

INSEA

Projet de Fin d'Etudes

Essai d'élaboration d'une prime de base et
complémentaire en assurance maladie

Préparé par : *Younes GHANNAM*

Sous la direction de : *M. Layachi BAGHAGHA (INSEA)*
M. Abderrahim BOUMAHDHI (ZAM)

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

Diplôme d'Ingénieur d'Etat

Option : Actuariat-Finance

Devant le jury composé de :

M. Layachi BAGHAGHA (INSEA)
M. Abderrahim OULIDI (INSEA)
M. Abderrahim BOUMAHDHI (ZAM)

Juin 2014

N° 19

Résumé et mots clés

Les compagnies d'assurances privées participent dans l'effort de développement d'un régime viable d'assurance maladie obligatoire, volonté affichée par le Maroc pour atteindre les objectifs de développement humain. A l'instar de toutes les autres compagnies, Zurich Assurances Maroc accorde un intérêt particulier à la viabilité de son dispositif d'assurance maladie, destinée essentiellement à une cible corporate (entreprises), objet de ce projet de fin d'études.

Articulé en trois parties, ce présent rapport met en exergue, dans son premier tiers, les différentes offres d'assurance maladie de Zurich Assurances Maroc ainsi que la multitude de dispositifs mis en place à cet égard.

La deuxième partie s'attelle à effectuer une analyse descriptive de données selon plusieurs facteurs de sinistralité qui s'est ponctuée par une segmentation de la population cible selon ces mêmes variables. Cette étape du rapport permet de mettre à nu le comportement de la consommation médicale des différents actes, un paramètre d'une extrême importance pour la compagnie d'assurance.

Quant à la troisième partie, elle s'est focalisée sur la modélisation de la fréquence et des frais moyens pour aboutir à un calcul de la prime individuelle et de groupe. L'élaboration du tarif peut ainsi renseigner sur la viabilité du système d'assurance maladie.

Mots clés : tarification, prime pure, segmentation, CHAID, GLM,, fréquence , coût moyen , assurance maladie, garantie de base , garantie complémentaire.

Dédicace

Je dédie ce travail à mes parents, pour tout l'amour et la force qu'ils me donnent tous les jours

A mes sœurs et tous les membres de ma famille, pour leur soutien inestimable

A tous mes amis et collègues de classe, avec qui j'ai tant partagé

A tous les stagiaires que j'ai côtoyés tout au long de mon insertion professionnelle

A la mémoire de notre chère camarade Meryam Azzouzi et de notre professeur Lahcen Moutik. Je ne vous oublierai pas.

Remerciements

A M. Abderrahim Boumahdi, encadrant externe et chef du segment Middle and Market Corporate à la Zurich Assurances Maroc, qui m'a ouvert les portes de cette institution

A M. Abdelmalek Belgziz, chef de service de gestion à la Zurich Assurances Maroc, pour ses conseils prodigieux et son suivi régulier

A M. Khalid Zouhar, directeur Actuariat et Réassurance à la Zurich Assurances Maroc, pour m'avoir guidé durant mon stage

A M. Layachi Baghagha, encadrant interne et professeur chercheur à l'INSEA

*A M. Abderrahim Oulidi pour avoir accepté de juger ce travail
A tous les employés du service gestion à la Zurich Assurances Maroc*

Merci.

Table des matières

Résumé et mots clés.....	3
Dédicace	4
Remerciements	5
Table des matières.....	6
Liste des abréviations	10
Liste des tableaux.....	11
Liste des figures.....	12
Introduction.....	14
<i>Partie I : contexte de l'étude</i>	15
Chapitre 1 : présentation de l'organisme	16
I-1-Présentation et chiffres de Zurich Insurance group	16
I-2-Secteur marocain des assurances et situation de ZAM	17
I-3-Présentation de ZAM.....	17
I-3-1-Historique de ZAM.....	17
I-3-2-Fiche technique	18
I-3-3-Organigramme ZAM.....	18
I-4-Gamme des produits de ZAM.....	18
I-5-Performances de la compagnie au cours de l'exercice 2012.....	22
I-5-1-Chiffres d'affaire et primes émises	22
I-5-2-Résultats techniques et ratio combiné	24
I-5-3-Produits des placements.....	25
I-5-4-Marge de solvabilité	25
I-5-5-Autres chiffres	26
Chapitre 2 : Généralités sur la couverture médicale au Maroc.....	28
II-1-Quelques données.....	28
II-2-Renforcement de la couverture médicale par l'AMO et le RAMED.....	30
II-2-1-Population couverte par l'AMO et le RAMED.....	30
II-2-2-Organismes gestionnaires et financement de l'AMO et du RAMED	30
II-2-3-Prestations de soins couvertes par l'AMO et le RAMED.....	31
II-2-4-Perspectives et défis de l'AMO et du RAMED.....	32
II-3-Dispositions relatives à la couverture médicale de ZAM.....	32

II-3-1-Bénéficiaires du régime	32
II-3-2-Prestations garanties	33
II-3-3-Risques exclus	33
Chapitre 3 : Problématique et généralités	35
III-1-Généralités « Tarification »	35
III-2-Segmentation	36
III-3-Présentation de la méthode directe	37
III-4-Modélisation statistique	40
<i>Partie II :Analyse descriptive de la base de données et segmentation selon les variables tarifaires.....</i>	<i>42</i>
Chapitre 1 : Présentation et analyse descriptive de la base de données.....	43
I-1-Structure des fichiers :.....	43
I-2-analyse descriptive du fichier Personnel	45
I-2-1-Répartition de la population couverte selon l'âge.....	45
I-2-2-Répartition de la population couverte selon le sexe	46
I-2-3-Répartition de la population couverte selon le lien vis-à-vis du bénéficiaire.....	46
I-2-4-Répartition des adhérents selon leur position et leur statut familial.....	47
I-3-analyse descriptive du fichier sinistres.....	48
I-3-1-Frais moyens et remboursement par âge.....	48
I-3-2-Frais moyens et remboursement par sexe	49
I-3-3-Frais moyens et remboursement par lien vis-à-vis du bénéficiaire	50
I-3-4-Remboursement complémentaire à un autre régime ou au 1 ^{er} Dirham.....	50
I-4-Analyse des croisements de la consommation avec les différentes variables	51
Chapitre 2 : Segmentation utilisant l'algorithme CHAID	54
II-1-Présentation de l'algorithme	54
II-2-Application de l'algorithme	55
II-2-1-Segmentation selon la variable âge	55
II-2-2-Segmentation selon la variable catégorie du bénéficiaire	56
II-2-3-Segmentation selon la variable sexe :.....	57
II-2-4-Segmentation selon la variable effectif de la police souscriptrice du contrat :.....	58
II-2-5-Segmentation selon la variable masse salariale de la police :.....	58
<i>Partie III : Elaboration de la prime</i>	<i>61</i>
Chapitre 1 : Tarification par les modèles linéaires généralisés	62

I-1-Introduction.....	62
I-2-Hypothèses du modèle linéaire généralisé.....	62
I-3-Définition du modèle	63
I-4-Le modèle de régression utilisé	64
I-4-1-Les équations de vraisemblance et leurs résolutions	65
I-4-2-Paramétrage des variables explicatives.....	67
I-4-3-Choix de la fonction de lien log.....	68
Chapitre 2 : Modélisation de la fréquence pour le poste pharmacie	70
II-1-Rappel sur les lois de Poisson et binomiale négative	70
II-2-Etude de l'ajustement de la fréquence des sinistres.....	70
II-3- modélisation de la fréquence pour le poste pharmacie	72
II-3-1-Analyse de type III.....	72
II-3-2-Estimation du modèle pour le poste pharmacie.....	73
II-3-3-Test de significativité de Wald.....	74
II-3-4-Prédiction	75
II-3-5- Intervalles de confiances pour la fréquence.....	77
Chapitre 3 : Modélisation du coût moyen pour le poste pharmacie.....	79
III-1-Rappel sur les lois log-normale et Gamma	79
III-2-Etude de l'ajustement des coûts de sinistres.....	79
III-2-1-Présentation de la méthode QQ-plot	79
III-2-2-Résultat de l'ajustement pour le poste pharmacie	80
III-3-modélisation du coût moyen pour le poste pharmacie.....	82
III-3-1-Analyse de type III.....	82
III-3-2-Estimation du modèle pour le poste pharmacie.....	82
III-3-3-Analyse des résidus.....	83
III-3-4- Prédiction.....	85
III-3-5 -intervalles de confiances.....	87
Chapitre 4 : élaboration de la prime de base et complémentaire	89
IV-1-Calcul de la prime pour un contrat de base.....	89
IV-2-Calcul de la prime pour un contrat complémentaire à l'AMO	90
IV-3-Calcul de la prime pour un contrat offrant des garanties complémentaires au 1er dirham ou à un autre régime (cas de « ZURICH santé »).....	90
IV-3-1- Présentation du produit.....	90

IV-3-2 Calcul de la prime	91
Conclusion	92
Bibliographie	93
Annexes :	94

Liste des abréviations

Abréviations	Nom complet
ZURN	Zurich insurance company
ZAM	Zurich assurance Maroc
IPP	Incapacité permanente partielle
CNSS	Caisse nationale de sécurité sociale
CNOPS	Caisse nationale des organismes de prévoyance sociale
FAR	Forces armées royales
AMO	Assurance maladie obligatoire
RAMED	Régime d'assistance médicale aux personnes économiquement démunies
BGE	Budget général de l'état
OMS	Organisation mondiale de la santé
CESE	Conseil économique social et environnemental
ANAM	Agence nationale de l'assurance maladie
CGEM	Confédération générale des entreprises du Maroc
GLM	Generalized linear models
QQ-plot	Quantile-Quantile-plot
CHAID	Chi-squared automatic interaction detector
LR	Likelihood ratio
TM	Ticket modérateur
ANAM	Agence nationale de l'assurance maladie

Liste des tableaux

Tableau 1:ventilation des primes émises pour l'exercice 2012	23
Tableau 2:évolution du ratio combiné de ZAM entre 2008 et 2012.....	25
Tableau 3:Taux de couverture de la marge de solvabilité règlementaire	26
Tableau 4:décomposition du résultat net de l'exercice 2012	26
Tableau 5:Répartition du résultat net de 2012	26
Tableau 6:sources de financement des soins de santé.....	28
Tableau 7:répartition des assurés par organisme gestionnaire	29
Tableau 8:consommation moyenne par Lien vis-à-vis du bénéficiaire	50
Tableau 9:consommation par sexe	53
Tableau 10:p-value du test de Khi-deux pour la variable Age	53
Tableau 11:résultats de la segmentation de la variable âge	56
Tableau 12:algorithme CHAID appliqué à la variable catégorie du bénéficiaire	57
Tableau 13:segmentation de la variable effectif de police	58
Tableau 14:segmentation de la variable masse salariale de la police.....	59
Tableau 15:analyse de type 3 des facteurs de sinistralité	73
Tableau 16:valeur de l'AIC pour différents modèles.....	73
Tableau 17:résultats de l'estimation pour les paramètres de la fréquence du poste pharmacie.	74
Tableau 18:contribution du sexe pour le calcul de la fréquence du poste pharmacie	75
Tableau 19:contribution de l'âge pour le calcul de la fréquence du poste pharmacie.....	76
Tableau 20:contribution de la catégorie du bénéficiaire pour le calcul de la fréquence du poste pharmacie ..	76
Tableau 21:contribution de la masse salariale pour le calcul de la fréquence du poste pharmacie	76
Tableau 22 : contribution de l'effectif pour le calcul de la fréquence du poste pharmacie	77
Tableau 23:Analyse de type III pour la régression log-normale	82
Tableau 24:résultats de l'estimation pour les paramètres des frais moyens du poste pharmacie.	83
Tableau 25:contribution de l'âge pour le calcul des frais moyens du poste pharmacie	86
Tableau 26:contribution de la catégorie du bénéficiaire pour le calcul des frais moyens du poste pharmacie	86
Tableau 27:contribution de la masse salariale pour le calcul des frais moyens du poste pharmacie	86
Tableau 28:contribution de l'effectif pour le calcul des frais moyens du poste pharmacie.....	87
Tableau 29: résultats des estimations de la fréquence pour hospitalisations	104
Tableau 30: résultats des estimations de la fréquence pour médecine courante	105
Tableau 31: résultats des estimations de la fréquence pour optique	106
Tableau 32: résultats des estimations de la fréquence pour analyses et radios	107
Tableau 33: résultats des estimations des frais moyens pour hospitalisations	108
Tableau 34: résultats des estimations des frais moyens pour médecine courante	109
Tableau 35: résultats des estimations des frais moyens pour analyses et radios	110
Tableau 36: résultats des estimations des frais moyens pour optique.....	111
Tableau 37: résultats des estimations des frais moyens pour dentaire	112

Liste des figures

Figure 1:Part de marché vie et non vie de ZAM	17
Figure 2: organigramme Zurich assurances Maroc	18
Figure 3: Chiffres d'affaires en MDh	23
Figure 4:répartition des primes émises par branche	24
Figure 5: Total bilan en Mdh	27
Figure 6:Total fonds propres en MDh	27
Figure 7:Schéma de la couverture médicale de base	31
Figure 8: composition de la prime commerciale	36
Figure 9 : Ressources et charges d'une compagnie d'assurance	36
Figure 10: Aperçu du fichier sinistres de la base de données	45
Figure 11: répartition de la population selon l'âge	45
Figure 12: répartition de la population selon le sexe.	46
Figure 13: répartition de la population selon le lien vis-à-vis du bénéficiaire	47
Figure 14: proportion des adhérents à charge	47
Figure 15: répartition des adhérents selon statut familial.	48
Figure 16: consommation par âge	48
Figure 17: frais engagés moyens par sexe	49
Figure 18: frais engagés par sexe et âge	49
Figure 19: consommation moyenne par lien vis-à-vis du bénéficiaire	50
Figure 20: Part de la complémentaire	51
Figure 21:somme des montants de consommation médicale selon son type	51
Figure 22: Segmentation de la variable âge	56
Figure 23: segmentation de la variable catégorie du bénéficiaire	57
Figure 24: arbre de segmentation de la variable sexe	58
Figure 25: fréquence de consommation par poste.....	59
Figure 26: part de chaque poste dans les frais engagés totaux	60
Figure 27: ajustement fréquence pharmacie par la loi de Poisson	71
Figure 28: ajustement fréquence pharmacie par la loi binomiale négative	71
Figure 29: QQ-plot exponentiel des frais de pharmacie.....	80
Figure 30:QQ-plot gamma des frais de pharmacie	81
Figure 31:QQ-Plot log-normal des frais de pharmacie	81
Figure 32: ajustement fréquence hospitalisations par la loi de Poisson	97
Figure 33: ajustement fréquence hospitalisations par une binomiale négative	97
Figure 34: ajustement fréquence radios et analyses par une loi Poisson	98
Figure 35: ajustement fréquence radios et analyses par une binomiale négative	98
Figure 36:ajustement fréquence dentaire par la loi de Poisson	98
Figure 37:ajustement fréquence dentaire par une binomiale négative	99
Figure 38: ajustement fréquence médecine courante par la loi de Poisson	99
Figure 39: ajustement fréquence médecine courante par la loi binomiale négative	99
Figure 40:ajustement fréquence optique par la loi de Poisson	100
Figure 41: ajustement fréquence optique par une binomiale négative	100
Figure 42: QQ-plot log-normal des frais moyens de médecine courante	100
Figure 43: ajustement gamma des frais moyens de médecine courante	101
Figure 44: QQ-plot log-normal pour les frais moyens analyses et radios.....	101
Figure 45: QQ-plot gamma pour les frais moyens analyses et radios	101
Figure 46: QQ-plot gamma des frais moyens dentaire	102

Figure 47: QQ-plot log-normal des frais moyens dentaire	102
Figure 48: QQ-plot log-normal des frais moyens optique	102
Figure 49: QQ-plot gamma des frais moyens optique	103
Figure 50: QQ-plot log-normal des frais moyens hospitalisations	103
Figure 51: QQ-plot gamma des frais moyens hospitalisations	103
Figure 52: résidus du poste hospitalisations	113
Figure 53: résidus du poste médecine courante	113
Figure 54: résidus du poste analyses et radios	114
Figure 55: résidus du poste dentaire	114
Figure 56: résidus du poste optique	115

Introduction

L'avènement de la couverture médicale généralisée, notamment à travers la mise en place par le Maroc de l'assurance maladie obligatoire (AMO), n'a pas manqué de transformer le marché marocain des assurances de personnes. Aussi la concurrence s'est-elle accrue entre les différentes compagnies acteurs de ce secteur, surtout avec le désengagement progressif de l'état en matière des dépenses de santé.

Pour se donner tous les moyens de réussir la mise en place de l'AMO, les autorités marocaines ont instauré une période de transition visant la couverture médicale au profit de toute la population d'ici à 2015. Et pour accompagner cette transition, les compagnies d'assurance développent constamment des produits permettant à la fois la couverture des prestations de base ainsi qu'une couverture complémentaire au régime de base ou remboursant des actes non couverts par le dit-régime (au 1^{er} dirham),

C'est pour ces raisons-là qu'un soin particulier est accordé à la tarification de ces multiples produits. Cette dernière doit s'ajuster au mieux au profil de la population couverte, aider l'assureur à couvrir ses engagements et réaliser une bonne marge de profit tout en gardant sa compétitivité sur le marché. Cette tarification doit prendre en considération la fréquence et la sévérité des actes consommés.

L'étude de la population couverte constitue le premier pilier de ce travail. De ce fait, une segmentation minutieuse selon des facteurs de sinistralité doit être réalisée en vue de relever le comportement de la consommation médicale des différents actes. S'en suivra par la suite une modélisation statistique à même de procurer l'avantage de fournir un intervalle de confiance de la prime pure. Le but de cette modélisation est de donner une idée sur les éventuelles politiques que peut adopter la compagnie. En effet, l'utilisation de ces techniques ne peut être considérée comme un luxe, vu l'environnement concurrentiel dans lequel évoluent tous les acteurs de l'assurance au Maroc.

Il est à noter que l'étude est réalisée sur les frais moyens et non les charges. L'objectif est d'estimer les frais moyen trimestriels et d'adapter n'importe quelle formule de remboursement de base ou complémentaire relative à chaque produit pour extraire la prime pure. Travailler avec les frais moyens va ainsi rendre l'étude beaucoup plus flexible qu'en cas de recours aux charges.

Aussi l'étude réalisée concernera-t-elle le calcul de la prime pure uniquement. Cette prime est majorée pour constituer le tarif exact appliqué qui serait, à son tour, payé par les organismes souscripteurs des contrats.

Partie I

Contexte de l'étude

Chapitre 1 : présentation de l'organisme

La présentation de Zurich Assurances Maroc constitue une étape indispensable dans le présent rapport pour plusieurs motifs, notamment, comprendre l'organisation de la compagnie et appréhender la situation de la compagnie en termes de résultats et de performances. Ainsi, on commencera tout d'abord avec un petit historique, puis on présentera l'organigramme de la compagnie, pour ensuite enchaîner avec les différents résultats et du Groupe Zurich Insurance Group (dont ZAM fait partie) et de Zurich Assurances Maroc pour l'exercice 2012.

I-1-Présentation et chiffres de Zurich Insurance group

Présentation :

Zurich Insurance Group (ZURN), communément appelée Zurich, est une compagnie d'assurance suisse dont le siège social est situé à Zurich, en Suisse. Elle en est la plus grande compagnie d'assurance¹. En 2013, Zurich était la 75th plus grande entreprise mondiale cotée en bourse selon le classement Global 2000 de Forbes² et figurait à la 94^{ème} place dans le classement des 100 plus grandes marques de Interbrands en 2011.

Zurich Insurance Group est une compagnie d'assurance mondiale dont l'organisation s'articule autour de trois grandes divisions : General Insurance, Global Life et Farmers. La société compte environ 60 000 collaborateurs sur plus de 170 pays et territoires dans le monde.

A travers le monde, Zurich dispose :

- De souscripteurs qualifiés aptes à élaborer des solutions innovantes.
- plus de 8000 gestionnaires sinistres.
- De plus de 1000 professionnels en Risk Engineering.
- Plusieurs milliers d'agents, courtiers et conseillers financiers proposent des produits Zurich en vie et non-vie à travers le Monde.

Zurich Insurance Group est cotée à la SWX Swiss Exchange. En 2012 les capitaux propres du groupe s'élèvent à 34,494 milliards de dollars.

chiffres :¹

- Bénéfice net de 3,97 milliards de dollars avec un rendement sur les fonds propres (ROE) de 11,8%.
- Bénéfice d'exploitation (BOP) de 4,1 milliards de dollars en retrait de 4%.
- Les primes émises brutes et accessoires de primes du segment assurance dommages ont atteint 35,6 milliards d'USD, en hausse de 1,0 milliard d'USD, soit 3%, en raison notamment des hausses tarifaires.
- Les primes émises brutes, accessoires de primes et dépôts à caractère de placement du segment assurance-vie ont atteint 30,3 milliards d'USD, en hausse de 2,5 milliards soit 9%.
- Le bénéfice d'exploitation du segment assurance dommages s'est élevé à 2,1 milliards de dollars, en baisse 7%. Cette diminution s'explique par une érosion des produits nets de placements, en partie compensée par un meilleur résultat technique net.

¹ Rapport annuel 2012 de Zurich Insurance Company

- Le bénéfice d'exploitation du segment assurance-vie est resté globalement stable, à 1,3 milliard de dollars.
- Bénéfice dilué par action : 24,66 Francs Suisses.

