr E	38	3,30%	13,61	82886,97
Total	1153	100,00%		

Autres

Tranche d'âge	Effectif	Pourcentage portefeuille	Fréquence moyenne par tranche d'âge	Coût moyen par tranche d'âge
55	1		9,15	170 000
59	1		18,31	166 800
Total	2			

Sexe	Effectif	Pourcentage portefeuille	Fréquence moyenne par tranche d'âge	Coût moyen par tranche d'âge
Féminin	2	100,00%	13,73	168 400

Contrat	Effectif	Pourcentage portefeuille	Fréquence moyenne par tranche d'âge	Coût moyen par tranche d'âge
1	2	100,00%	13,73	168 400

Lieu de Soins	Effectif	Pourcentage portefeuille	Fréquence moyenne par tranche	Coût moyen par contrat
Cmr Priv	0	0,00%	0	0
Cmr Pub Y	0	0,00%	0	0
Cmr Par Y1	0	0,00%	0	0
Cmr Conf Y2	0	0,00%	0	0

**Tarification d'une complémentaire santé à destination des seniors : le cas du fonds santé des retraités de la BEAC
(Banque des États de l'Afrique Centrale)**

Hors Cmr E	3	100,00%	13,73	168 400
Total	3	100,00%		

Annexe 4

Hospitalisation						
	Coefficients	Standard Error	t Stat	P-value	Lower 95%	Upper 95%
Fréquence						
Intercept	20,86	2,68	7,78	0,00	15,59	26,13
Base Remboursement	0,00	0,00	3,31	0,00	0,00	0,00
Sinistre Hosp	1,24	0,59	2,11	0,04	0,08	2,40
Exposition	-6,31	1,45	-4,36	0,00	-9,15	-3,47
Y	0,90	0,41	2,18	0,03	0,09	1,72
Y1	1,25	0,46	2,72	0,01	0,35	2,16
Sexe	-4,60	1,31	-3,50	0,00	-7,17	-2,02
Coût Moyen						
Intercept	104 161,17	7 654,28	13,61	0,00	89 110,87	119 211,48
Base Remboursement	0,05	0,01	9,44	0,00	0,04	0,06
Sinistre Hosp	-4 152,19	408,85	-10,16	0,00	-4 956,10	-3 348,27
E	146 367,38	32 646,32	4,48	0,00	82 176,23	210 558,53

Dentaire						
	Coefficients	Standard Error	t Stat	P-value	Lower 95%	Upper 95%
Fréquence						
Intercept	16,22	3,26	4,97	0,00	9,80	22,64
Sinistre Den	2,31	0,95	2,44	0,02	0,45	4,17
Exposition	-3,72	1,71	-2,18	0,03	-7,08	-0,35
Sexe	-3,87	1,33	-2,90	0,00	-6,49	-1,25
Y	1,72	0,60	2,89	0,00	0,55	2,89
Coût Moyen						
Intercept	96 682	2 500	39	0	91 762	101 602
BaseRemboursement	0,73	0,02	44,93	0,00	0,70	0,77
Sinistre Den	-72 123	2 440	-30	0	-76 924	-67 321

Tarification d'une complémentaire santé à destination des seniors : le cas du fonds santé des retraités de la BEAC
(Banque des États de l'Afrique Centrale)

Radio						
	Coefficients	Standard Error	t Stat	P-value	Lower 95%	Upper 95%
Fréquence						
Intercept	16,37	1,25	13,07	0,00	13,92	18,83
Montant Remboursement	0,00	0,00	3,04	0,00	0,00	0,00
Sinistres Rad	2,66	0,26	10,38	0,00	2,16	3,16
Y	0,81	0,23	3,58	0,00	0,37	1,26
Exposition	-7,53	0,76	-9,85	0,00	-9,03	-6,03
Coût Moyen						
Intercept	114 069,61	6 100,76	18,70	0,00	102 097,04	126 042,19
Montant Remboursement	0,58	0,01	41,91	0,00	0,56	0,61
Sinistres Rad	-26 793,89	911,28	29,40	0,00	-28 582,25	-25 005,53
Formule de la Garantie privé	-56 259,45	5 911,43	-9,52	0,00	-67 860,46	-44 658,43
Y	-5 673,34	1 492,33	-3,80	0,00	-8 601,99	-2 744,69
Y2	-2 150,33	1 015,16	-2,12	0,03	-4 142,56	-158,10
Y2	-3 282,28	1 520,45	-2,16	0,03	-6 266,12	-298,43