I-2-Secteur marocain des assurances et situation de ZAM

Le Chiffre d'Affaires du Secteur Marocain des Assurances exprimé en primes émises au titre de l'exercice 2012 toutes branches confondues, a totalisé un montant global de 26,03 milliards de DH soit 8,9% de progression par rapport aux 23,89 milliards de DH de l'année 2011. La branche des assurances «Vie et Capitalisation» a continué à évoluer. Elle a enregistré une progression de 14,5% par rapport à 2011. Les raisons de cette progression seraient à rechercher du côté d'un développement nettement marqué de l'activité bancassurance. En assurance « Non- Vie » la progression s'est ralentie quelque-peu. La part de marché de ZAM est passée à 4,2% contre 4,4% en 2011. Cette légère baisse s'est traduite sur ses parts en Vie qui ont baissé de 22% alors que la branche Non-Vie a maintenu sa part de marché.

- En Vie 0,2% contre 0,35% en 2011
- En Non-Vie 6,2% contre 6,3% en 2011

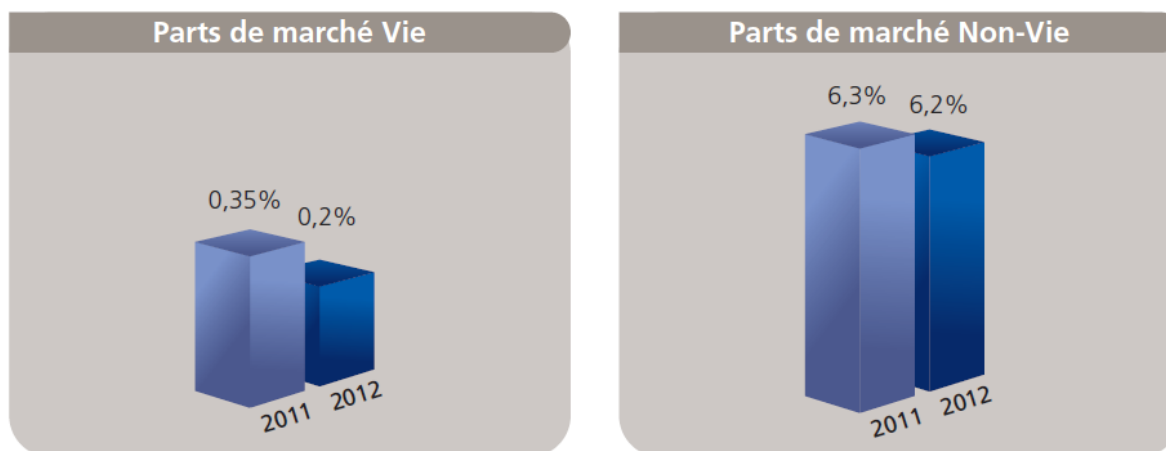


Figure 1:Part de marché vie et non vie de ZAM

I-3-Présentation de ZAM

I-3-1-Historique de ZAM

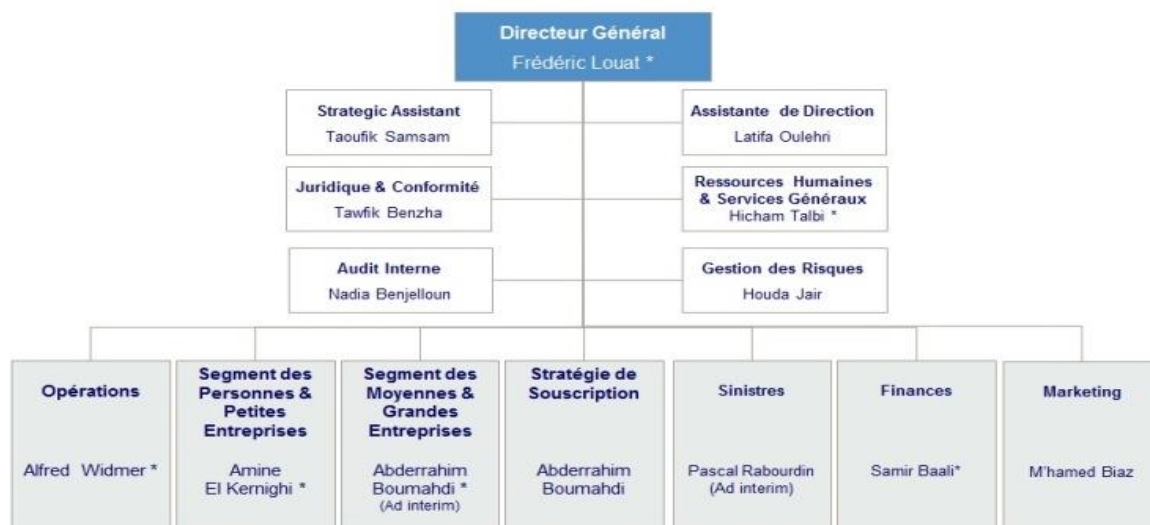
C'est à travers sa succursale « Zurich Delegation » qu'opérait le Groupe Zurich sur le marché Marocain et ceci depuis 1951. Ce n'est qu'en 1975 et avec l'avènement de la loi sur la marocanisation que le Groupe Zurich créa sa filiale Marocaine : la Garantie Générale Marocaine (GGM), qui est devenue Zurich Assurances Maroc à partir de 1997.

I-3-2-Fiche technique

La fiche technique de Zurich Assurance Maroc

- **Raison Social** : Zurich assurances Maroc
- **Siège Social** : 166, bd Mohamed Zerkouni - 20040 Casablanca
- **Année de Fondation** : 1975
- **Forme Juridique** : Société Anonyme – SA
- **Capital Social** : 90 000 000 DH
- **Maison Mère** : Zurich Financial Services (Suisse)
- **Directeur Général** : Frédéric Louat
- **Site web** : <http://www.zurich.ma>

I-3-3-Organigramme ZAM



* Membre du Comité Exécutif de ZAM

Figure 2: organigramme Zurich assurances Maroc

I-4-Gamme des produits de ZAM

ZAM propose une multitude de Produits destinés aux particuliers, professionnels et entreprises. Pour ma part, je me contenterais de présenter les produits destinés aux entreprises puisque mon travail s'est essentiellement basé sur la tarification de contrats collectifs. Voici donc les produits destinés aux entreprises :

En assurances personnes :

Assurance Santé complémentaire : Cette police prévoit le remboursement des :

- Frais médicaux et pharmaceutiques
- Frais d'hospitalisation
- Frais chirurgicaux
- Tout autre frais prévus dans le contrat

Le versement des prestations s'effectue conformément aux conditions et plafonds de la formule que le souscripteur a choisie et qui sont mentionnées aux conditions particulières.

Assurance Accident de Travail :

L'assurance Accident de Travail, pouvant être étendue optionnellement aux maladies professionnelles, découle d'une loi d'ordre publique (Dahir de 1963). Devenue obligatoire depuis Novembre 2002, elle vise la réparation des accidents et, notamment, des maladies subies par les préposés pendant l'exercice de leur fonction. Sont pris en charge, au titre de cette couverture, l'ensemble des dépenses occasionnées par l'accident ou la maladie, tels que les frais médicaux et pharmaceutiques, l'hospitalisation, les indemnités journalières, l'incapacité (sous forme de capital ou de rente en fonction du taux de l'IPP²) et, éventuellement, le décès de la victime (en cas de décès, un capital est versé sous forme de rente aux ayants droits).

Décès :

L'assurance décès a pour objet de garantir, en cas de décès de l'assuré -tant qu'il est au service du contractant- le paiement aux bénéficiaires du capital fixé aux conditions particulières du contrat. L'assuré devra désigner sur le bulletin individuel d'adhésion, le ou les bénéficiaires en cas de décès. En l'absence de désignation de bénéficiaires, le bénéfice du capital assuré revient aux héritiers légaux.

Incapacité Invalidité :

En cas d'interruption de travail suite à une maladie ou à un accident à caractère non professionnel, l'assureur garantit :

- Le versement d'une indemnité journalière en cas d'incapacité temporaire totale de travail ne peut excéder la période de garantie fixée aux conditions particulières.
- Une rente d'invalidité permanente
- Une exonération du paiement des primes de la garantie Incapacité Invalidité, tout aussi bien que celle du Décès.

Individuelle Accidents :

Elle couvre les dommages corporels uniquement en cas d'accidents dont peut être victime une personne, soit dans le cadre de l'exercice de son activité professionnelle ou personnelle. Cette assurance prévoit:

- Un capital Décès lorsque l'accident entraîne la mort de l'assuré.
- Un capital Invalidité lorsque l'accident donne lieu à une invalidité (l'invalidité est fixée par le médecin traitant).
- Des frais médicaux et pharmaceutiques.

² IPP=Incapacité permanente partielle

- Des indemnités journalières (fixées en fonction de l'importance des capitaux décès et invalidité).
- En cas de sinistre, cette assurance est cumulable avec d'autres assurances dont peut bénéficier la victime (Accidents de Travail, Accidents de la circulation ...).

En assurances biens :

Incendie – Explosions :

Destinée aux entreprises et aux particuliers, cette assurance couvre les dommages matériels causés aux biens assurés par la combustion vive, l'explosion et, optionnellement, les risques annexes (chute de la foudre, fumées, dommages électriques, catastrophes naturelles, émeutes et mouvements populaires ...). Le tarif de cette assurance est simple à définir pour les habitations, les bureaux, les magasins,...

Dégâts Des Eaux :

L'assureur indemnise au moyen de cette garantie les conséquences des dommages et des dégâts causés par l'eau suite à une fuite ou à un éclatement des canalisations et appareils à effet d'eau (chaudière, chauffe-eau, robinetterie,...). Les dégâts pouvant être causés par les eaux d'origine externe : pluies, cours d'eaux, rivières, mer... ne sont pas concernés par cette assurance (sauf extensions de garantie très limitées: infiltrations d'eau de pluie et refoulement des égouts). Ils relèvent plutôt de la garantie "Inondation" qui est l'une des extensions de la garantie Incendie-Explosions.

Vol :

Cette assurance vise à indemniser les assurés contre les vols avec effraction, escalade ou intrusion clandestine, des biens se trouvant à l'intérieur de locaux fermés et protégés. Les billets de banques, titres et valeurs disposés dans des tiroirs fermés à clé, soit en coffre-fort peuvent aussi être assurés séparément, sur demande de l'assuré.

Bris de Glaces :

Il s'agit de l'assurance des glaces et des vitres suite à un dommage accidentel (jet d'objets de l'extérieur, élévation de la température, franchissement du mur du son suite à un vol d'engin supersonique,...).

Tous Risques Chantiers/Montage :

Cette assurance est destinée à tous les types de chantiers de construction: bâtiments, routes, barrages, ponts Ou aux travaux de montage : unités industrielles, (par exemple). La couverture porte sur les chantiers pendant la période des travaux (construction et/ou montage). Elle commence avec le premier coup de pioche, et se termine au moment de la réception provisoire. Une garantie supplémentaire dite garantie de maintenance, peut venir couvrir la période, généralement de 12 mois, entre les réceptions provisoire et définitive. La Tous Risques Montage prévoit une assurance spécifique pendant la période des essais. S'agissant d'une assurance multirisque, on y trouve quasiment toutes les assurances de

dommages (incendie, explosions, dégâts des eaux, vol). On peut y trouver en outre, d'autres extensions de couverture, telles que les événements naturels, les émeutes et mouvements populaires, l'erreur de conception, les engins de chantier,etc.

Bris De Machines :

Cette assurance est destinée aux machines d'exploitation industrielle après qu'elles soient montées et essayées avec succès. Sont couverts au titre de cette assurance, les dommages d'origine externe tels que les chocs, les chutes, les heurts, ...Les dommages d'origine interne tels que les dommages d'ordre électrique, les incidents d'exploitation, ...Et les erreurs de manipulation humaine, tels que les négligences.

Tous Risques Informatiques :

La Tous Risques Informatiques est une assurance destinée au matériel informatique, qui fonctionne exactement de la même manière que le bris de machines. Elle comporte néanmoins deux extensions de couverture qui demeurent spécifiques au matériel informatique, à savoir les frais supplémentaires d'exploitation et les frais de reconstitution des supports d'information.

Perte d'Exploitation :

Elle vise à restituer à l'assuré sa situation avant sinistre en prenant en charge les frais fixes et, éventuellement, les bénéfices nets escomptés pendant toute la période de l'arrêt. Cette assurance n'intervient que suite à un sinistre couvert au titre d'une police d'assurance dommages, telles que l'incendie explosions ou le bris de machines. Sa durée d'indemnisation peut être de 12 mois, de 18 mois ou même 24 mois, période pendant laquelle l'assureur prend en charge le financement de tous les frais fixes. La franchise peut être exprimée en nombre de jours ou en numéraire.

Perte de Produits en Entrepôts Frigorifiques :

Souscrite conjointement avec un contrat Bris de Machines, l'assurance des pertes de produits en chambres froides est destinée à couvrir les produits périssables (viandes, légumes, fruits,...) contre les détériorations (pourriture, moisissure, putrescence,...) lorsque ces dernières sont la conséquence d'un arrêt des machines de la production du froid, dû à un sinistre couvert au titre de la police de base Bris de Machines.

En assurances responsabilités :

Responsabilité Civile :

Cette assurance appelée communément RC, est régie par les articles 78 à 86 du Dahir formant Codes des Obligations et des contrats (DOC).La RC implique nécessairement l'existence d'une faute, d'un préjudice et d'un lien de cause à effet. L'assurance RC revêt plusieurs formes, en fonction des champs d'intervention de chacune.

RC Exploitation :

L'assuré est couvert au titre de cette garantie contre les dommages (corporels, matériels et immatériels) causés aux tiers, lorsque les préjudices se sont produits lors de l'exploitation de la profession de l'assuré. Sont également couverts, les dommages causés par tous les préposés de l'assuré, pendant l'exercice de leur fonction.

RC Produits Livrés :

Cette assurance vise à indemniser les dommages (corporels, matériels, et immatériels consécutifs) causés aux tiers, par la défaillance ou par un vice propre d'un produit fabriqué par l'assuré. Il peut s'agir de produits comestibles ou non (nourriture, cosmétiques, voitures, pièces industrielles ...).

RC des Mandataires Sociaux :

Destinée aux dirigeants de droit, aux dirigeants de fait, et aux divers mandataires d'une société, qui peuvent, par leur prise de décision, engager l'entreprise, cette assurance couvre les conséquences dommageables des dites décisions lorsque celles-ci ont causé un préjudice pour l'entreprise assurée (notamment pour les actionnaires). Ce préjudice peut se traduire par une baisse du chiffre d'affaires, ou une baisse du cours de l'action par exemple. Généralement, c'est l'entreprise qui souscrit cette assurance pour le compte de ses mandataires.

RC décennale :

La RC décennale vise à assurer sur une période dix ans à compter de la date de réception des travaux, la responsabilité des divers intervenants sur un chantier (architecte, bureau d'études, entreprise de construction ...), lorsque par leur faute, ledit ouvrage s'effondre ou présente des menaces d'effondrement. L'effondrement ou la menace d'effondrement peuvent être dû à une erreur de conception, une erreur d'exécution, un défaut de matériaux ou encore à un vice du sol. Pour qu'il y ait indemnisation, les dommages doivent toucher les gros œuvres (éléments porteurs concourant à la solidité ou à la stabilité de l'ouvrage : fondations, poteaux, poutres, dalles ...). Cette assurance est assortie d'une franchise toujours à la charge de l'assuré.

I-5-Performances de la compagnie au cours de l'exercice 2012

I-5-1-Chiffres d'affaire et primes émises

L'année 2012 a été clôturée par un montant de primes émises égal à 1080,5 Millions DH soit une hausse de 3% par rapport à l'exercice 2011 qui a enregistré un montant total de primes émises de 1050,1 Mdh.

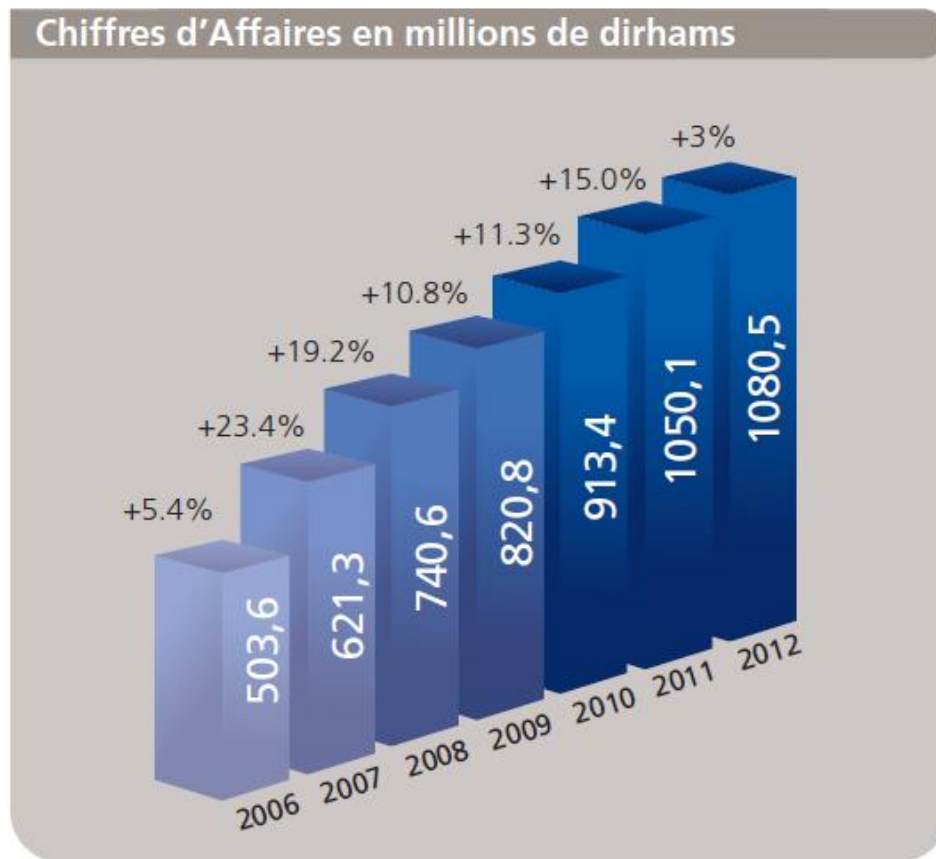


Figure 3: Chiffres d'affaires en MDh

La non vie constitue la part du lion de ses primes avec un pourcentage de 98% du total des primes émises.

TYPE	Montant des primes émises	Part
NON VIE	1059,3	98%
VIE	21,5	2%

Tableau 1:ventilation des primes émises pour l'exercice 2012

Ainsi Zurich Assurances Maroc occupe :

- 7ème position au niveau de la branche Non-Vie avec 6,2% de part de marché
- 8ème position au niveau du marché Vie et Non-Vie avec 4,2% de part de marché

Ce montant des primes est réparti de la façon suivante :

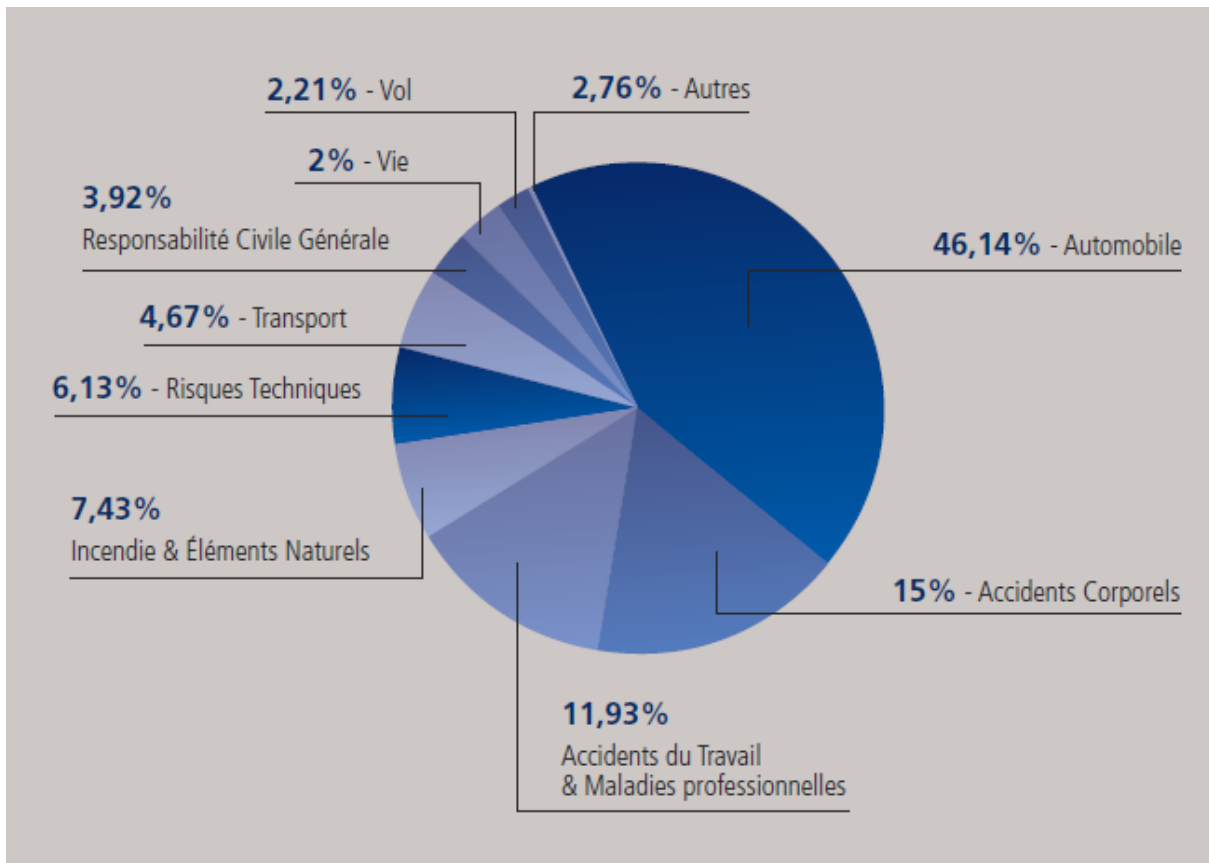


Figure 4:répartition des primes émises par branche

I-5-2-Résultats techniques et ratio combiné ³

Résultat technique Vie

Le résultat technique Vie hors opérations de placements se chiffre à -3.7 millions DH et se caractérise par les éléments suivants :

- Le Groupe décès reste profitable. Le cycle des sinistres est néanmoins important, mais moins sévère qu'en 2011.
- Reprise d'une provision de 5.2 millions DH (provision de stabilité) au niveau du Groupe décès.

³ Ratio combiné : Le ratio combiné est une composante essentielle pour appréhender la performance des assureurs, puisqu'il mesure la rentabilité technique des activités d'assurance. Le ratio combiné s'obtient en calculant le rapport des prestations versées pour sinistres, des dotations et des frais généraux sur le chiffre d'affaires total. C'est donc le rapport entre les décaissements et les encaissements, uniquement au titre des opérations d'assurance

Résultat technique non vie :

Le résultat technique Non-Vie hors placements net de réassurance fait apparaître un bénéfice de 38 millions DH. Ainsi, la Non-Vie a contribué à raison de 22% au résultat technique global avant impôt. Ce bénéfice technique découle d'un ratio combiné de 95,7%, soit une augmentation de 6 points par rapport à 2011. ce tableau montre l'évolution du ratio combiné non vie entre 2008 et 2012 :

Année	Ratio combiné
2008	98,1%
2009	96,6%
2010	95,6%
2011	89,5%
2012	95,7%

Tableau 2: évolution du ratio combiné de ZAM entre 2008 et 2012

I-5-3-Produits des placements

Constituant une source de financement de la compagnie, les produits des placements présentent les chiffres suivants :

- Les revenus des placements représentent 75% du résultat avant impôt.
- Le portefeuille des placements s'est apprécié de 5,6% en 2012.
- Les produits de placements correspondants ont connu une augmentation de 2,3%.
- Le rendement des actifs en valeur marché au niveau de la Non-Vie se chiffre à 4,35%.
- Le rendement des actifs en valeur marché au niveau de la Vie se chiffre à 4,63%.

I-5-4-Marge de solvabilité

La marge de solvabilité calculée s'établit à 261,6 millions de DH (24% des primes émises).

	2008	2009	2010	2011	2012
Taux de couverture de la marge de solvabilité réglementaire	354%	338%	349%	304%	274%
Taux de couverture de la marge de solvabilité réglementaire par les fonds propres	249%	255%	263%	247%	250%

Tableau 3:Taux de couverture de la marge de solvabilité règlementaire

I-5-5-Autres chiffres

Le bénéfice net pour l'exercice 2012 après dotations aux provisions et impôts s'élève à 101.177.338,58 DH. Ce montant se décompose comme suit :

Résultats technique vie	19 411 735,29 DH
Résultats technique non vie	152 054 632,57 DH
Résultats non technique	-11 663 474,16 DH
Résultats avant impôts	159 802 893,70 DH
Impôt sur le résultat	58 625 555,12 DH
Résultat net	101.177.338,58 DH

Tableau 4:décomposition du résultat net de l'exercice 2012

Ce montant de bénéfice disponible est affecté comme suit :

Dotations à la réserve générale	40.277.338,58 DH
Dividendes aux actionnaires	60.900.000,00 DH
Total	101.177.338,58 DH

Tableau 5:Répartition du résultat net de 2012

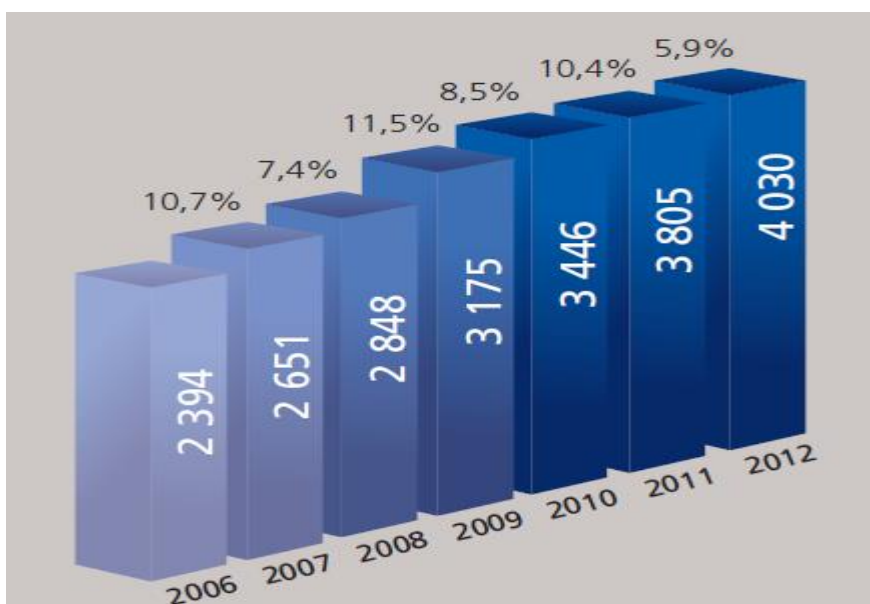


Figure 5: Total bilan en MDH

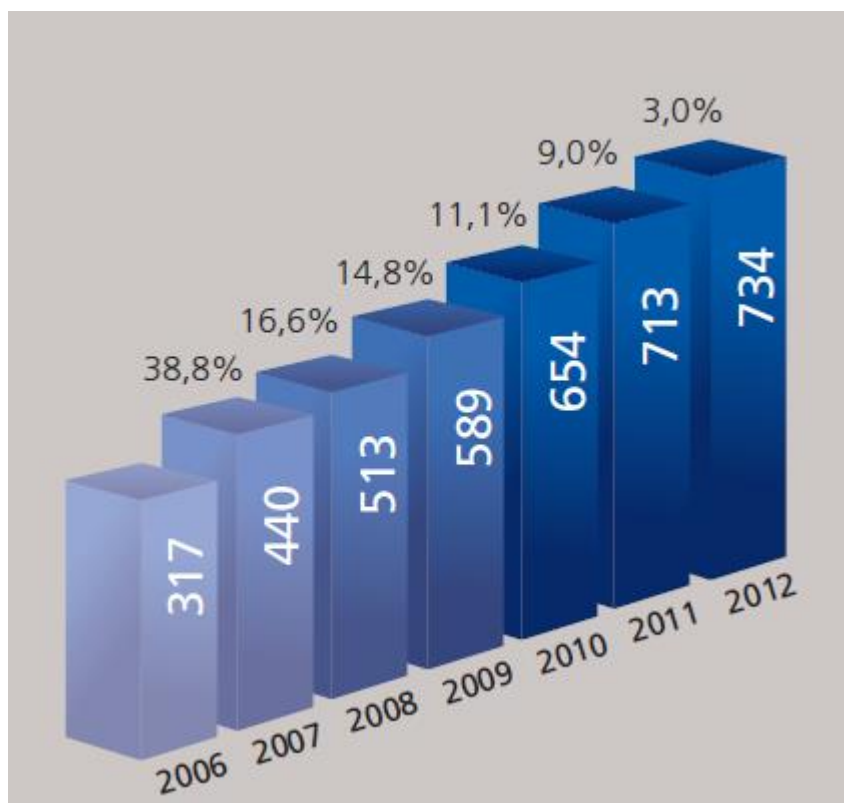


Figure 6: Total fonds propres en MDH

Chapitre 2 : Généralités sur la couverture médicale au Maroc

II-1-Quelques données

Trois indicateurs résument à eux seuls la crise chronique du système de santé au Maroc. Premier chiffre : les dépenses totales de santé au Maroc représentent à peine 6,2% du PIB, soit un niveau inférieur à celui de la moyenne des 194 pays membres de l’OMS qui est de 6,5%. Ces dépenses sont aussi deux fois moindres qu’en Tunisie et six fois moindre qu’en Jordanie. Deuxième indicateur, les dépenses du ministère de la Santé dans le Budget général de l’Etat (BGE). Cette rubrique représente 4,1% du BGE en 2012 alors que l’OMS recommande un taux de 9%. A titre de comparaison, la part budgétaire de la Santé à la même période était de 10,4% en Tunisie, 10,6% en Algérie, 11,6% au Sénégal et 16,3% en Jordanie. Troisième indicateur, la participation des ménages dans le financement des soins de santé. La part des dépenses de santé directement prise en charge par les ménages s’élève à 53,6%, soit en moyenne 802 DH par an et par personne. Ces dépenses seraient certainement plus élevées, si l’on y rajoute les frais cachés, liés au transport et à l’hébergement. Ce n’est que lorsque le recours aux paiements directs chute à 15-20% des dépenses totales de santé que l’incidence financière n’est plus significative pour les ménages et que le taux d’appauvrissement atteint des niveaux négligeables.

Source de financement	Part du financeur (en %)
Paiements directs des ménages	53,6
Recettes fiscales nationales et locales	25,2
Couverture médicale de base (AMO/RAMED)	18,8
Coopération internationale	1,1
Employeurs (hors AMO et RAMED)	0,9

Source : CESE, 2013

Tableau 6:sources de financement des soins de santé

Ces chiffres expliquent, en bonne partie, les difficultés que rencontrent les Marocains pour accéder aux systèmes de soins. La question qui se pose est de savoir, où vont ces dépenses directes des ménages dans la santé ? Les résultats sont édifiants. En effet, 48,6% des dépenses directes sont consacrées aux médicaments. Le paiement des cabinets médicaux et cliniques privées viennent en deuxième position avec 38,7%. Ces dépenses sont principalement effectuées auprès de cabinets privés. Les hôpitaux publics n’attirent que 4,4% des dépenses directes des ménages. Ces chiffres montrent que la majorité de la population

solvable a recours aux structures de soins privées, réputées garantir une meilleure qualité des soins. Ainsi selon les données de l'Agence nationale de l'assurance maladie (ANAM), le nombre des assurés et ayants droits soumis à l'obligation d'assurance médicale et couverts en vertu des dispositions de la loi 65-00 a atteint 10 901 541 au 31 décembre 2012. En d'autres termes, près de 46% de la population marocaine ne bénéficie pas encore d'une couverture médicale de base. Pour les 54% de la population, incluant les Ramedistes (bénéficiaires du RAMED), bénéficient, théoriquement, d'une assurance. Ces personnes sont réparties en plusieurs régimes et de nombreux gestionnaires.

Organisme gestionnaire	Nombre d'assurés	En %
CNSS	4 692 348	43%
CNSS - 114 employeurs du secteur privé couverts par les mutuelles, caisses internes et assureurs privés	1 244 122	11%
CNOPS	2 940 071	27%
Mutuelles et caisses internes publiques (OCP, RAM, ONCF, CNSS, ONE, etc.)	550 000	5%
Mutuelle du personnel FAR	1 200 000	11%
Diverses populations (Chioukh-Mokaddmines, Imams, Anciens résistants, etc.)	275 000	3%
Total des assurés	10 901 541	100%

Source : CESE⁴, 2013

Tableau 7:répartition des assurés par organisme gestionnaire

Les ressources globales de ce système sont de l'ordre de 2,5 milliards de DH pour des dépenses légèrement supérieures. La presque totalité des débours des assureurs actuels va aux médicaments et aux producteurs de soins privés, les hôpitaux ne recevant que 6,2% de ces

⁴ Conseil économique, social et environnemental du Maroc

débours. D'une manière générale, les mutuelles assurent une prise en charge très consistante du gros risque (souvent à 100%) et une prise en charge plus modérée des petits risques (70 à 80% de façon nominale mais le plus souvent proche de 50% du fait des tarifs de responsabilité). Les compagnies d'assurance font exactement l'inverse : 70% à 80% des petits risques remboursés sur la base du tarif exposé et une couverture modérée voire nulle du gros risque, en vertu de la pratique des plafonds annuels par bénéficiaire et par maladie, et grâce à la sélection des risques en fonction de l'âge et de l'état de santé initial. Les deux types d'assureurs contractent périodiquement des conventions tarifaires et de tiers paiement avec les producteurs de soins. Seule la CNOPS procède à des relations contractuelles avec le secteur public. Les relations entre les assureurs actuels et les producteurs de soins libéraux sont entachées de nombreux conflits et reproches mutuels, qui ont interféré sur le débat concernant les organismes gestionnaires.

II-2-Renforcement de la couverture médicale par l'AMO et le RAMED

La couverture médicale de base s'inscrit dans le cadre d'une nouvelle politique de santé adoptée par le Maroc. Elle a pour objectif de garantir l'accès progressif aux soins de santé à l'ensemble de la population à travers l'insertion des populations mêmes défavorisées aux soins de santé de base et le renforcement de la protection sociale médicale par la mise en place d'un régime d'assurance maladie obligatoire (AMO) et d'un régime d'assistance médicale aux économiquement démunis (RAMED).

II-2-1-Population couverte par l'AMO et le RAMED

Dans un premier temps, l'AMO a été appliquée à tous les salariés et à tous les pensionnés des deux secteurs d'activité et sera généralisée progressivement par la suite (à l'horizon 2015). Ce choix a été concrétisé dans le projet de loi de 1995. Mais ce projet a été critiqué parce qu'il ne faisait aucune place à la population active non salariée, d'une part, et aucune disposition relative à la population économiquement faible, d'autre part. C'est la raison de son rejet par les syndicats, certaines organisations politiques, et les professionnels de santé en général, alors que le patronat (CGEM) et les organismes assureurs y étaient plutôt favorables. La dernière étape du processus a permis de coupler l'AMO au RAMED (Régime d'Assurance médicale aux personnes économiquement faibles) et de planifier la généralisation progressive de l'AMO au moyen de plusieurs régimes : régime des salariés et des pensionnés, régime des étudiants, régime des travailleurs indépendants.

II-2-2-Organismes gestionnaires et financement de l'AMO et du RAMED

La gestion de l'AMO est bipolaire et confiée à la CNSS pour le secteur privé et à la CNOPS pour le secteur public. La régulation est assurée par L'ANAM (agence nationale d'assurance maladie) nouvellement créée. Le financement quant à lui repose sur les cotisations sociales obligatoires (une cotisation annuelle oscillant entre 70 DH et 400 DH et un prélèvement mensuel de 2,5% du revenu mensuel brut pour le cas de la CNOPS, 4% pour le cas de la CNSS répartie à moitié entre une cotisation salariale et patronale avec l'absence d'un plafond). Ces cotisations seront partagées entre le salarié et l'employeur sauf pour les retraités qui devront les assumer entièrement. Quant au RAMED, sa gestion financière est confiée à l'ANAM, alors qu'un flou total persiste sur son administration et entoure les

mécanismes de sa mise en marche ;son financement provient de l'état, des collectivités locales, dans le cadre du concept de solidarité institutionnalisée « le riche paye pour le pauvre », de la participation des économiquement faibles relatifs par opposition aux économiquement faibles absolus incapables de participer même symboliquement, de produits financiers, de dons, de legs...

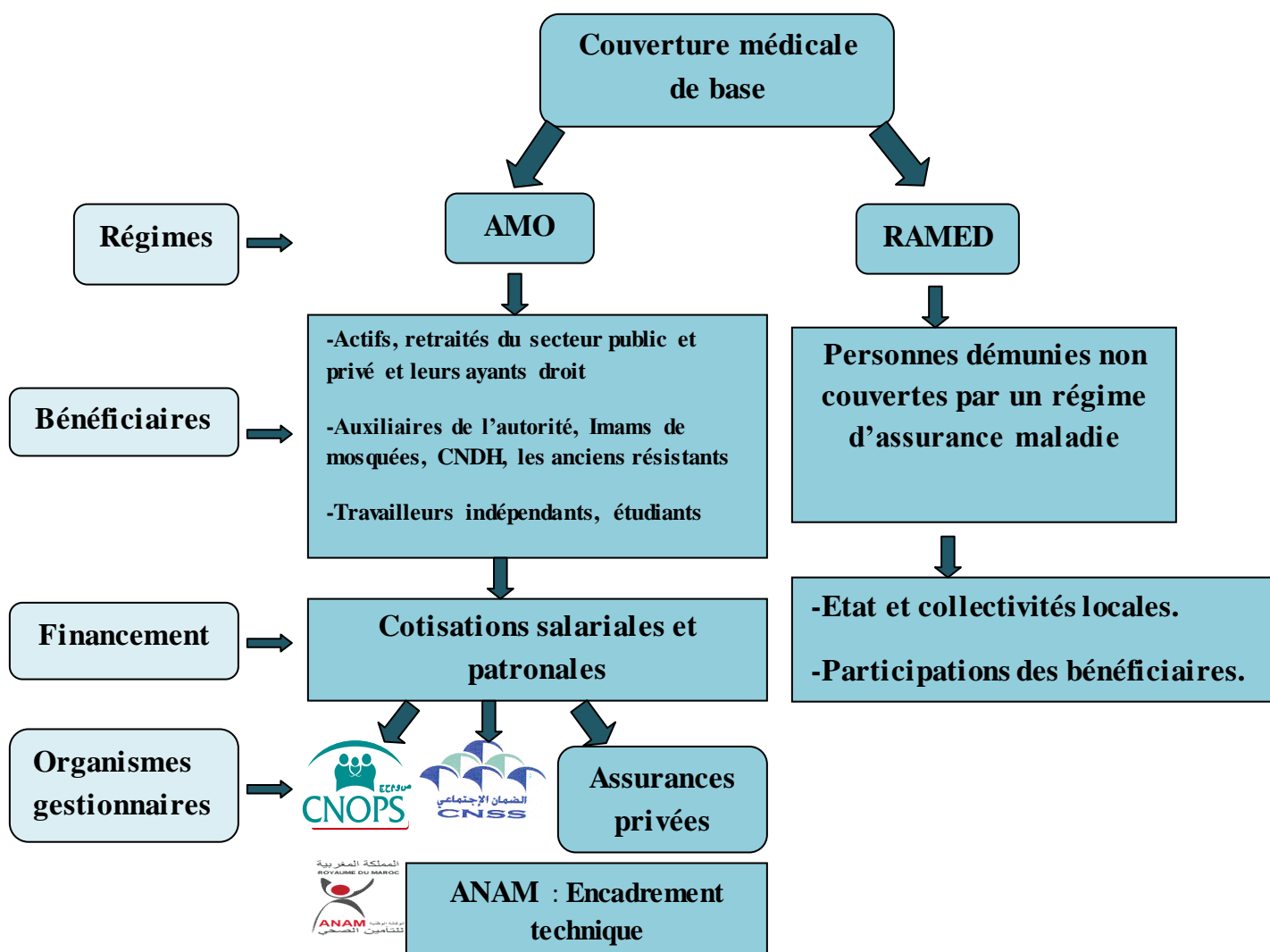


Figure 7:Schéma de la couverture médicale de base

II-2-3-Prestations de soins couvertes par l'AMO et le RAMED

Le régime d'assurance maladie obligatoire donne droit au remboursement et éventuellement à la prise en charge directe des frais de soins curatifs, préventifs et de réhabilitation médicalement requis par l'état de santé des bénéficiaires (hospitalisations, soins ambulatoires, radiologies...). Il exclut les interventions de chirurgie plastique, esthétique, les cures thermales, l'acupuncture, la mésothérapie, la thalassothérapie, l'homéopathie, ou toute autre prestation de médecine douce. Concernant les remboursements, l'AMO garantit la prise en charge directe d'une partie des frais de soins par ses organismes gestionnaires, l'autre partie restant à la charge de l'assuré. Celui-ci conserve la liberté de souscrire une assurance

complémentaire en vue de couvrir les frais restant à sa charge. Toutefois, en cas de maladie grave ou invalidité nécessitant des soins de longue durée ou en cas de soins particulièrement onéreux, la part restant à la charge de l'assuré fait l'objet d'une exonération totale ou partielle.

II-2-4-Perspectives et défis de l'AMO et du RAMED

La première phase de l'AMO s'est étalée sur cinq ans, avec des prestations limitées pour les salariés du privé. 1,6 million d'entre eux, non encore couverts, rejoindront ensuite le système. Au bout de cinq ans, l'AMO pourra offrir plus de prestations. Les 350 000 autres salariés du privé disposant déjà d'une couverture maladie auprès des assurances et mutuelles privées, auront la possibilité de pouvoir continuer à bénéficier de leur ancien système pendant cinq ans, ou de se mettre sous le régime de l'AMO et de négocier avec leur assureur un complément de couverture, notamment pour les soins ambulatoires. Pour le secteur public, en revanche, les choses sont plus simples. Environ 2,5 millions d'adhérents bénéficient d'une large couverture médicale auprès de la CNOPS. L'apport de l'AMO, dans ce cas, sera double : l'extension de la couverture médicale à environ 207 000 personnes, comprenant les fonctionnaires qui n'étaient pas couverts et 78 000 retraités (le système étant facultatif). Concernant le RAMED, il est possible qu'il soit absorbé dans le futur par l'AMO dans le cadre de l'élaboration d'une couverture médicale unique et universelle au Maroc.

II-3-Dispositions relatives à la couverture médicale de ZAM

II-3-1-Bénéficiaires du régime

Outre la personne assurée ayant l'obligation de payer la prime de couverture ; l'assurance maladie couvre les personnes de sa famille qui sont à charge, Sont considérés comme membres de la famille à charge :

- Le (s) conjoint (s) de l'assuré tant qu'il n'a pas atteint l'âge de 60 ans.
- Les enfants célibataires à la charge de l'assuré, âgés de 21 ans ou de moins de 25 ans lors qu'ils poursuivent leurs études, à charge pour l'assuré de justifier annuellement de leurs poursuite d'étude.
- Les enfants infirmes à la charge de l'assureur sans limite d'âge ; sont considérés comme enfants de l'assuré sans limite d'âge, les enfants de l'assuré atteints d'un handicap physique ou mental et les enfants pris en charge et qui sont dans l'impossibilité totale, permanence et définitive de se livrer à une activité rémunérée Si l'assuré ou les personnes à sa charge bénéficient d'un régime de prévoyance public ou privé, leur garantissant les mêmes indemnités ou prestations, le droit de remboursement ne porte que sur la différence entre les débours réels et les sommes versées au titre dudit régime sans que le bénéficiaire puisse

percevoir au total un montant supérieur à celui de ses débours et dans la limite des prestations prévues au contrat.