Optique						
	Coefficients	Standard Error	t Stat	P-value	Lower 95%	Upper 95%
Fréquence						
Intercept	18,27	2,65	6,89	0,00	13,06	23,47
F1	-5,40	2,27	-2,38	0,02	-9,85	-0,95
F2	1,40	0,60	2,34	0,02	0,23	2,56
Exposition	-4,03	0,89	-4,55	0,00	-5,77	-2,29
Sexe	-2,99	0,68	-4,37	0,00	-4,32	-1,65
Base Remboursement	0,00	0,00	3,36	0,00	0,00	0,00
Sinistres Opt	1,85	0,57	3,25	0,00	0,73	2,96
Coût Moyen						
Intercept	166 080,88	33 263,93	4,99	0,00	100 802,22	231 359,54
Base Remboursement	0,55	0,01	56,26	0,00	0,53	0,56
Sinistres opt	-69 919,71	1 650,13	-42,37	0,00	-73 158,00	-66 681,43
Tranche d'âge	-1 257,04	573,78	-2,19	0,03	-2 383,06	-131,02
E	59 055,18	6 712,82	8,80	0,00	45 881,63	72 228,74
F1	33 269,62	6 306,70	5,28	0,00	20 893,08	45 646,17
F2	4 784,54	1 656,15	2,89	0,00	1 534,43	8 034,65

Tarification d'une complémentaire santé à destination des seniors : le cas du fonds santé des retraités de la BEAC
(Banque des États de l'Afrique Centrale)

Pharmacie						
	Coefficients	Standard Error	t Stat	P-value	Lower 95%	Upper 95%
Fréquence						
Intercept	14,03	0,44	32,03	0,00	13,17	14,89
Base Remboursement	0,00	0,00	9,03	0,00	0,00	0,00
Sinistres ph	0,89	0,02	57,26	0,00	0,86	0,93
E	1,55	0,60	2,59	0,01	0,38	2,72
Exposition	-7,73	0,27	-28,40	0,00	-8,26	-7,20
Coût Moyen						
Intercept	70 702,76	6 918,48	10,22	0,00	57 133,99	84 271,53
Base Remboursement	0,07	0,00	37,17	0,00	0,06	0,07
Count of Code Acte	-1 748,62	110,57	-15,81	0,00	-1 965,48	-1 531,76
privé	-16 354,71	3 120,74	-5,24	0,00	-22 475,22	-10 234,20
Y1	-9 492,04	2 513,07	-3,78	0,00	-14 420,76	-4 563,32
Sexe	-3 880,93	1 667,47	-2,33	0,02	-7 151,22	-610,64
Exposition	-6 354,14	1 924,45	-3,30	0,00	-10 128,43	-2 579,85

Soins courants						
	Coefficients	Standard Error	t Stat	P-value	Lower 95%	Upper 95%
Fréquence						
Intercept	5,22	2,69	1,94	0,05	-0,09	10,53
E	7,67	3,51	2,18	0,03	0,73	14,61
Privé	3,58	1,35	2,66	0,01	0,92	6,25
Y	3,90	0,90	4,33	0,00	2,12	5,68
Y1	3,13	0,89	3,53	0,00	1,38	4,88
Coût Moyen						
Intercept	111 888,35	6 884,85	16,25	0,00	98 294,59	125 482,10
Base Remboursement	0,48	0,03	16,83	0,00	0,42	0,54
Sinistres Soins Cou	-60 750,56	4 953,65	-12,26	0,00	-70 531,26	-50 969,85

Tarification d'une complémentaire santé à destination des seniors : le cas du fonds santé des retraités de la BEAC
(Banque des États de l'Afrique Centrale)

Consultations						
	Coefficients	Standard Error	t Stat	P-value	Lower 95%	Upper 95%
Fréquence						
Intercept	17,33	0,91	19,06	0,00	15,54	19,11
Sinistres con	1,58	0,05	34,39	0,00	1,49	1,67
Exposition	-8,29	0,56	-14,85	0,00	-9,39	-7,19
E	2,70	0,90	3,00	0,00	0,94	4,46
Y	0,54	0,17	3,20	0,00	0,21	0,87
Coût Moyen						
Intercept	10 448,26	321,85	32,46	0,00	9 816,76	11 079,75
Base Remboursement	0,16	0,00	54,65	0,00	0,16	0,17
Sinistres con	-1 917,86	44,84	-42,78	0,00	-2 005,83	-1 829,89
E	5 283,38	676,20	7,81	0,00	3 956,62	6 610,14
Privé	682,77	170,42	4,01	0,00	348,39	1 017,14

Laboratoires						
	Coefficients	Standard Error	t Stat	P-value	Lower	Upper
Fréquence						
Intercept	17,99	1,29	13,91	0,00	15,45	20,53
Base Remboursement	0,00	0,00	-2,13	0,03	0,00	0,00
Count of Code Acte	3,02	0,19	15,66	0,00	2,64	3,40
Exposition	-7,78	0,79	-9,85	0,00	-9,33	-6,23
Y1	0,64	0,23	2,81	0,01	0,19	1,08
Y2	-0,68	0,24	-2,84	0,00	-1,15	-0,21
Coût Moyen						
Intercept	-26 794,79	38 347,90	-0,70	0,48	-102 055,28	48 465,69
Base Remboursement	0,36	0,01	37,30	0,00	0,34	0,38
Sinistres labo	-18 313,07	665,12	-27,53	0,00	-19 618,43	-17 007,72
Tranche d'âge	1 453,33	678,90	2,14	0,03	120,94	2 785,71
Y	-1 969,82	668,01	-2,95	0,00	-3 280,84	-658,79