II-3-2-Prestations garanties

L'assurance maladie garantit pour les assurés et les membres de leur famille à charge, la couverture des risques et des frais de soins de santé inhérents à la maladie ou l'accident, à la maternité et à la réhabilitation physique et fonctionnelle. Cette assurance, donne droit au remboursement et éventuellement à la prise en charge directe des frais de soins curatifs, préventifs et de réhabilitation médicalement requis par l'état de santé du bénéficiaire et afférents aux prestations suivantes :

- Actes de médecine générale et de spécialités médicales et chirurgicales.
- Soins relatifs au suivi de la grossesse, à l'accouchement et ses suites.
- Soins liés à l'hospitalisation et aux interventions chirurgicales y compris les actes de chirurgie réparatrice.
- Médicaments admis au remboursement.
- Analyse de biologie médicale.
- Médicaments et produits pharmaceutiques administrés pendant les soins.
- Actes paramédicaux.
- Radiologie et imagerie médicale...En cas d'incapacité temporaire totale ouvrant droit aux indemnités journalières ou aux rentes invalidité et sous réserve que le contrat ne soit pas résilié la garantie maladie maintenue au profit de l'assuré et des personnes à sa charge jusqu'à la fin du 36^{ème} mois de travail à la condition que la prime concernant le dit assuré continue d'être payée.

II-3-3-Risques exclus

Sont exclus du droit aux prestations :

- Les conséquences des accidents ou maladies qui sont le fait volontaire de l'assuré ou du bénéficiaire du contrat ou qui résultent de tentatives de suicide ou de mutualisation volontaire.
- Les conséquences de maladies ou accidents antérieurs à la date d'adhésion même si la première constatation médicale est postérieure à l'entrée en vigueur de la présente assurance, sauf pour les assurés bénéficiaires de la continuité d'assurance à condition que ces modalités ou accidents n'ont pas fait l'objet d'une exclusion par l'ancien assureur.
- Les infirmités ou défauts corporels ainsi que leurs suites existant à la souscription du contrat.
- Les cas de stérilité primaire ou secondaire et les asthénies sexuelles.

- Les maladies ou accidents résultant des causes suivantes : guerre civile ou étrangère, attentats, actes de terrorisme ou de sabotage, émeutes ou mouvements populaires, participation de la victime à une rixe (sauf en cas de la légitime défense).
- Les conséquences des tremblements de terres et des inondations.
- Les accidents provenant de la navigation aérienne ne sont couverts que si l'assuré à bord d'un appareil muni d'un certificat valable de navigabilité et conduit par un pilote possédant un brevet ou une licence non périmé, le pilote pouvant être l'assuré lui-même, sauf en qualité de pilote professionnel.
- Les produits alimentaires, produits de régime, produits de beauté et fortifiants...

Chapitre 3 : Problématique et généralités

III-1-Généralités « Tarification »

Durant mon stage de fin d'études, je suis amené à calculer la prime pure d'un contrat de base et complémentaire pour une catégorie d'acte (le coût du risque) d'une personne présentant des caractéristiques communes à chaque assuré, d'une police d'assurance (contrat de groupe) ou suivant des caractéristiques propres à l'assuré lui-même. Cette étude serait faite à partir d'une segmentation minutieuse de chaque facteur de consommation. L'approche la plus utilisée pour ce problème de tarification est l'approche Fréquence*coût moyen. Cette tarification santé est un sujet de plus en plus à la demande des compagnies d'assurance et des organismes de prévoyance et doit prendre en considération la plupart des variables tarifaires avec une prise en compte du profil de l'assuré et des caractéristiques de l'organisme souscripteur de la police. De plus, le tarif proposé doit au mieux aider l'assureur à couvrir ses engagements.

Tarifier c'est disposer d'une prévision correcte de la valeur moyenne des coûts et des comportements de la consommation. C'est pour cela que l'approche de tarification classiquement adoptée est le modèle multiplicatif :

$$\mathbf{PP=Fréquence*Coût\ moyen}$$

Cette décomposition vient du fait qu'il est difficile d'adosser la prime pure à une loi théorique si on veut la modéliser directement. Le calcul de la prime pure se fait donc traditionnellement selon trois étapes sous l'hypothèse que les variables composant la charge cumulée des prestations sont mutuellement indépendantes et identiquement distribuées, et leur distribution ne dépend pas du nombre des sinistres.

La fréquence constitue à quel point le sinistre ou l'acte se répète durant la période de couverture. Le coût moyen est le montant moyen des frais engagés par l'assuré pour un acte donné ou une catégorie d'acte. Il en ressort que la structure tarifaire doit présenter au mieux les caractéristiques suivantes :

- Etre aisée à programmer ainsi qu'à faire évoluer (efficience/réactivité)
- Doit permettre la prise en compte de tous les facteurs explicatifs
- Doit estimer au mieux l'effet de chacun des facteurs

Avec un désengagement de plus en plus progressif de l'état en ce qui concerne les dépenses de santé et le maintien d'un niveau élevé de consommation de la part des ménages, la couverture médicale des compagnies d'assurances engendre une concurrence accrue ce qui les pousse à élaborer des tarifs (de base ou complémentaire à un autre régime). Ces derniers leur assurent à la fois une bonne marge de profit et le maintien de leur compétitivité sur le marché. Les modalités de remboursement et les taux de cotisations diffèrent d'un contrat à un autre. Des plafonds existent également.

Le calcul de la prime pure n'inclut pas les frais de gestion ; ainsi en introduisant les frais de gestion et la marge de sécurité la prime commerciale est exprimée comme suit :

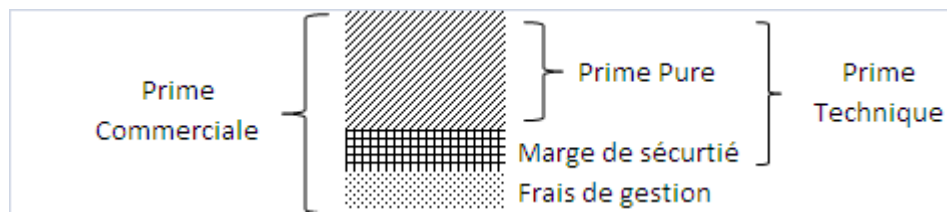


Figure 8: composition de la prime commerciale

Les frais de gestion incluent les frais d'acquisition. Les frais d'administration et les frais de règlement des prestations.

Il est primordial de prime abord, avant tout développement concernant le corps du sujet, de présenter quelques généralités sur l'exercice de tarification qui constitue un pilier de l'actuariat non vie avec le provisionnement. C'est l'exercice qui permet à la compagnie d'assurance de calculer les primes pures qui ensuite seront majorés par d'autres frais afin de constituer la prime commerciale. C'est sa principale ressource qui doit couvrir presque l'ensemble de ses charges (prestations ; taxes ; frais...)

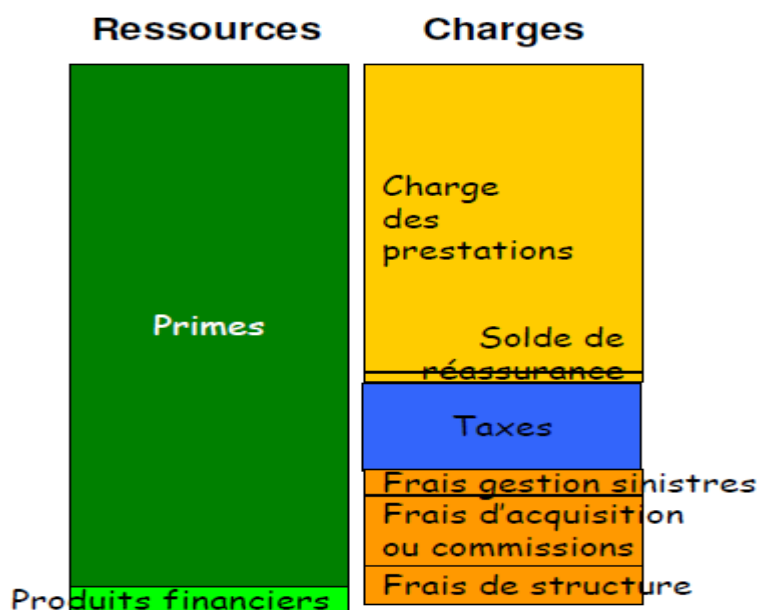


Figure 9 : Ressources et charges d'une compagnie d'assurance

III-2-Segmentation

La segmentation en assurance est définie comme l'opération par laquelle l'assureur distingue les risques qu'il prend en charge, afin de les classer dans des catégories de risques homogènes et de leur appliquer un traitement adéquat en ce qui concerne le tarif et la garantie. Concrètement, les assureurs utilisent en particulier les critères de sexe, de l'âge et de l'état de santé pour déterminer le risque que représente un assuré et lui proposer une garantie et un

tarif d'assurance en conséquence. Désormais, le niveau de segmentation atteint aujourd'hui est tel que l'actuaire doit utiliser des modèles de plus en plus complexes. Car avec l'importance octroyée à la segmentation, les compagnies les moins segmentées courent le risque d'anti-sélection⁵.

Critères de segmentation :

L'actuaire cherche à définir les classes de risques homogènes ; c'est-à-dire celles qui auront le même coût du risque ; il dispose de deux classes de variables :

Les variables exogènes : critères relatifs au risque.

Les variables endogènes : critères relatifs à la réalisation du risque.

Ces deux types de variables permettent de structurer l'approche d'estimation de la prime pure :

Analyse à priori : la prime pure est estimée à partir de sélection des variables exogènes.

Analyse à posteriori : vient en complément de l'analyse à priori pour apporter une information absente des variables exogènes en utilisant les variables endogènes. c'est une sorte de correction de la prime pure suivant l'impact du nombre de sinistres observés sur le nombre futur probable de sinistres et aussi l'impact du coût des sinistres observés sur le coût futur probable des sinistres.⁶

Une analyse descriptive des données va permettre de voir l'effet de chaque variable sur la consommation médicale d'actes et sur le nombre d'actes consommés (dans mon cas) sans oublier l'étude de corrélation entre les dites variables.

III-3-Présentation de la méthode directe

La définition de la cotisation payée par l'assuré à l'organisme d'assurance est possible à travers la modélisation de sa consommation en frais de soins de santé. L'estimation de cette consommation moyenne revient à minimiser l'écart quadratique moyen :

$$E((S - \pi)^2)$$

Avec S est la charge totale des sinistres d'un assuré pour un acte ou une catégorie d'actes survenus au cours d'une période donnée ; S étant une variable aléatoire. π est la prime pure payée par l'assuré pour une catégorie d'acte, c'est le prix du risque ; π est une constante.

On essaiera de trouver la constante π qui serait le plus proche possible de S

⁵ Le risque d'anti-sélection est le risque de problèmes résultant de l'asymétrie de l'information dont l'assureur est imparfaitement informé ; ainsi l'assuré choisit de ne pas s'assurer sauf en cas d'assurance obligatoire ou si le prix l'intéresse, ce qui lui diminue le CA et la MS et court le risque de ruine.

⁶ Ce principe est connu en assurance : « plus un assuré a eu de sinistres ; plus le risque qu'il ait de nouveaux sinistres est important »

$$\begin{aligned}
 E((S - \pi)^2) &= E((S - E(S) + E(S) - \pi)^2) \\
 &= E((S - E(S))^2) + 2(E(S) - \pi)E(S - E(S)) + (E(S) - \pi)^2
 \end{aligned}$$

Et Puisque

$$E(S - E(S)) = 0$$

Donc

$$E((S - \pi)^2) = E((S - E(S))^2) + (E(S) - \pi)^2$$

Ainsi on constate que cette équation est minimisée si

$$E(S) = \pi$$

$E(S)$ est donc la constante la plus proche de S au sens de la distance quadratique moyenne, introduite précédemment.

L'approche classique de la méthode fréquence*coût moyen consiste, en notant N le nombre d'actes survenus durant la période et X_i le montant du i ème sinistre ; alors la charge totale des sinistres suivant une catégorie d'acte est la suivante :

$$S = \sum_{i=1}^N X_i$$

La suite des X_i est supposé suite de variables aléatoires indépendantes et identiquement distribués.

Calcul de l'espérance et de la variance du modèle :

Pour calculer la fréquence et la variance du modèle on suppose pour simplifier que :

- Les variables X_i sont indépendantes et identiquement distribuées.
- Les variables X_i sont indépendantes du nombre de sinistres N .

Sous ces hypothèses on a :

$$\begin{aligned}
 E(S) &= \sum_{k=1}^{\infty} P(N = k) * E(\sum_{i=1}^k X_i) \\
 &= \sum_{k=1}^{\infty} P(N = k) * k * E(X_1) \\
 &= E(N) * E(X_1)
 \end{aligned}$$

Ainsi on constitue le fondement du modèle fréquence*coût moyen.

En ce qui concerne la variance : d'après la formule de décomposition de la variance on a :

$$V(S) = E(V(S/N)) + V(E(S/N))$$

On a d'abord

$$\begin{aligned} E(S/N) &= E\left(\sum_{k=1}^{\infty} X_i/N\right) \\ &= N * E(X_1) \end{aligned}$$

$$V(S/N) = V(\sum_{i=1}^{\infty} X_i/N)$$

Les coûts sont indépendants des fréquences ; ainsi on a :

$$V(S/N) = V(\sum_{i=1}^{\infty} X_i)$$

Et par l'indépendance des coûts on a

$$V(S/N) = \sum_{i=1}^{\infty} V(X_i)$$

Les X_i sont identiquement distribuées ainsi on a

$$V(S/N) = N * V(X_1) = N * V(X)$$

On obtient la formule suivante :

$$V(S) = E(N) * V(X) + V(N) * E(X)^2$$

Cette variance est due à l'incertitude concernant le montant de chaque sinistre mais également le l'incertitude concernant le nombre de sinistres.

Le calcul de la prime pure qui est égal à l'espérance de la charge totale d'un assuré pour une catégorie d'acte se fait par un modèle multiplicatif où chaque composante est estimée à part.

La méthode classique calcule la fréquence et le coût moyen de chaque segment constitué à priori. Il peut être composé d'une ou de plusieurs variables explicatives. De ce fait, la prime pure est obtenue pour chaque segment. Cette méthode était longtemps utilisée en actuariat mais présente l'inconvénient majeur de ne pas présenter un indicateur d'aversion au risque (value at-risk ; intervalles de confiances...). Ainsi vient la modélisation statistique représentée par les GLM pour combler ce manque.

III-4-Modélisation statistique

La fréquence et le coût moyen par catégorie d'actes sont modélisés à travers des modèles en les ajustant par des lois de probabilités usuelles, ainsi après le recueil des données, leur saisie, leur contrôle et le traitement des points aberrants. Le statisticien étudie le modèle probabiliste qui les engendre, le valide, puis estime ses paramètres. La modélisation statistique présente l'avantage de produire un indicateur de l'aversion au risque pour l'assureur en l'occurrence l'écart type et les intervalles de confiance. Néanmoins, la modélisation statistique présente quelques risques :

- Un modèle adapté à une étude devient souvent inadéquat lorsque la précision souhaitée du résultat devient très grande.
- Les modèles statistiques transforment la réalité en chiffres et résument l'information ; cependant, faut-il encore recueillir cette information le mieux possible.
- La précision de la modélisation statistique devient nettement inadéquates lorsque le nombre d'observations est petit.
- Le résultat du modèle dépend de la qualité des données ; ainsi il faut faire attention à ce qui suit :
 - ✚ Hypothèses imparfaites sur le marché.
 - ✚ Anomalies et données aberrantes.
 - ✚ Type de données à utiliser dans la modélisation.
 - ✚ Erreur de l'échantillonnage : la qualité de la modélisation statistique dépend de la taille des données et de la période d'observation ; ainsi il fréquent d'attendre plusieurs années pour constituer des séries de données exploitables par les actuaires.
 - ✚ Erreur de spécification : on évoque une erreur de spécification lorsque la vraie loi « inconnue » n'appartient pas à une famille des lois du modèle. Cette erreur peut être évaluée à l'aide d'une proximité entre lois de probabilités. On cite par exemple le test de Khi-deux et l'ajustement graphique QQ-plot.
 - ✚ Risque d'estimation
 - ✚ Choix du modèle

Une analyse descriptive des facteurs de sinistralité est essentielle pour souligner les variables explicatives les plus discriminantes et aider à établir une segmentation du portefeuille.

Généralement, les modèles multiplicatifs sont préférés aux modèles additifs car ils respectent la contrainte de positivité et se révèlent plus robustes.

De façon formelle, le modèle s'écrit de la façon suivante :

$$\lambda_k = \prod_{i=1}^{n_v} \prod_{j=1}^{n_i} \lambda_{i,j}^{c_k^{i,j}}$$

Ou
$$\log(\lambda_k) = \sum_{i=1}^{n_v} \sum_{j=1}^{n_i} c_k^{i,j} * \beta_{i,j} = \eta_k$$

Avec
$$\beta_{i,j} = \log(\lambda_{i,j})$$

$c_k^{i,j} = 1$ si l'assuré k vérifie la modalité j de la variable i et 0 sinon.

λ_k est la grandeur estimée avec le modèle pour l'assuré k .

Partie II

Analyse descriptive de la base de données et segmentation selon les variables tarifaires

Chapitre 1 : Présentation et analyse descriptive de la base de données

En premier lieu, et avant tout développement concernant l'exercice de tarification, il est essentiel de présenter la base de données qui contient les fichiers ayant servi de plateforme pour élaborer ce travail. Ainsi, la tarification santé suppose une bonne connaissance de la population cible et son mode de consommation.

De ce fait, une bonne partie du volume horaire de ce projet de fin d'études est consacrée à l'étude de la base de données et la constitution des fichiers que je vais exploiter pour la modélisation fréquence* coût moyen.

Les données utilisées m'ont été fournies par la compagnie. Elles concernent cinq exercices, à compter de 2009 jusqu'en 2013.

I-1-Structure des fichiers :

J'ai reçu trois types de fichiers, à savoir :

- Fichier Personnel.
- Fichier Sinistres.
- Fichier primes et salaires.

Fichier Personnel

Ce fichier fournit des informations relatives à chaque assuré contenu dans un contrat de groupe (Police), et ce suivant son lien vis-à-vis de l'assuré (Adhérent-conjoint-enfant).

Le fichier contient les informations suivantes :

- INTERM : intermédiaire de la souscription du contrat.
- TYPLIN : catégorie du bénéficiaire c'est-à-dire Adhérent ou conjoint ou enfant.
- ACHARG : est une variable qui concerne l'assuré adhérent seulement pour savoir s'il prend en charge d'autres assurés ou pas.
- ADHCIE : numéro de l'adhérent.
- CODBEN : code du bénéficiaire ; cette variable est égale à 1 si l'assuré est lui-même l'adhérent, égale à 2 ou 3 s'il s'agit du conjoint ; finalement si la valeur de la variable est supérieure ou égale à 4 l'assuré est un enfant.
- NOPOL : numéro de police c'est-à-dire le numéro de l'entreprise souscriptrice du contrat.
- CATPOL : catégorie de police qui prend 8 modalités.
- LIBCLI : nom de l'entreprise souscriptrice du contrat.
- NOM et PRENOM : nom complet de l'assuré.
- CNSS : le numéro de CNSS de l'adhérent s'il le possède.
- SEXE : sexe de l'assuré.
- STATP : variable qui concerne l'adhérent seulement. Elle indique le statut professionnel de l'adhérent.
- STATF : concerne l'adhérent seulement. Elle indique si l'adhérent est célibataire, marié, veuf ou divorcé.

- AGE : âge de l'assuré.

Il est important de rappeler que ce fichier présente l'ensemble de l'effectif de la compagnie pour la période étudiée qui comporte des consommateurs et des non consommateurs d'actes médicaux.

Fichier sinistres

Ce fichier, beaucoup plus volumineux que le précédent comporte les lignes de consommation de la période étudiée. Il contient les informations suivantes :

- TRNOPL : numéro de police.
- TRNOAD : numéro de l'adhérent.
- TRCDPR : code du bénéficiaire.
- TRACTE : acte consommé.
- TRMREM : frais engagés.
- TRAUTR : remboursement autre régime.
- TRIGMM : remboursement de la compagnie.
- TRDTAV : année de validation.
- TRDTMV : mois de validation.
- TRDTJV : jour de validation.
- SEXE : sexe du consommateur.
- TRBENF : nom complet du bénéficiaire.
- TRCATG : catégorie de police.
- DATENAI : date de naissance du consommateur.
- AGE : âge du consommateur.

J'ai par la suite créé d'autres variables qui m'ont servi pour la suite de l'étude :

- CATBEN : catégorie du bénéficiaire (adhérent, conjoint ou enfant)
- 1^{er} DH : qui indique si le paiement est effectué au 1^{er} DH ou bien complémentaire à un autre régime.

A noter aussi la création de variables CLES par lesquelles j'ai effectué des jointures sous Access entre les différents fichiers.

Fichier primes et salaires

Ce fichier indique le paiement des primes par organisme souscripteur. Ce paiement de primes se fait une fois tous les trois mois et comporte les informations suivantes :

- CRQUIT : le numéro de quittances (quittances émises tous les 3 mois)
- CRNINT : numéro de l'intermédiaire.
- CRNCLI : numéro de Police.
- CRDTDU et CRDTAU : période de paiement de la prime ; elle correspond à 3 mois par exercice.

- CRBASE : prime de base par police.
- CRimpo : impôts.
- CRcomi : commissions.
- CRmass : masse salariale de la police.

Ce fichier a été principalement exploité pour trouver la période exacte de couverture pour chaque police.

sinistres												
TRNOPL	TRNOAD	TRCDPR	TRACTE	TRMREM	TRAUTR	TRIGMM	TRDTAV	TRDTMV	TRDTJV	TRSEXE		
56	2	1	3	120	0	96	10	12		31 F		
56	2	1	3	120	0	96	11	3		24 F		
56	2	1	3	150	0	120	9	3		24 F		
56	2	1	3	150	0	120	9	7		1 F		
56	2	1	3	150	0	120	10	2		19 F		
56	2	1	3	200	0	160	9	2		18 F		
56	2	1	3	300	0	240	9	1		26 F		
56	2	1	3	300	0	240	9	7		13 F		
56	2	1	3	300	0	240	9	8		6 F		
56	2	1	15	181,4	0	145,12	9	10		17 F		
56	2	1	15	264	0	211,2	9	1		26 F		
56	2	1	15	266,4	0	213,12	9	7		1 F		
56	2	1	15	281,75	0	225,4	9	8		6 F		
56	2	1	15	325,8	0	260,64	9	7		13 F		
56	2	1	15	373,2	0	298,56	10	12		31 F		
56	2	1	15	523,5	0	418,8	10	2		19 F		
56	2	1	15	575,2	0	460,16	9	3		24 F		
56	2	1	15	737,4	0	589,92	11	3		24 F		
56	2	1	36	2500	0	2000	9	12		14 F		

Figure 10: Aperçu du fichier sinistres de la base de données

I-2-analyse descriptive du fichier Personnel

Il s'agit de la classification de la population couverte selon différents critères :

I-2-1-Répartition de la population couverte selon l'âge

La pyramide des âges suivante illustre cette répartition :

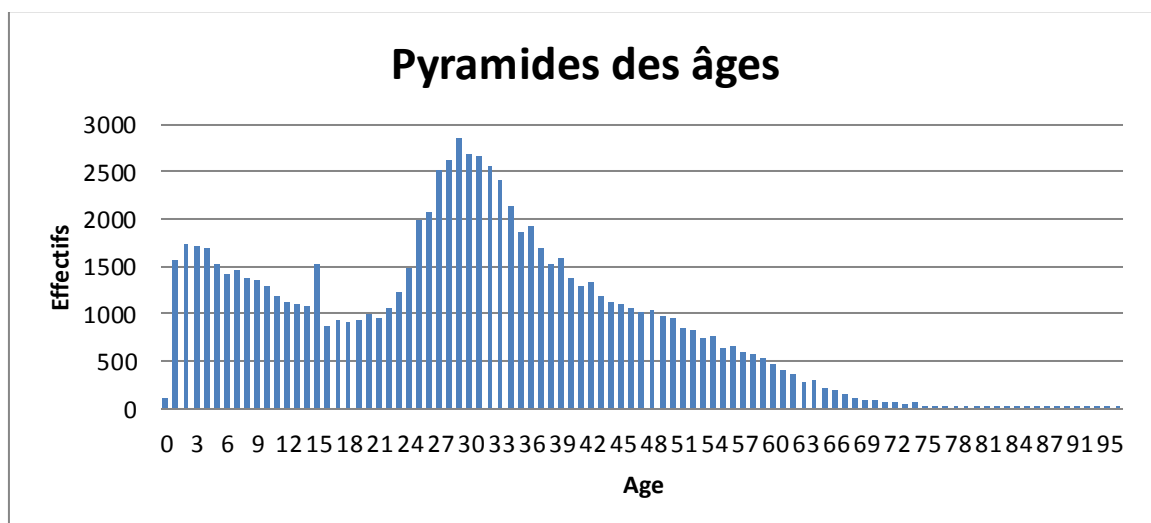


Figure 11: répartition de la population selon l'âge.

Comme on le constate ci-dessus, cette répartition présente deux pics au niveau des enfants âgés entre 0 et 5 ans, et d'une manière plus évidente au niveau de la population active entre l'âge de l'après adolescence jusqu'à l'âge de 40 ans. Une petite baisse est remarquée au niveau de l'adolescence (entre 12 et 18 ans). En dépassant l'âge des 45 ans, la tendance baissière de l'effectif est nettement remarquée. En outre, la population des retraités est largement minoritaire. Cette répartition de la population est la représentation identique de ce qu'on constate au niveau du pays avec la forte augmentation des naissances et de la population active.

I-2-2-Répartition de la population couverte selon le sexe

La répartition de la population selon le sexe est représentée par le graphique ci-dessous :

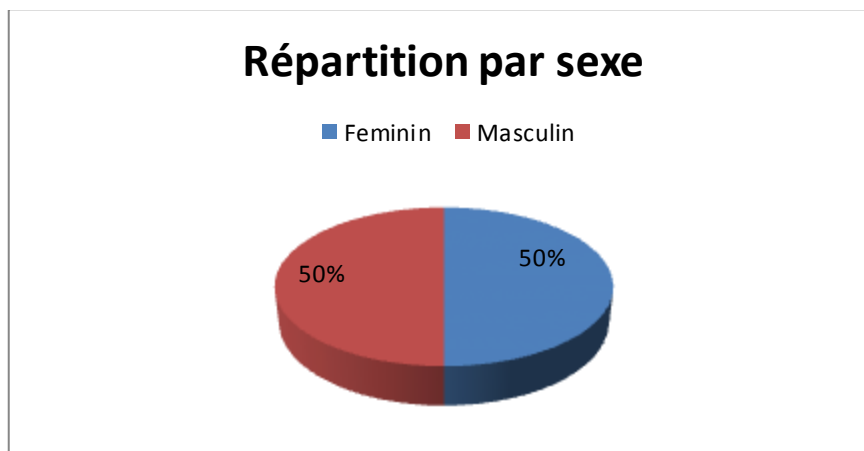


Figure 12: répartition de la population selon le sexe.

On constate bien que les femmes et les hommes sont à part égale avec respectivement 42043 et 42080. Les effectifs sont ainsi en nombre suffisant pour les deux modalités de sexe.⁷

I-2-3-Répartition de la population couverte selon le lien vis-à-vis du bénéficiaire

Les adhérents représentent 44% de l'effectif assuré. Ce sont les souscripteurs du contrat au niveau de l'organisme ou la police. Les enfants représentent 36 % de la population couverte et enfin les conjoints représentent seulement 20 % de la population couverte.

⁷ Il y avait un nombre minoritaire d'observations où la variable sexe est soit une valeur manquante soit présente des erreurs de saisie.

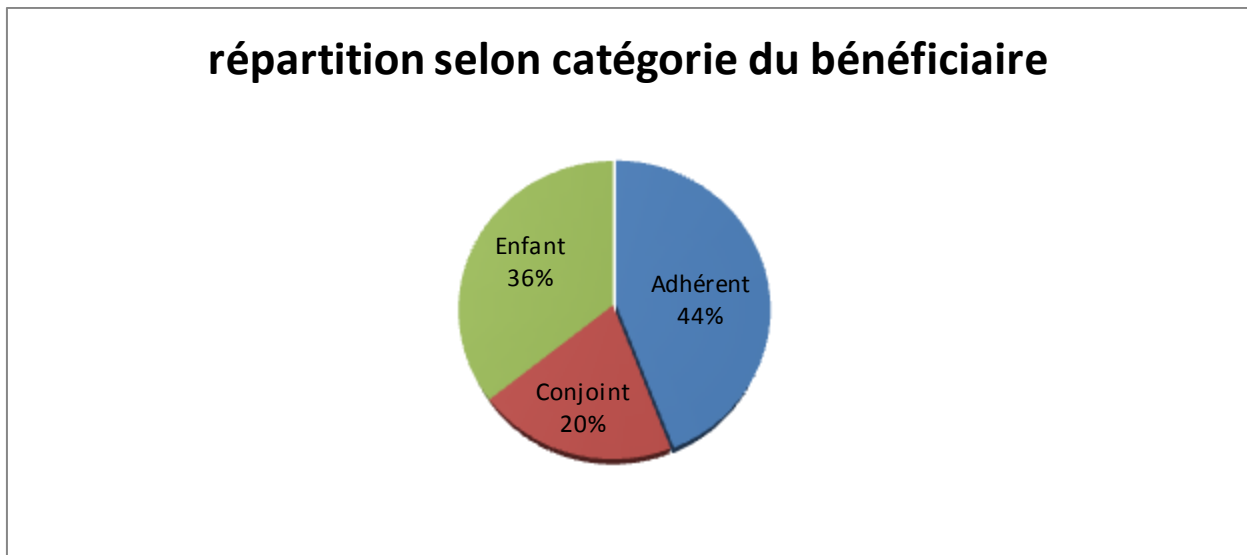


Figure 13: répartition de la population selon le lien vis-à-vis du bénéficiaire

I-2-4-Répartition des adhérents selon leur position et leur statut familial

Pour ce paragraphe, l'effectif des adhérents est le seul concerné en premier lieu. La répartition selon s'il est à charge ou pas est donnée par cette figure.

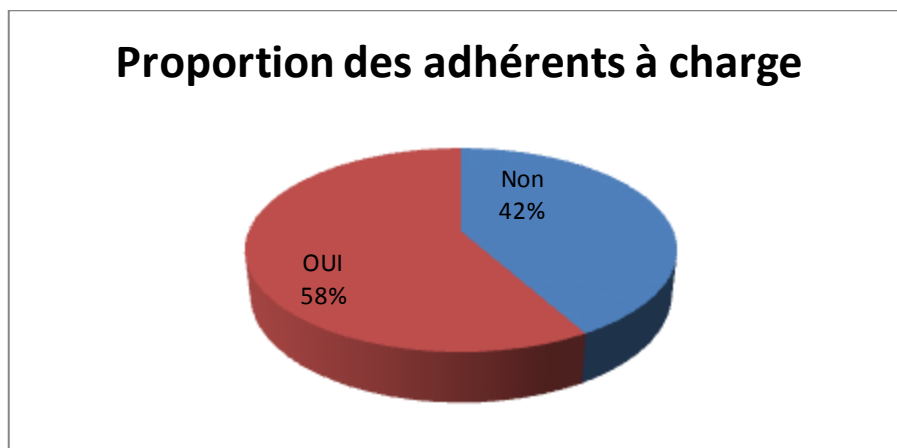


Figure 14: proportion des adhérents à charge

Selon le graphique ci-dessus, on constate que 58 % de l'effectif des adhérents sont à charge d'autres assurés.

Et selon le statut familial, on remarque que les mariés et les célibataires sont majoritaires avec 96% de l'effectif total. Les 4 % restantes sont partagés entre les veufs et les divorcés.

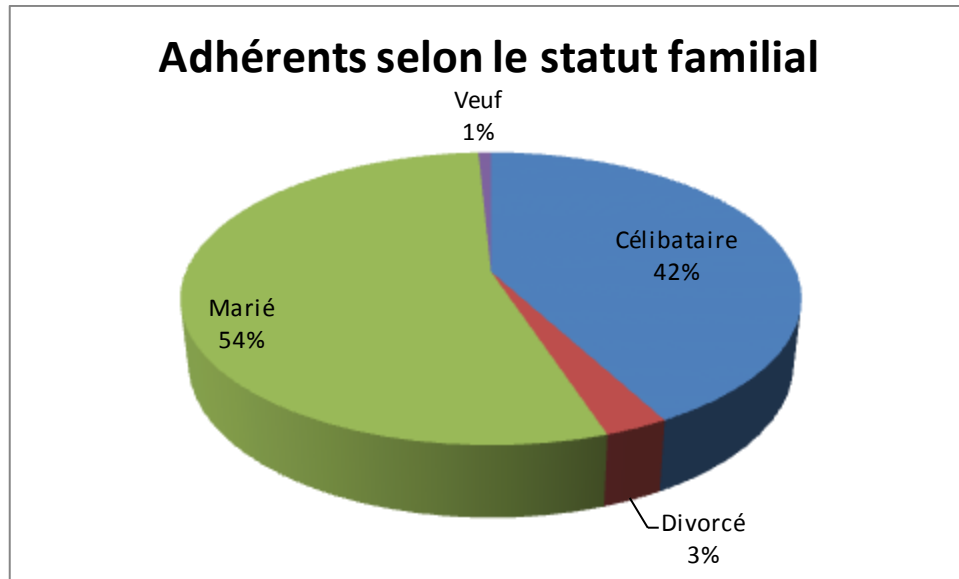


Figure 15: répartition des adhérents selon statut familial.

I-3- Analyse descriptive du fichier sinistres

Cette étape de d'analyse descriptive va se focaliser sur l'étude du fichier Sinistres de la compagnie. Il s'agit ainsi de l'étude du comportement de la consommation chez les assurés.

I-3-1-Frais moyens et remboursement par âge

Les frais moyens de consommation d'actes médicaux présentent une tendance généralement haussière an avançant dans l'âge, partant de 300 DH par acte à l'enfance pour frôler ou dépasser le seuil des 1000 DH par acte pour les personnes âgées. On constate de ce fait que l'âge est bien un facteur discriminant de la consommation d'actes médicaux.⁸

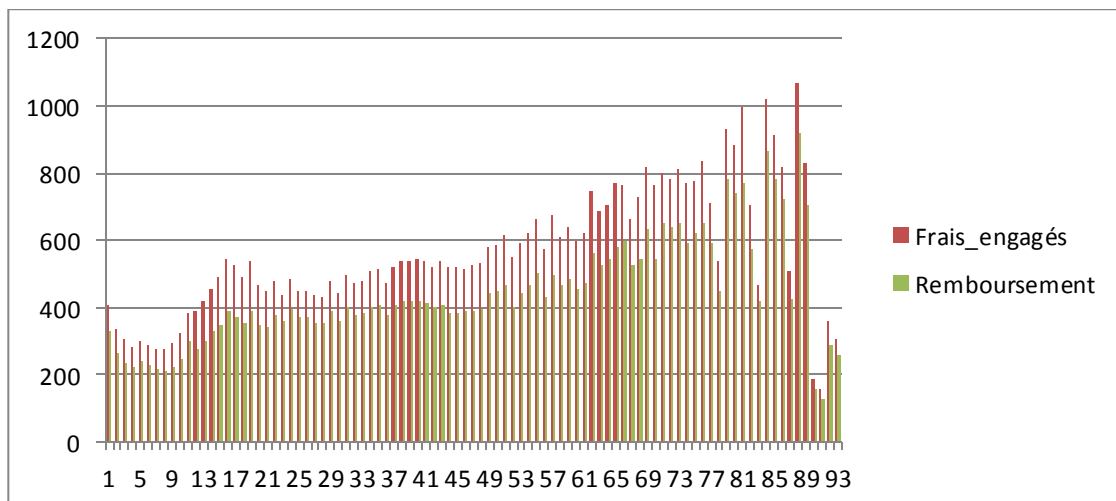


Figure 16: consommation par âge

⁸ Malgré cet apparente différence ; la discrétisation de la variable âge n'est vraiment pas évidente ; il faut lui appliquer une méthode plus avancée que l'analyse descriptive pour aboutir à une segmentation minutieuse de cette variable

I-3-2-Frais moyens et remboursement par sexe

On constate une différence de comportement entre les hommes et les femmes. Ainsi, la dépense en frais de santé des hommes dépasse légèrement celle des femmes. Le montant moyen des frais engagés est égal à 526 DH par acte pour les hommes alors qu'il avoisine 491 DH pour les femmes. Néanmoins, ces valeurs moyennes diffèrent selon la catégorie d'acte consommé (il y a des catégories d'actes où la différence des frais engagés moyens est plus marquée que d'autres).

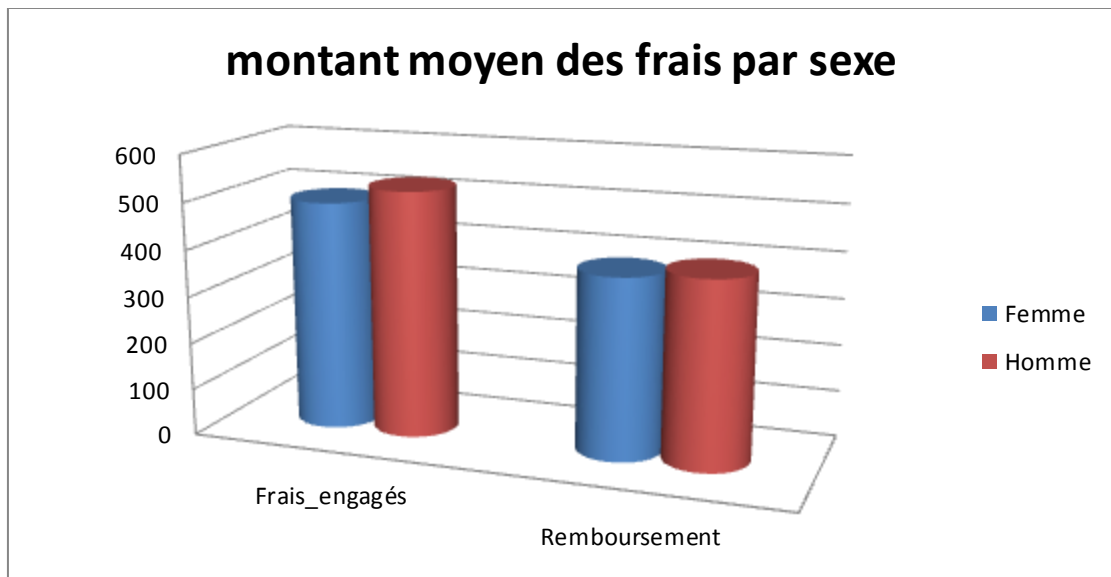


Figure 17: frais engagés moyens par sexe

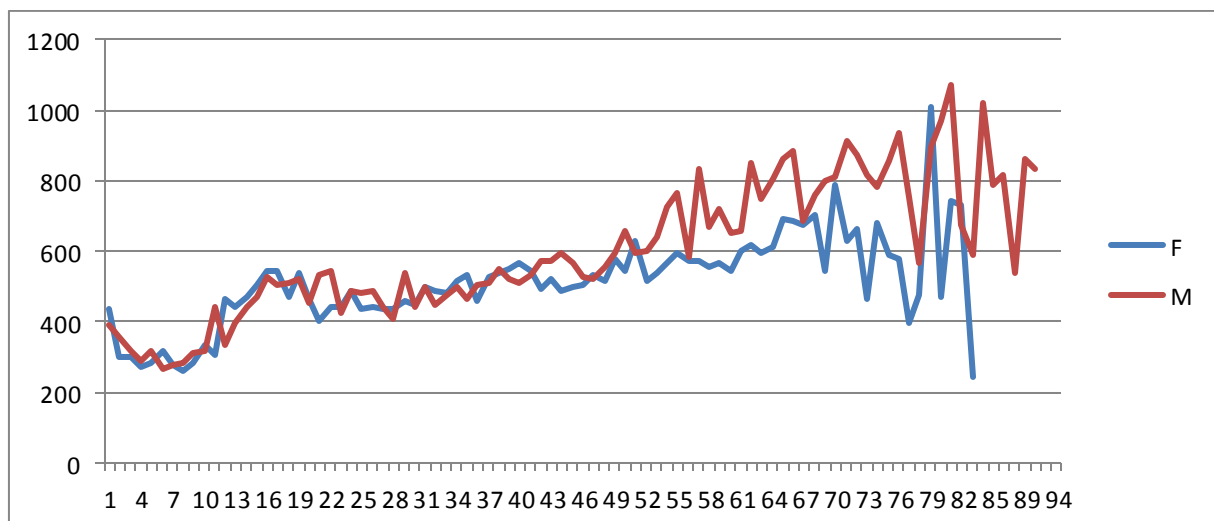


Figure 18: frais engagés par sexe et âge

Cette différence est aussi constatée selon l'âge, surtout après l'âge de 55 ans.

I-3-3-Frais moyens et remboursement par lien vis-à-vis du bénéficiaire

On constate une différence de frais moyens engagés et de remboursement selon la catégorie du bénéficiaire ; selon le tableau suivant :

Lien vis-à-vis du bénéficiaire	Moyenne des Frais engagés	Moyenne de Remboursement
Adhérent	545,2477809	426,0985706
Conjoint	592,5493781	445,2393733
Enfant	394,4598331	293,829823

Tableau 8:consommation moyenne par Lien vis-à-vis du bénéficiaire

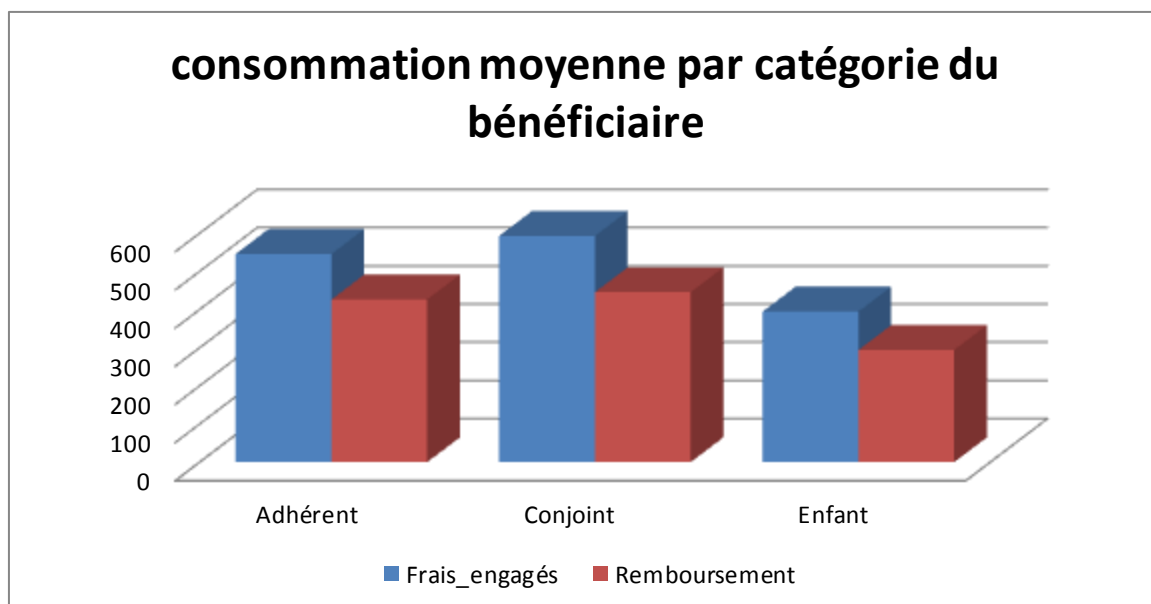


Figure 19: consommation moyenne par lien vis-à-vis du bénéficiaire

Les frais engagés et le remboursement moyen des enfants sont largement inférieurs à ceux des adhérents et conjoints, ce qui pousse à dire que le lien vis-à-vis du bénéficiaire est un facteur discriminant de la consommation médicale.

I-3-4-Remboursement complémentaire à un autre régime ou au 1^{er} Dirham

Le remboursement résultant de la consommation d'actes médicaux peut être effectué au 1^{er} Dirham ou complémentaire à un autre régime en payant selon une formule choisie à l'avance une partie ou la totalité de la différence entre les frais engagés et le remboursement effectué par un autre organisme. La plupart des actes médicaux sont remboursés au 1^{er} Dirham selon le graphique suivant :

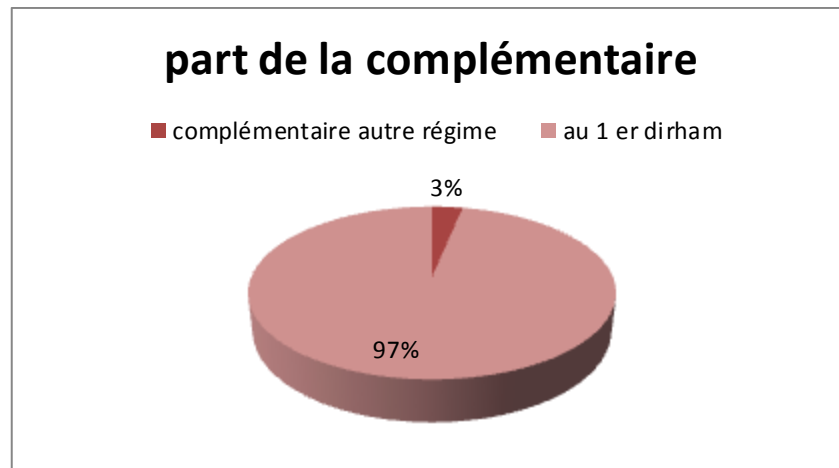


Figure 20: Part de la complémentaire

Ainsi, on constate que les remboursements complémentaires à un autre régime ne couvrent que 3% de l'ensemble du portefeuille.

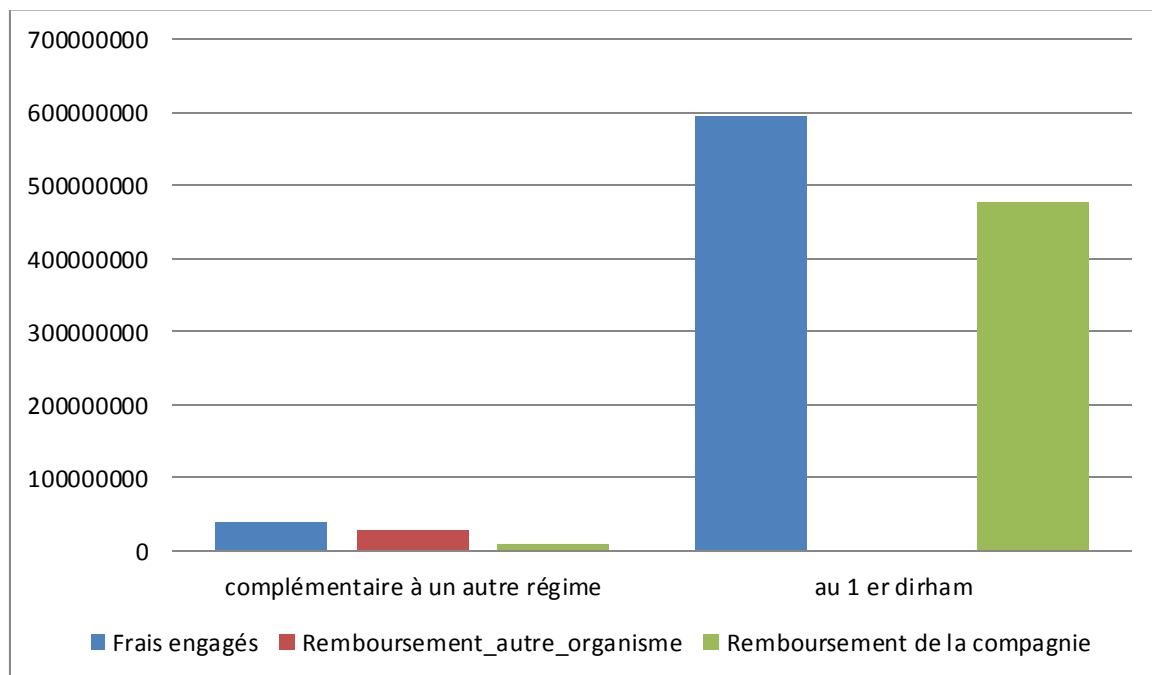


Figure 21:somme des montants de consommation médicale selon son type

On constate bien que les montants de frais remboursés au 1^{er} dirham dépassent largement les montants payés par complémentaire à un autre régime.

I-4-Analyse des croisements de la consommation avec les différentes variables

Avant d'élaborer une segmentation minutieuse des variables explicatives, j'ai proposé d'effectuer un petit test d'indépendance entre le fait de consommer un acte et les modalités des variables explicatives. Notre objectif est de voir s'il existe une dépendance entre la consommation et ces dites variables. C'est une étude préliminaire de la probabilité de consommer (et non pas le nombre de fois où un acte donné a été consommé).

Présentation du test d'indépendance de Khi-Deux :

Ce test a pour but de détecter une éventuelle liaison entre deux variables ayant respectivement I et J modalités on utilise les notations suivantes :

n_{ij} : le nombre d'observations dont la première variable prend la modalité i et la 2 ème variable prend la modalité j.

$$n_{i.} = \sum_{j=1}^J n_{ij}$$

$$n_{.j} = \sum_{i=1}^I n_{ij}$$

$$n = \sum_{j=1}^J \sum_{i=1}^I n_{ij}$$

Ces notations mettent en évidence le tableau des effectifs observés, pour effectuer le test, on doit constituer les effectifs théoriques.

Soit :

$n'_{ij} = n_{i.} * n_{.j}/n$: nombre espéré d'observations dont la première variable prend la modalité i et la deuxième variable prend la modalité j. De la sorte, on constitue le tableau des effectifs théoriques.

On constitue une statistique D appelée statistique de khi-deux :

$$\sum \frac{(\text{nombre effectif d'observations} - \text{nombre théorique})^2}{\text{nombre théorique}} \sim \chi^2_{(I-1)(J-1)}$$

Ou

$$D = \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J \frac{(n_{ij} - n'_{ij})^2}{n'_{ij}} \sim \chi^2_{(I-1)(J-1)}$$

L'application de ce test sur des tables de contingence détecte si on peut supposer l'existence d'une liaison entre les deux variables en question, si la statistique obtenue est supérieure à la valeur obtenu dans la table de la loi Khi-deux pour un seuil donné, on rejette l'hypothèse d'indépendance entre les dites variables. On résonne aussi par la p-value, pour un niveau de signification donné, une petite p-value signifie le rejet de l'hypothèse d'indépendance entre les variables en question.

Par sexe :

Voici le tableau indiquant la consommation selon le sexe de l'individu :

	consommateur	Non consommateur
féminin	21779	20264
masculin	18569	23511

Tableau 9:consommation par sexe

Sous le logiciel R ; le test de Khi-deux se présente comme suit :

```
Pearson's Chi-squared test with Yates' continuity correction
data: c
X-squared = 495.9025, df = 1, p-value < 2.2e-16
```

Figure : résultat du test de Khi-deux d'indépendance entre la consommation et le sexe.

On constate une p-value largement inférieure à 0,05 ce qui implique que la consommation d'actes médicaux diffère entre les hommes et les femmes.

Par catégorie du bénéficiaire :

Voici la sortie R du croisement de la consommation avec la catégorie du bénéficiaire.

```
Pearson's Chi-squared test
data: a
X-squared = 159.7853, df = 2, p-value < 2.2e-16
```

La consommation diffère aussi entre les différentes modalités de la variable catégorie du bénéficiaire.

Pour la variable âge :

variable	p-value
âge	$2,2 * 10^{-16}$

Tableau 10:p-value du test de Khi-deux pour la variable Age

En somme, il nous revient de constater également que la variable âge influence la consommation.

Chapitre 2 : Segmentation utilisant l'algorithme CHAID

II-1-Présentation de l'algorithme

Après avoir parlé de l'importance de la segmentation, son élaboration doit fournir pour chacune des variables explicatives des classes homogènes de risques, c'est-à-dire des classes ayant une variabilité intra minimale et une variabilité inter classes maximale. Chaque classe doit contenir un nombre significatif d'observations. L'algorithme de CHAID permet de mesurer le degré de dépendance entre la variable d'intérêt qui constitue le critère de segmentation et les variables explicatives qui l'expliquent, ainsi l'algorithme permet de former des groupes en choisissant à chaque étape la variable la plus discriminante en ce qui concerne la variable expliquée et de former un arbre de segmentation, de ce fait, je vais présenter le test utilisé pour mesurer le degré de dépendance entre la variable expliquée et les groupes formés, en premier lieu j'expliquerai le test pour le cas de deux groupes et ensuite le résultat peut être généralisé à plusieurs groupes.

Soit P une population de taille n et $X^1, X^2 \dots X^k$, k variables explicatives définies sur P, cette population est caractérisée par sa moyenne μ et sa variance σ^2 .

Cette dite population serait divisée en deux sous-populations P_1 et P_2 , μ_1 et μ_2 étant les moyennes de chaque sous population respectivement, de même pour les variances σ_1^2 et σ_2^2 .

On a:

$$\mu = \frac{n_1}{n} \mu_1 + \frac{n_2}{n} \mu_2$$

avec n_1 et n_2 sont les effectifs respectifs des deux sous-groupes P_1 et P_2

Et on a :

$$\sigma^2 = \frac{n_1}{n} \sigma_1^2 + \frac{n_2}{n} \sigma_2^2 + \left(\frac{n_1}{n} (\mu_1 - \mu) + \frac{n_2}{n} (\mu_2 - \mu) \right)$$

Cette équation peut se mettre sous la forme :

$$\sigma^2 = \sigma_{intra\text{-groupes}}^2 + \sigma_{inter\text{-groupes}}^2$$

Ainsi la séparation de la population en sous-groupes homogènes nécessite la minimisation de la variance intra-groupes et la maximisation de la variance inter-groupes, les hypothèses à vérifier sont les suivantes :

- H_1 : les moyennes de la variable expliquée sur chaque classe constituée sont les mêmes.
- H_2 : les moyennes de la variable expliquée sur chaque classe constituée sont différentes.

Le test se base sur la statistique suivante :

$$R = \frac{\text{Variance inter - groupes}}{\text{variance intra - groupes}}$$

$$R \sim F(1, n - 1)$$

Il est à noter que cette analyse faite sur deux groupes peut être généralisé à k groupes.

II-2-Application de l'algorithme

L'algorithme est appliqué sur chaque variable explicative une à une en choisissant comme critère de segmentation les frais engagés moyens par bénéficiaire pour chaque acte. Les variables explicatives sont les suivantes :

- Le sexe du bénéficiaire.
- L'âge.
- La catégorie du bénéficiaire.
- La catégorie de police.
- Effectif de la police souscriptrice du contrat.
- Masse salariale de la police.

Il semble bien que la segmentation apparait triviale pour les variables qualitatives (évidente selon l'analyse descriptive de la consommation). Cependant elle est loin de l'être pour les variables quantitatives.

II-2-1-Segmentation selon la variable âge

La segmentation de la variable âge par l'algorithme CHAID appliqué sous XLSTAT donne l'arbre suivant :

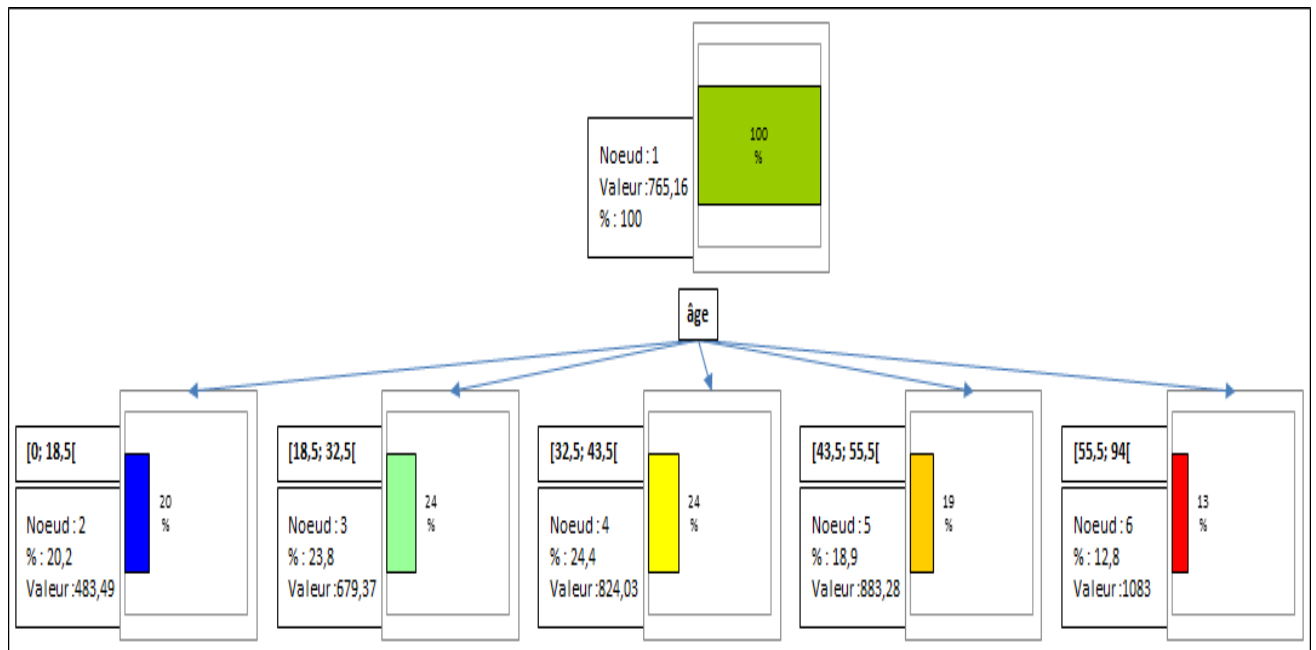


Figure 22: Segmentation de la variable âge

Cette modalité donne cinq segments répartis comme suit :

Classe d'âge	% de l'effectif	Moyenne des frais prédite	p-value
[0; 18,5[20%	483,49	0,000
[18,5; 32,5[24%	679,37	0,000
[32,5; 43,5[24%	824,03	0,000
[43,5; 55,5[19%	883,28	0,000
[55,5;94[13%	1083	0,000

Tableau 11: résultats de la segmentation de la variable âge

II-2-2-Segmentation selon la variable catégorie du bénéficiaire

Comme étant une variable qualitative, la variable catégorie du bénéficiaire est segmentée à l'avance. Cependant, l'analyse par arbre de décision confirme la tendance de la consommation suivant cette variable.

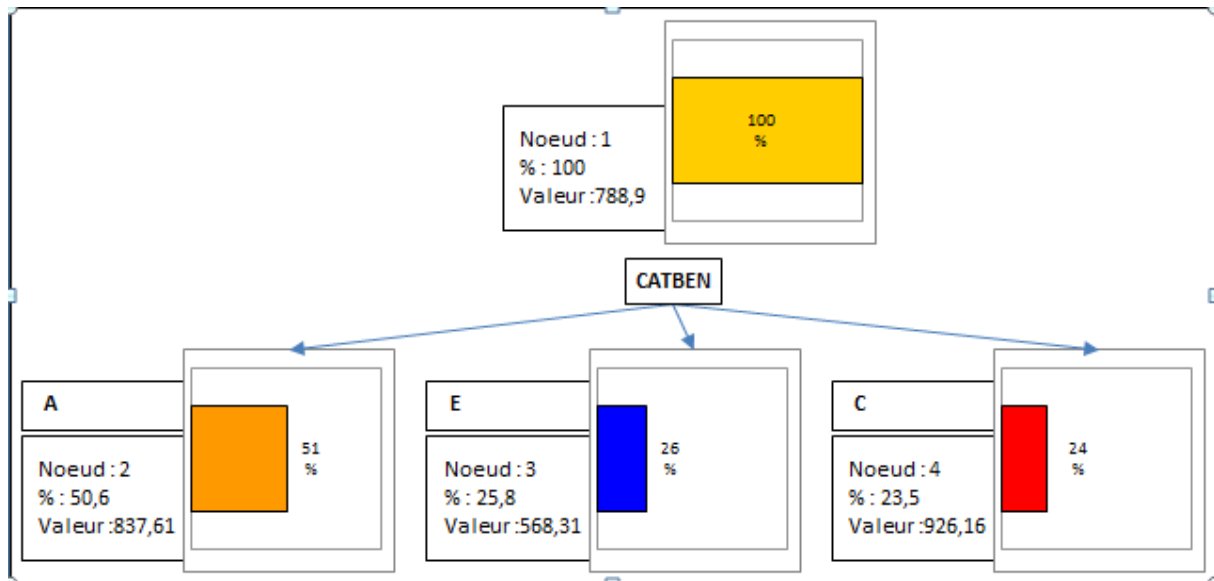


Figure 23: segmentation de la variable catégorie du bénéficiaire

Les frais moyens prédites diffèrent entre catégories et sont considérablement inférieurs au niveau des enfants comme on l'a constaté au niveau de l'analyse descriptive.

Voici le tableau récapitulatif des résultats de cette segmentation :

Catégorie du bénéficiaire	% de l'effectif	Moyenne des frais prédite	p-value
adhérent	50,6%	837,61	0,000
conjoint	23,5%	926,16	0,000
Enfant	25,8%	568,31	0,000

Tableau 12:algorithme CHAID appliqué à la variable catégorie du bénéficiaire

II-2-3-Segmentation selon la variable sexe :

De même pour les variables qualitatives, la segmentation par l'algorithme CHAID se présente comme suit :

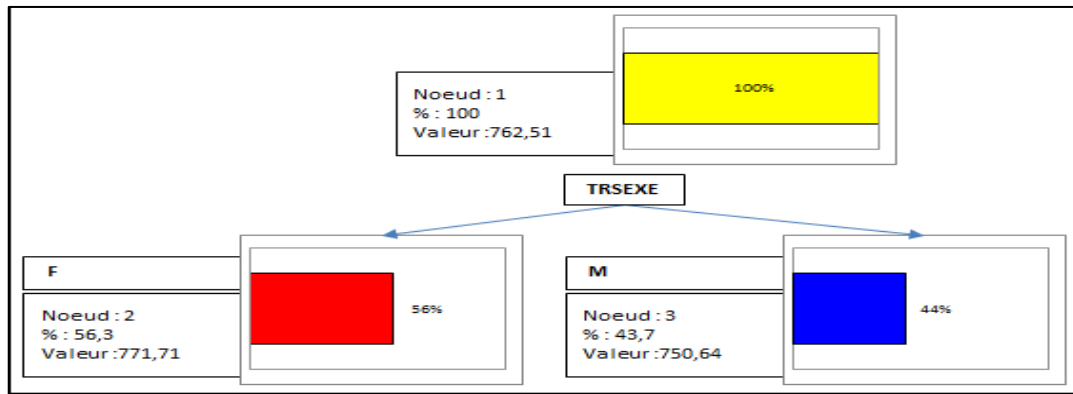


Figure 24: arbre de segmentation de la variable sexe

II-2-4-Segmentation selon la variable effectif de la police souscriptrice du contrat :

L'algorithme CHAID appliqué sur la variable effectif de la police souscriptrice du contrat donne l'arbre résumé dans le tableau suivant:

Classe d'effectif	% de l'effectif	Moyenne des frais prédite	p-value
[1; 912[66,5%	833	0,000
[912; 1313[14,4%	727	0,000
[1313; 1510[0,8%	404	0,000
[1510; 1697[2,4%	433	0,000
[1697;2521[15,9%	736	0,000

Tableau 13:segmentation de la variable effectif de police

II-2-5-Segmentation selon la variable masse salariale de la police :

De même pour les variables quantitatives évoquées précédemment, la segmentation de la variable masse salariale de la police est fournie dans le tableau suivant :

Intervalles fournis	% de l'effectif	Moyenne des frais prédite	p-value
[0; 502132205[70,99%	793	0,000
[502132205; 745650102[13,33%	684	0,000
[745650102; 796516069[2,11%	833	0,000
[796516069; 824379068[0,79%	1009	0,000
[824379068; 2,5.10 ⁹ [12,79%	864	0,000

Tableau 14:segmentation de la variable masse salariale de la police

Une fois cette segmentation effectuée, je vais désormais procéder à la modélisation fréquence-coût moyen qui va faire l'objet de la prochaine partie. Pour affiner l'étude, les actes médicaux couverts par la compagnie vont être répartis en sept postes médicaux. De ma part, je vais présenter minutieusement la modélisation fréquence-coût moyen pour le poste pharmacie et les résultats des autres postes dans les annexes. Voici les fréquences de consommations par postes établis :

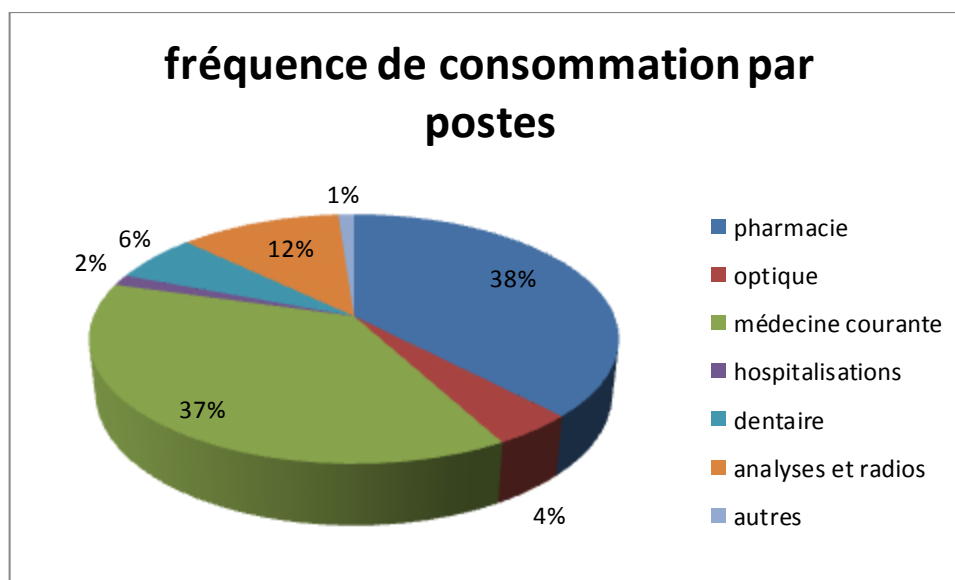


Figure 25: fréquence de consommation par poste

La figure ci-dessus montre que les actes appartenant aux postes pharmacie et médecine courante sont nettement plus consommés que les autres. Les hospitalisations sont peu consommées mais génèrent des montants de frais engagés considérables comparés aux autres postes. Ce constat est représenté par cette figure :

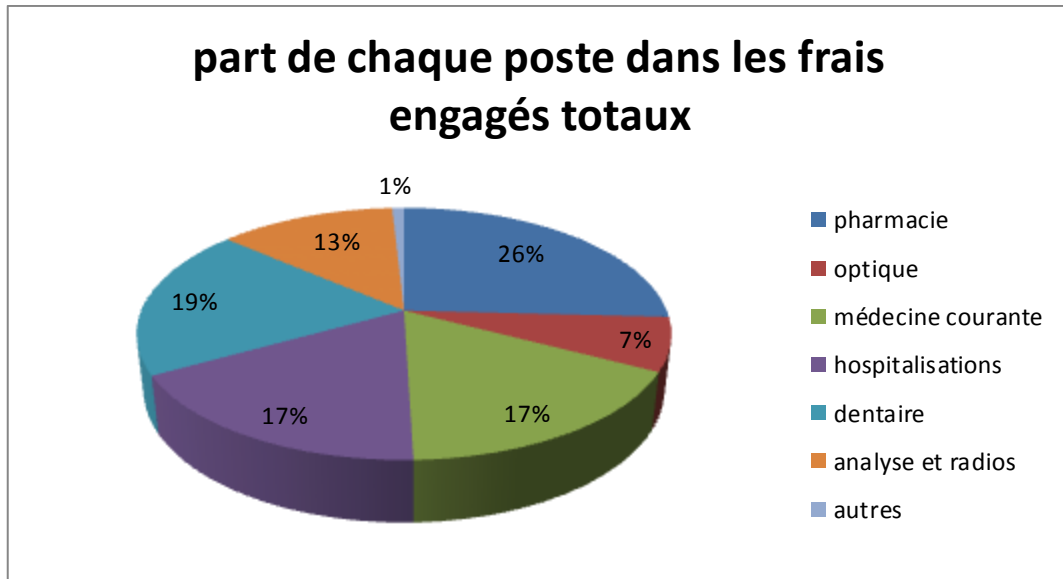


Figure 26: part de chaque poste dans les frais engagés totaux

Ainsi on constate que les frais engagés pour le poste hospitalisations constituent à eux seuls 17% des frais engagés avec une fréquence de consommation qui ne dépasse pas 2%. Le poste pharmacie constitue 26% du total des frais engagés.

Partie III

Elaboration de la prime

Chapitre 1 : Tarification par les modèles linéaires généralisés

I-1-Introduction

Le modèle linéaire généralisé est la grande méthode de tarification utilisée récemment. Son usage est presque systématique en assurance non vie. Cette méthode est beaucoup plus utilisée en assurance automobile, mais peut aussi s'adapter à une tarification santé chose que je vais tenter de vérifier à travers ce travail.

Son intérêt majeur réside dans le fait de permettre une sélection avisée des variables tarifaires afin d'extraire le maximum d'informations des données. Ceci est toujours motivé par une concurrence de plus en plus accrue entre les organismes d'assurance santé ce qui les pousse toujours à sophistiquer leur tarification. Ainsi, l'organisme assureur peut adopter l'offre de couverture à la structure de son portefeuille tout en se couvrant contre plusieurs risques.

Dans le cadre du modèle linéaire gaussien, il est question de chercher à modéliser une variable aléatoire Y au moyen d'une série de variables explicatives X_i tel que $i=1\dots p$.

On note X le vecteur de ces variables explicatives. La régression linéaire gaussienne provient de la supposition suivante :

$$Y \sim N(\mu, \sigma^2) \text{ où } \mu = X^t \beta$$

Dans l'application des modèles linéaires généralisés, on veut étendre le modèle gaussien à une famille de lois particulière, appelée famille exponentielle. On cherche alors à modéliser la variable d'intérêt grâce à un modèle du type :

$$Y \sim \text{loi}(\mu) \text{ où } \mu = E(Y) = g^{-1}(X^t \beta)$$

On examine donc l'espérance de la variable d'intérêt comme une transformation linéaire des variables explicatives. Le choix de la fonction g^{-1} et la loi paramétrique sera donc déterminant dans l'optique d'obtenir une modélisation correcte de la variable d'intérêt.

I-2-Hypothèses du modèle linéaire généralisé

Le modèle linéaire généralisé part du même principe que celui du modèle linéaire simple. La différence est qu'au lieu de modéliser la variable à expliquer directement, c'est une fonction de l'espérance de cette variable (appelée fonction lien) qui est modélisée.

Une variable aléatoire Y relève du GLM si la loi de Y sachant $\{X_1 = x_1; X_2 = x_2 \dots; X_p = x_p\}$ est telle que :

Il existe une fonction lien g strictement monotone de \mathbf{R} dans \mathbf{R} et des coefficients $(\beta_0, \dots, \beta_p)$ tel que :

$$g(E(Y)) = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i X_i$$

La loi de probabilité de Y doit appartenir à la famille exponentielle de lois, les paramètres $(\beta_0, \dots, \beta_p)$ sont les coefficients de régression et la quantité $\eta = g(E(Y))$ est le prédicteur linéaire. L'estimation de ces paramètres se fait par la méthode du maximum de vraisemblance. Ainsi l'apport de chaque modalité sur le modèle est quantifié par ces dits paramètres.

I-3-Définition du modèle

Comme indiqué précédemment, dans les modèles linéaires généralisés, la variable Y doit appartenir à la famille exponentielle. Pour cela, la densité doit pouvoir s'écrire sous la forme :

$$f(Y/\theta, \phi) = \exp\left(\frac{Y\theta - b(\theta)}{\phi} + c(Y, \phi)\right) \text{ avec } Y \in S$$

Où : S : est un sous ensemble de N ou de \mathbf{R} .

θ : est le paramètre naturel.

ϕ : est le paramètre de dispersion.

b : est une fonction définie sur \mathbf{R} , deux fois dérivable et à dérivée première injective.

c : est une fonction définie sur \mathbf{R}^2 .

Souvent, il serait utile de pondérer le modèle en utilisant ϕ/ω à la place de ϕ où ω est un réel positif défini comme étant le poids connu pour l'observation. On suppose souvent que ω est égal à 1.

La famille de lois exponentielles contient plusieurs lois : lois de Poisson, Binomiale-Négative, Log-Normale et Gamma.

Expression de la moyenne et de la variance

Si une variable Y suit une loi appartenant à la famille exponentielle; ses deux premiers moments s'expriment simplement de la forme :

$$E(Y) = b'(\theta)$$

$$Var(Y) = b''(\theta) \cdot \phi/\omega$$

Où $b'(\theta)$ et $b''(\theta)$ sont respectivement les dérivées premières et secondes de b par rapport à θ . La variance de la variable Y peut alors s'écrire comme le produit de deux fonctions :

- La première $b''(\theta)$ appelée fonction variance et dépendant uniquement de la valeur de θ .
- La deuxième ϕ/ω où ω est une constante connue (généralement =1) et ϕ est un paramètre appelé paramètre de dispersion.

I-4-Le modèle de régression utilisé

On considère maintenant une suite de variables aléatoires Y_1, \dots, Y_n indépendantes mais non identiquement distribuées pouvant s'écrire sous la forme exponentielle présentée au paragraphe précédent. On a ainsi :

$$f(Y_i/\theta_i, \phi) = \exp\left(\frac{Y_i\theta_i - b(\theta_i)}{\phi/\omega_i} + c(Y_i, \phi)\right) \text{ avec } Y_i \in \mathcal{S}$$

La densité jointe des observations s'écrit alors :

$$f(Y/\theta, \phi) = \prod_{i=1}^n f(Y_i/\theta_i, \phi)$$

$$f(Y/\theta, \phi) = \exp\left(\frac{\sum_{i=1}^n (Y_i\theta_i - b(\theta_i))}{\phi/\omega_i} + c(Y_i, \phi)\right)$$

On peut alors supposer que les θ_i sont fonction d'un ensemble de p paramètres $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p$.

En remarquant que $\mu_i = E(Y_i)$ pour i allant de 1 à n , il est possible d'introduire une fonction lien à notre modèle :

$$g(\mu_i) = \beta_0 + \sum_{j=1}^p \beta_j x_{ij} \text{ Ou sous forme vectorielle } g(\mu_i) = x_i^t \beta$$

Avec g la fonction lien du modèle est monotone différentiable, le vecteur x_i contient les variables explicatives correspondants à l'individu i , le vecteur β contient les paramètres β_j avec $j=1 \dots p$.

$\eta_i = g(\mu_i)$ est le prédicteur linéaire du modèle.

Ainsi plus généralement, si on note $X = \begin{bmatrix} x_{11} & \dots & x_{1p} \\ \dots & x_{ij} & \dots \\ x_{n1} & \dots & x_{np} \end{bmatrix}$; $\beta = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \dots \\ \beta_p \end{bmatrix}$, on observe

alors que : $\eta = X\beta$ avec η est le prédicteur linéaire du modèle. La modélisation ainsi retenue permet d'exprimer l'espérance de la variable à expliquer en fonction d'une combinaison linéaire de variables explicatives. Pour estimer les μ_i il faut en premier lieu estimer les β_j .

I-4-1-Les équations de vraisemblance et leurs résolutions

Les coefficients $(\beta_1, \dots, \beta_p)$ et le paramètre de dispersion ϕ sont inconnus, il faut les estimer ; ainsi l'estimation des β_j se fait par la méthode du maximum de vraisemblance ; on calcule d'abord la fonction de la Log de vraisemblance :

Tout d'abord la contribution au log de vraisemblance de chaque observation s'écrit sous la forme

$$\begin{aligned} l_i(Y_i/\theta_i, \phi) &= \ln(f(Y_i/\theta_i, \phi)) \\ &= \frac{Y_i\theta_i - b(\theta_i)}{\phi/\omega_i} + c(Y_i, \phi) \end{aligned}$$

On déduit alors que pour n observations que l'on suppose indépendantes et en tenant compte du fait que θ dépend de β ; le log-vraisemblance se met sous la forme :

$$L(\theta(\beta)/\phi, y) = \sum_{i=1}^n \frac{Y_i\theta_i - b(\theta_i)}{\phi/\omega_i} + \sum_{i=1}^n c(Y_i, \phi)$$

On cherche alors le vecteur des β_j tel que :

$$L(\beta^*) = \max_{\beta_j} L(\beta)$$

Donc classiquement on cherche les coefficients $(\beta_1, \dots, \beta_p)$ tel que

$$\frac{\partial L(\theta(\beta)/\phi, y)}{\partial \beta_j} = 0 \quad \forall j = 0, 1 \dots p$$

D'où

$$\sum_{i=1}^n \frac{\partial \ln(f(Y_i/\theta_i, \phi))}{\partial \beta_j} = 0$$

Et :

$$\sum_{i=1}^n \frac{\partial \left(\frac{Y_i\theta_i - b(\theta_i)}{\frac{\phi}{\omega_i}} + c(Y_i, \phi) \right)}{\partial \beta_j} = 0$$

Et pour tout $i = 1, \dots, n$

$$\frac{\partial \ln(f(Y_i/\theta_i, \phi))}{\partial \beta_j} = \frac{\partial \ln(f(Y_i/\theta_i, \phi))}{\partial \theta_i} \frac{\partial \theta_i}{\partial \mu_i} \frac{\partial \mu_i}{\partial \eta_i} \frac{\partial \eta_i}{\partial \beta_j}$$

Les membres de cette équation se calculent de la manière suivante :

$$\frac{\partial \ln(f(Y_i/\theta_i, \phi))}{\partial \theta_i} = \frac{Y_i - b'(\theta_i)}{\frac{\phi}{\omega_i}}$$

$$\frac{\partial \theta_i}{\partial \mu_i} = \frac{1}{\frac{\partial \mu_i}{\partial \theta_i}} = 1/b''(\theta_i) \quad \text{car } \mu_i = b'(\theta_i)$$

$$\frac{\partial \mu_i}{\partial \eta_i} = 1/g'(\mu_i)$$

$$\frac{\partial \eta_i}{\partial \beta_j} = x_{ij}$$

Finalement on obtient

$$\frac{\partial \ln(f(Y_i/\theta_i, \phi))}{\partial \beta_j} = \sum_{i=1}^n \frac{\omega_i (y_i - \mu_i) x_{ij}}{\phi b''(\theta_i) g'(\mu_i)}$$

Et en remarquant que :

$$Var(Y) = b''(\theta) \cdot \phi / \omega$$

On obtient l'expression finale de la condition de maximisation de la fonction log-vraisemblance qui est égale à

$$\frac{\partial \ln(f(Y_i/\theta_i, \phi))}{\partial \beta_j} = \sum_{i=1}^n \frac{(y_i - \mu_i) x_{ij}}{Var(y_i) g'(\mu_i)}$$

La résolution de ces équations non linéaires en β ne peut pas se faire d'une manière analytique. Ainsi, on aura recours à des méthodes numériques, elles sont dans leur totalité itératives et celle de Newton-Raphson est la plus utilisée par les logiciels statistiques.

Après avoir présenté la modélisation par les GLM et l'estimation des paramètres, il reste à présenter la façon par laquelle ces modèles peuvent être exploités comme outils de tarification. De ce fait, je vais me concentrer sur le paramétrage nécessaire à la prise en compte des variables explicatives ainsi que les modélisations convenables pour la fréquence en premier lieu et le cout moyen des actes.

I-4-2-Paramétrage des variables explicatives

Comme mentionné auparavant, la plupart des tarifications actuarielles sont faites à travers des variables segmentées en différentes classes. Une fois ces dites variables segmentés, elles deviennent qualitatives. Prenons l'exemple de deux variables explicatives qualitatives notées A et B tenant respectivement leurs valeurs à travers a et b modalités. On écrit donc les matrices des variables A et B sous la forme de vecteurs binaires contenant respectivement a et b éléments. Si l'on considère un individu quelconque, l'élément i de ce vecteur prend ainsi la valeur 1 si l'individu prend la modalité i pour la variable concernée. Prenons comme exemple la variable catégorie du bénéficiaire. Le vecteur d'un individu appartenant à la classe « conjoint » est égal à (0, 1,0)

Dans le cas où l'on considère plusieurs variables explicatives, la matrice des explicatives sera la concaténation des matrices des différentes variables.

La modélisation retenue présente d'abord un intercept en plus de la matrices des explicatives, c'est-à-dire un vecteur dont les composantes sont égales à 1. Cet intercept va permettre d'exprimer les primes pures à partir d'une prime pure d'une classe de référence. Cette classe représente les caractéristiques les plus répandue dans la population. Un individu de cette classe est caractérisé par un vecteur dont toutes les valeurs sont égales à 0. Pour un individu quelconque, chaque modalité variant de la modalité de référence serait caractérisée par la présence d'un 1 dans le vecteur. La différence entre la fréquence (et le coût moyen) d'un individu quelconque et celui appartenant à la classe de référence donne une mesure de la surconsommation ou sous-consommation.

Le prédicteur linéaire associé est de la forme :

$$\beta_0 + \sum_{j=1}^p \beta_j X_j$$

Le β_0 est l'ordonnée à l'origine (ou intercept), il caractérise l'individu de référence, pour lequel les $X_j = 0 \forall j = 0,1 \dots p$

L'interprétation des β_j se traduit comme suit : un coefficient $\beta_j > 0$ indique une aggravation consommation par rapport à l'individu de la classe de référence. $\beta_j < 0$ indique quant à lui le contraire.

Si on retient à titre d'exemple les deux variables sexe et catégorie du bénéficiaire qui présentent respectivement 2 et 3 modalités. Le prédicteur linéaire s'écrit de la forme :

$$\eta = X\beta$$

avec $\begin{pmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \beta_2 \\ \beta_3 \end{pmatrix}$

$$\text{Et } X = \left(\begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ \vdots \\ 1 \end{pmatrix}, (X_1), (X_2) \right) \text{ la matrice des explicatives}$$

Le premier vecteur de X est composé de l'intercept, X_1 représente l'âge, X_2 la catégorie du bénéficiaire.

En supposant que la classe des adhérents masculins est la plus répandue donc classe de référence, on peut écrire le prédicteur linéaire pour une observation i comme suit :

$$\eta_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i1} + \beta_2 x_{2i1} + \beta_3 x_{2i2}$$

Avec :

$$x_{1i1} = \begin{cases} 1 & \text{si l'individu est une femme} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

$$x_{2i1} = \begin{cases} 1 & \text{si l'individu est conjoint} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

$$x_{2i2} = \begin{cases} 1 & \text{si l'individu est enfant} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

L'espérance alors de la variable Y_i , notée μ_i peut se mettre sous la forme :

$$\mu_i = g^{-1}(\eta_i)$$

De manière plus détaillée on a :

$$\mu_i = \begin{cases} g^{-1}(\beta_0) & \text{si l'assuré } \in \text{ classe de référence} \\ g^{-1}(\beta_0 + \beta_1 + \beta_2) & \text{si l'assuré est femme et conjoint} \\ g^{-1}(\beta_0 + \beta_1 + \beta_3) & \text{si l'assuré est femme et enfant} \end{cases}$$

I-4-3-Choix de la fonction de lien log

Le choix de la fonction de lien s'avère primordial pour la modélisation. Pour ma part, j'ai choisi la fonction de lien logarithme qui présente l'avantage de donner l'effet multiplicatif des variables explicatives. Ainsi on obtient :

$$\ln(\mu_i) = \eta_i = \beta_0 + \sum_{j=1}^p \beta_j x_{ij}$$

D'où

$$\mu_i = \exp(\beta_0 + \sum_{j=1}^p \beta_j x_{ij}) = \mu_i = \exp(\beta_0) \prod_{j=1}^p \exp(\beta_j x_{ij})$$

D'où la distinction entre la prime de base représentant un individu qui appartient à la classe de référence et un individu qui présente d'autres caractéristiques. Cette distinction est présentée de manière multiplicative.

Chapitre 2 : Modélisation de la fréquence pour le poste pharmacie

Pour modéliser les fréquences des sinistres, deux lois discrètes usuelles sont disponibles. La loi de Poisson et la loi binomiale négative sont souvent les deux lois qui offrent les meilleurs ajustements. Pour vérifier ce constat, j'ai effectué un ajustement graphique de la fréquence de consommation pour chaque poste sous le logiciel R. Il en résulte que pour la totalité des postes, l'ajustement par une binomiale négative est bien meilleur que celui de Poisson. Ceci peut être expliqué par le phénomène de sur-dispersion constaté pour l'ensemble des postes. D'ailleurs l'ajustement par une loi de Poisson est meilleur pour les portefeuilles qui ne présentent pas de sur-dispersion, chose non vérifiée pour le portefeuille santé étudié. Ainsi, je me contenterai d'exposer dans ce chapitre la modélisation de la fréquence pour le poste pharmacie. Les résultats des autres postes seront exposés en annexes.

II-1-Rappel sur les lois de Poisson et binomiale négative

- Loi de Poisson :

Si une variable aléatoire N suit une loi de Poisson de paramètre λ , sa fonction de probabilité s'écrit :

$$P(N = k) = \exp(-\lambda) \frac{\lambda^k}{k!}$$

$$\text{Avec : } E(N) = \lambda \text{ et } V(N) = \lambda$$

- Loi binomiale négative :

Si une variable aléatoire N suit une loi binomiale négative de paramètres (n, p) , sa fonction de probabilité s'écrit :

$$P(N = k) = \binom{n-1}{k-1} p^n (1-p)^{k-n}$$

$$\text{Avec } E(N) = n/p \text{ et } V(N) = n(1-p)/p^2$$

II-2-Etude de l'ajustement de la fréquence des sinistres

Comme indiqué précédemment, l'étude serait exposée uniquement pour le poste pharmacie qui occupe le premier rang au niveau de la fréquence de consommation et des frais engagés totaux. L'ajustement a été effectué par le logiciel R et a fourni un meilleur résultat pour la loi binomiale négative. Ceci est dû au phénomène de sur-dispersion nettement constaté pour ce poste. La moyenne pour cette distribution est égale à 6,77 tandis que sa variance est égale à 87,78, alors que l'ajustement de Poisson suppose la maîtrise de la sur-dispersion. Les graphiques ci-dessous confirment ce qui est dit :

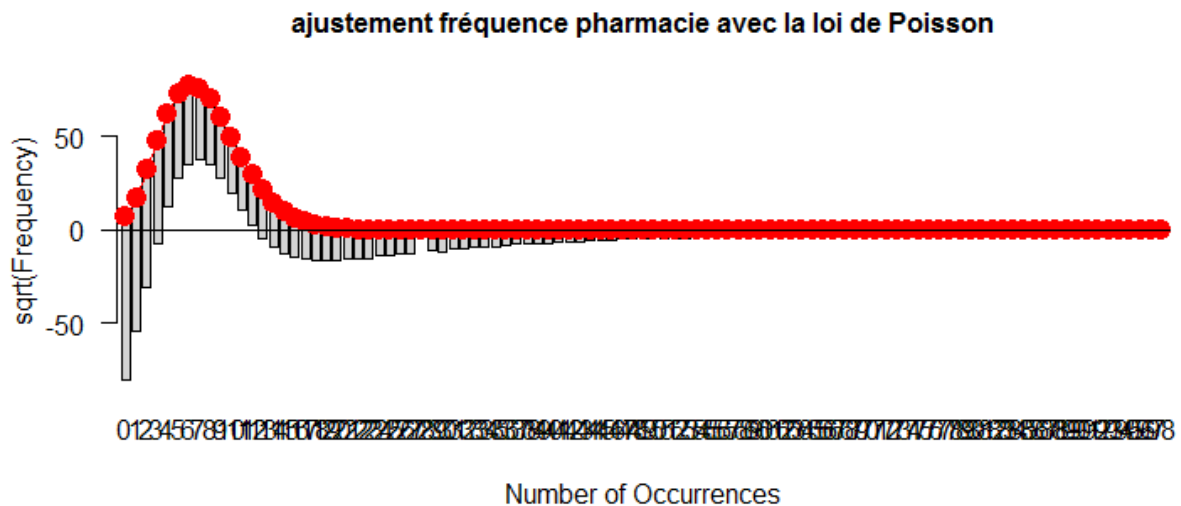


Figure 27: ajustement fréquence pharmacie par la loi de Poisson

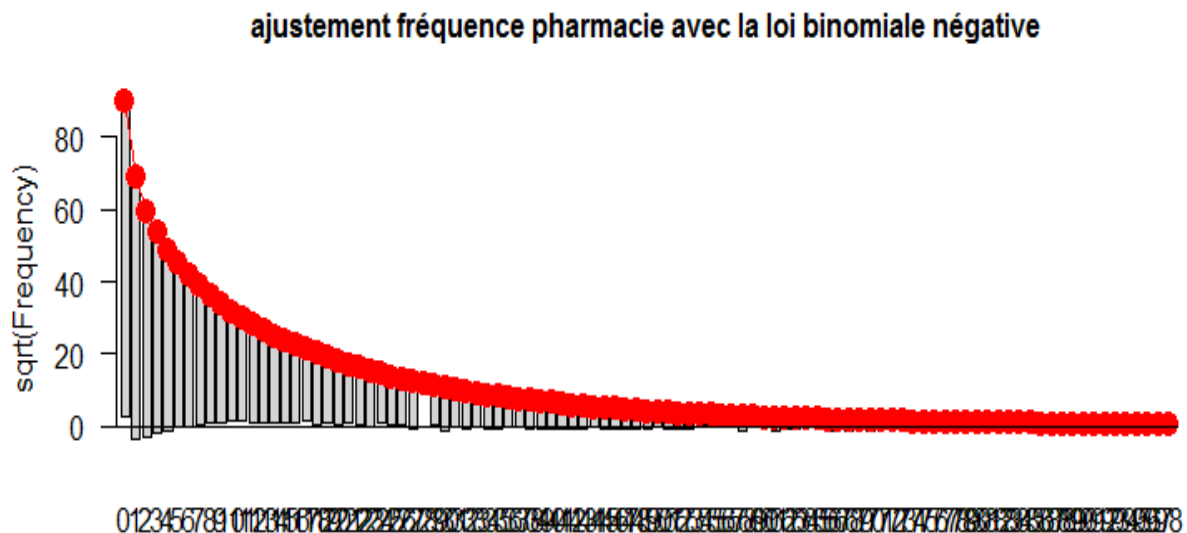


Figure 28: ajustement fréquence pharmacie par la loi binomiale négative

Le graphique est interprété de la manière suivante : les points rouges représentent la loi théorique et les histogrammes les fréquences observées, qui sont collés par le sommet à la loi théorique. Tout écart de la base d'un histogramme avec l'axe des abscisses indique donc un mauvais ajustement des observations par la loi théorique. On remarque donc que l'ajustement par la loi de Poisson est nettement moins efficace que celui de la loi binomiale négative, les écarts étant particulièrement importants surtout pour les petites fréquences.

Il est à noter que le problème de sur-dispersion influe peu l'estimation des paramètres pour les grands échantillons comme celui dont j'ai disposé, mais présente le risque de sous-estimation des variances. Les intervalles de confiances en seront plus étroits et la modélisation par la loi binomiale négative apparaît nettement plus adaptée.

II-3- modélisation de la fréquence pour le poste pharmacie

II-3-1-Analyse de type III

Test de significativité du rapport de vraisemblance :

Pour étudier la significativité de l'impact d'une variable introduite dans le modèle, une analyse de type III s'impose. Elle peut être effectuée suivant le test de Wald ou du rapport de vraisemblance. Pour ma part, j'ai effectué cette analyse par le logiciel SAS avec le critère du rapport de vraisemblance, en testant la significativité des variables explicatives une à une. Ce test peut être aussi effectué par le critère de l'AIC (le meilleur modèle étant celui qui possède la valeur de l'AIC la plus faible).

Principe du test du rapport de vraisemblance :

Le test du rapport de vraisemblance permet de comparer un modèle à un modèle réduit, dans le sens où il comportera moins de variables. La valeur renvoyée par le test indique aussi à quel point la variable possède le pouvoir explicatif. Comme son nom l'indique, le test s'appuie sur le rapport de vraisemblance et ainsi sur l'effet que peut avoir l'omission d'une variable sur la vraisemblance du modèle. On utilise la statistique du rapport des vraisemblances suivantes pour un test sur la variable X :

$$R = \frac{\text{vraisemblance du modèle sans la variable } X}{\text{vraisemblance du modèle avec la variable } X}$$

Avec les hypothèses suivantes :

H_0 : La variable X n'est pas influente dans le modèle.

H_1 : La variable X est influente dans le modèle.

Sous H_0 , la statistique $-2 \ln(R)$ suit asymptotiquement une loi de Khi-deux à n degrés de liberté, où :

$$n = \text{nombre de paramètres du modèle (avec la variable } X) \\ - \text{nombre de paramètres du modèle (sans la variable } X)$$

Les résultats du test sont exposés comme suit :

Statistique LR pour Analyse de Type 3			
Variable	DDL	Khi-2	Pr > Khi-2
SEXE	1	637.12	<.0001
Effectif de la police	4	530.29	<.0001
Masse salariale de la police	4	335.79	<.0001
Catégorie du bénéficiaire	2	90.94	<.0001
âge	4	3454.3 3	<.0001

Tableau 15:analyse de type 3 des facteurs de sinistralité

D'après cette sortie affichée par SAS, les p-values du test du rapport de vraisemblance effectué sur chacune des variables ci-dessus sont toutes inférieurs à 0,05. Toutes les variables ont donc un impact significatif sur la fréquence de consommation des actes du poste pharmacie. L'âge et le sexe sont nettement plus significatifs que les autres. Ce même résultat peut être déduit en comparant la valeur de l'AIC du modèle qui contient toutes les variables ceux des autres modèles où au moins une variables n'est pas prise en compte :

Modèle	Valeur de l'AIC
Complet	71796
contient toutes les variables sauf catégorie du bénéficiaire	71883
Contient les variables sexe, âge, effectif	72223
Contient sexe et âge	72759
Contient âge seulement	73298

Tableau 16:valeur de l'AIC pour différents modèles

On constate, d'après ce tableau récapitulatif, que l'AIC du modèle complet qui contient toutes les variables est inférieur à tous les autres modèles, ce qui signifie que le meilleur ajustement est celui fourni par ce dit modèle. Ainsi, la tendance de l'analyse de type III est confirmée.

II-3-2-Estimation du modèle pour le poste pharmacie

Les paramètres du modèle sont estimés par la méthode du maximum de vraisemblance en utilisant l'algorithme de Newton-Raphson (voir détails dans la partie théorique) :

Paramètres estimés par l'analyse du maximum de vraisemblance								
Paramètre		DDL	Valeur estimée	Erreur type	Intervalle de confiance de Wald à 95 %		Khi-2 de Wald	Pr > Khi-2
Intercept		1	-0.1021	0.0279	-0.1567	-0.0474	13.40	0.0003
code_SEXE	1	1	-0.3857	0.0153	-0.4157	-0.3556	633.35	<.0001
code_SEXE	2	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.
code_effectif	1	1	0.2364	0.0215	0.1943	0.2784	121.30	<.0001
code_effectif	2	1	-0.1180	0.0720	-0.2592	0.0232	2.68	0.1015
code_effectif	3	1	-0.8296	0.0954	-1.0165	-0.6427	75.65	<.0001
code_effectif	4	1	-0.3372	0.0667	-0.4680	-0.2064	25.53	<.0001
code_effectif	5	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.
code_MS	1	1	0.6247	0.0521	0.5227	0.7268	143.97	<.0001
code_MS	2	1	0.3478	0.0554	0.2392	0.4565	39.37	<.0001
code_MS	3	1	0.6754	0.0645	0.5490	0.8018	109.68	<.0001
code_MS	4	1	0.2235	0.1024	0.0227	0.4242	4.76	0.0291
code_MS	5	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.
code_Cat-Ben	1	1	0.1271	0.0411	0.0464	0.2077	9.54	0.0020
code_Cat-Ben	2	1	-0.0514	0.0428	-0.1354	0.0325	1.44	0.2298
code_Cat-Ben	3	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.
code_âge	1	1	-1.1524	0.0460	-1.2426	-1.0622	626.51	<.0001
code_âge	2	1	-1.3972	0.0250	-1.4462	-1.3483	3126.21	<.0001
code_âge	3	1	-1.1149	0.0227	-1.1594	-1.0705	2417.36	<.0001
code_âge	4	1	-0.8354	0.0232	-0.8808	-0.7899	1298.29	<.0001
code_âge	5	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.
Dispersion		1	0.1749	0.0071	0.1610	0.1888		

Tableau 17: résultats de l'estimation pour les paramètres de la fréquence du poste pharmacie.

II-3-3-Test de significativité de Wald

Pour tester la significativité d'un coefficient β_i d'un facteur i dans un modèle le test de Wald est le plus utilisé.

Soit le test suivant :

$$H_0 : \beta_i = 0 \text{ vs } H_1 : \beta_i \neq 0$$

Le test se base sur la statistique suivante :

$$W = \frac{\hat{\beta}_i}{s(\hat{\beta}_i)}$$

$s(\hat{\beta}_i)$: est l'écart type estimé du facteur $\hat{\beta}_i$, sous H_0 , W suit approximativement une loi normale centrée réduite.

Règle de décision :

Au niveau de la signification α On rejette H_0 si $W > \phi(1 - \alpha)$ avec ϕ est la fonction réciproque de la loi normale, ou on rejette H_0 lorsque la p-value est inférieure ou égale à α .

En ce qui concerne notre modélisation, la plupart des coefficients obtenus sont significatifs sauf celui représentatif des conjoints pour la variable catégorie du bénéficiaire et la classe des effectifs [912,1313].

II-3-4-Prédiction

D'après les résultats obtenus par le modèle appliqué au poste pharmacie, on peut prédire les fréquences trimestrielles de consommation suivant les caractéristiques de l'individu et de la police souscriptrice du contrat, la fréquence obtenue change de manière multiplicative en passant de la classe de référence à une autre classe (les paramètres nuls correspondent à la classe de référence), ainsi un coefficient inférieur à 0 correspond à une effet minorant de la fréquence de consommation comparé à la classe de référence et ainsi une réduction de la sinistralité, un coefficient supérieur à 0 indique le contraire.

Pour synthétiser ces résultats je vais présenter tout d'abord l'apport de chaque coefficient pour chaque variable explicative, la fréquence pour chaque croisement de variable serait déduite par multiplication.

Pour le sexe :

modalité	$exp(\hat{\beta}_i)$
Homme	0,68
Femme	1

Tableau 18:contribution du sexe pour le calcul de la fréquence du poste pharmacie

Pour l'âge :

Modalité	$exp(\hat{\beta}_i)$
[0 ;18,5[0,32
[18,5 ;32,5[0,25
[32,5 ;43,5[0,33
[43,5 ;55,5[0,43
[55,5 ;94[1

Tableau 19:contribution de l'âge pour le calcul de la fréquence du poste pharmacie

Pour la catégorie du bénéficiaire:

Modalité	$exp(\hat{\beta}_i)$
adhérent	1,14
conjoint	0,95
enfant	1

Tableau 20:contribution de la catégorie du bénéficiaire pour le calcul de la fréquence du poste pharmacie

Pour la masse salariale:

<u>modalité</u>	$exp(\hat{\beta}_i)$
[0; 502132205[1,87
[502132205; 745650102[1,42
[745650102; 796516069[1,96
[796516069; 824379068[1,25
[824379068; 2 ,5.10 ⁹ [1

Tableau 21:contribution de la masse salariale pour le calcul de la fréquence du poste pharmacie

Pour l'effectif de la police:

<u>Modalité</u>	$exp(\hat{\beta}_i)$
[1; 912[1,27
[912; 1313[0,89
[1313; 1510[0,44
[1510; 1697[0,71
[1697;2521[1

Tableau 22 : contribution de l'effectif pour le calcul de la fréquence du poste pharmacie

Il est à noter que les fréquences de 100% correspondent aux modalités de la classe de référence.

Exemples de calculs prédictifs de la fréquence :

-Pour une personne de sexe masculin, enfant âgé de 13 ans, appartenant à une police ayant comme effectif 623 et comme masse salariale 400000000 ; la fréquence prédite est calculé d'une manière multiplicative :

$$\mu_i = 0,47$$

-pour une personne de sexe féminin, adhérent âgé de 50 ans appartenant à une police ayant comme effectif 1550 et comme masse salariale 799650000

$$\mu_i = 0,39$$

De même on calcule la fréquence trimestrielle pour les différents croisements de modalités.

II-3-5- Intervalles de confiances pour la fréquence

Les intervalles de confiances pour les paramètres β_i constituent un indicateur de risque. Ils permettent d'apprécier la marge d'erreur sur un niveau de seuil donné. Ces dits intervalles sont fournies par différentes méthodes. Le logiciel SAS fournit quant à lui des IC calculés par la méthode de Wald. On utilise l'approximation normale des coefficients $\hat{\beta} \sim N(\beta, I^{-1})$ où I^{-1} est la matrice d'information de Fischer pour obtenir un intervalle de confiance de niveau $1-\alpha$ pour β_i donné par :

$$[\hat{\beta}_i \pm z_{\alpha/2} \sqrt{\eta_{jj}}]$$

Où η_{jj} représente l'élément j de la matrice d'information de Fischer I^{-1} . Les intervalles de confiance fournis par SAS sont calculés pour un seuil de 95%.

Ainsi, le calcul des intervalles de confiances pour les paramètres β_i fournit en de manière multiplicative les intervalles de confiances pour les fréquences trimestrielles estimées. En agissant de même sur le cout moyen, on peut tirer un intervalle de confiance pour le montant de la prime pour chaque bénéficiaire ainsi qu'une mesure de dispersion sur le montant de cette prime, ce qui permettra à l'assureur d'apprécier le risque encouru.

Exemples d'intervalles de confiance pour la fréquence :

-Pour une personne présentant les caractéristiques suivantes :

- Sexe : homme
- Catégorie du bénéficiaire : enfant
- Age : 12
- Masse salariale de la police souscriptrice du contrat : 799650000
- Effectif de la police : 1550

L'intervalle de confiance pour la fréquence trimestrielle est : [0,10 ; 0,29] avec une estimation ponctuelle de 0,17.

-Pour une personne présentant les caractéristiques suivantes :

- Sexe : femme
- Catégorie du bénéficiaire : conjoint
- Age : 30
- Masse salariale de la police souscriptrice du contrat : 367342654
- Effectif de la police : 500

L'intervalle de confiance pour la fréquence trimestrielle est : [0,44 ; 0,93] avec une estimation ponctuelle de 0,65.

De même, on retrouve les intervalles de confiance relatifs aux différents croisements de modalités.

Chapitre 3 : Modélisation du coût moyen pour le poste pharmacie

Pour modéliser le coût moyen des sinistres, on doit d'abord ajuster les montants de sinistres par les différentes lois théoriques. Les montants de sinistres sont le plus souvent ajustés par une loi log-normale ou une loi Gamma.

III-1-Rappel sur les lois log-normale et Gamma

- Loi log-normale :

Une variable est dite log-normale si son logarithme suit une loi normale. Elle présente l'avantage d'être positive et permet donc de modéliser des coûts. Elle permet aussi la modélisation de phénomènes asymétriques.

La fonction densité de la loi-log-normale s'écrit de la façon suivante :

$$f(x, \mu, \sigma^2) = \frac{1}{x\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left(-\frac{(\log(x)-\mu)^2}{2\sigma^2}\right)$$

Avec
$$E(X) = \exp\left(\mu + \frac{\sigma^2}{2}\right)$$

Et
$$V(X) = [\exp(\sigma^2) - 1][\exp(2\mu + \sigma^2)]$$

- Loi Gamma :

La fonction densité de la loi Gamma s'écrit sous la forme :

$$f(x, k, \theta) = x^{k-1} \frac{\exp\left(-\frac{x}{\theta}\right)}{\theta^k \Gamma(k)} \quad \text{avec } x, k, \theta > 0$$

où $\Gamma(k) = \int_0^{\infty} \exp(-x) x^{k-1} dx$ et $\Gamma(k) = (k-1)!$ si k entier positif

Avec
$$E(X) = k\theta$$

Et
$$V(X) = k\theta^2$$

III-2-Etude de l'ajustement des coûts de sinistres

L'étude du coût moyen pour ce chapitre serait exposée seulement pour le poste pharmacie. Les résultats des autres postes seront exposés en annexe. L'ajustement a été effectué par le logiciel SAS en se basant sur la méthode graphique du QQ-plot. C'est une méthode qui met en relation linéaire les quantiles observés pour la variable étudiée et les quantiles théoriques de la loi en question.

III-2-1-Présentation de la méthode QQ-plot

Cette méthode est basée sur le calcul quantile théoriques et observés et permet de tester l'hypothèse d'adéquation d'une variable à une famille de lois donnée. Il s'agit d'un test graphique vérifiant la compatibilité d'un jeu de données à une loi théorique.

A partir de la série statistique observée, on calcule un certain nombre de quantiles x_i , si la série statistique suit bien la distribution théorique choisie, on devrait avoir les quantiles x_i observés approximativement égaux aux quantiles théoriques x_i^* associés au modèle théorique.

On place alors le nuage de points $M_i = (x_i^*, x_i)$. En abscisse se trouvent donc les quantiles théoriques et en ordonnées les quantiles observés. Si la distribution théorique est pertinente, les points doivent se trouver sur la première bissectrice. Le choix des quantiles peut se faire en divisant la population en $n+1$ tranches égales et en prenant pour x_i le seuil en dessous duquel se trouve une fraction de la population égale à $\frac{i}{n+1}$. Si la fonction théorique a une fonction de répartition F on a alors :

$$x_i^* = F^{-1}\left(\frac{i}{n+1}\right)$$

La méthode graphique du QQ-plot présente l'avantage d'être facile à contrôler visuellement.

III-2-2-Résultat de l'ajustement pour le poste pharmacie

Je vais présenter maintenant le QQ-plot de chacune des lois suspectées pour les montants des frais moyens pour le poste pharmacie :

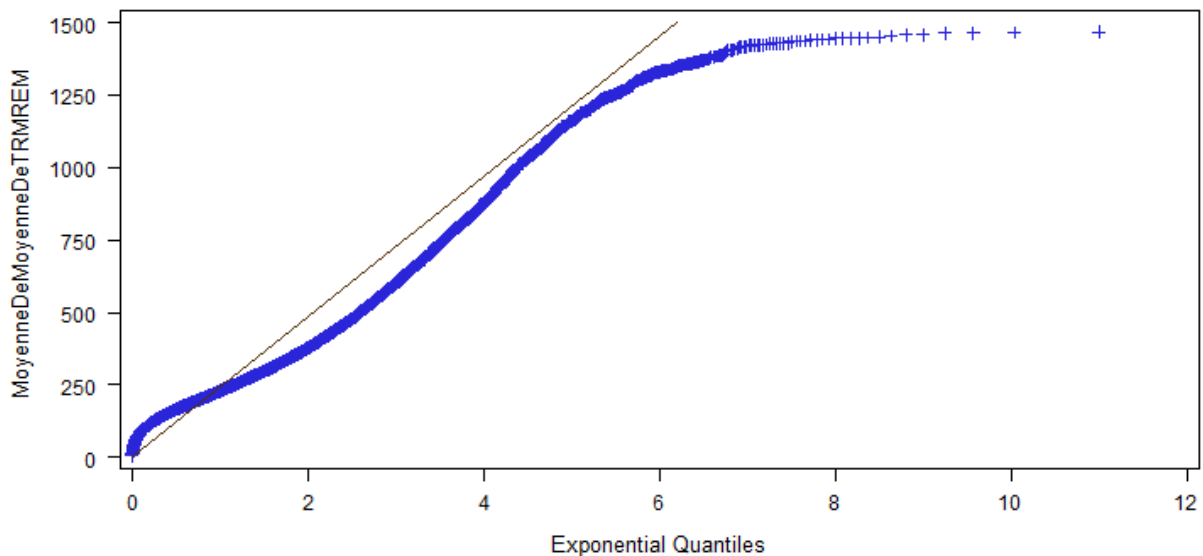


Figure 29: QQ-plot exponentiel des frais de pharmacie

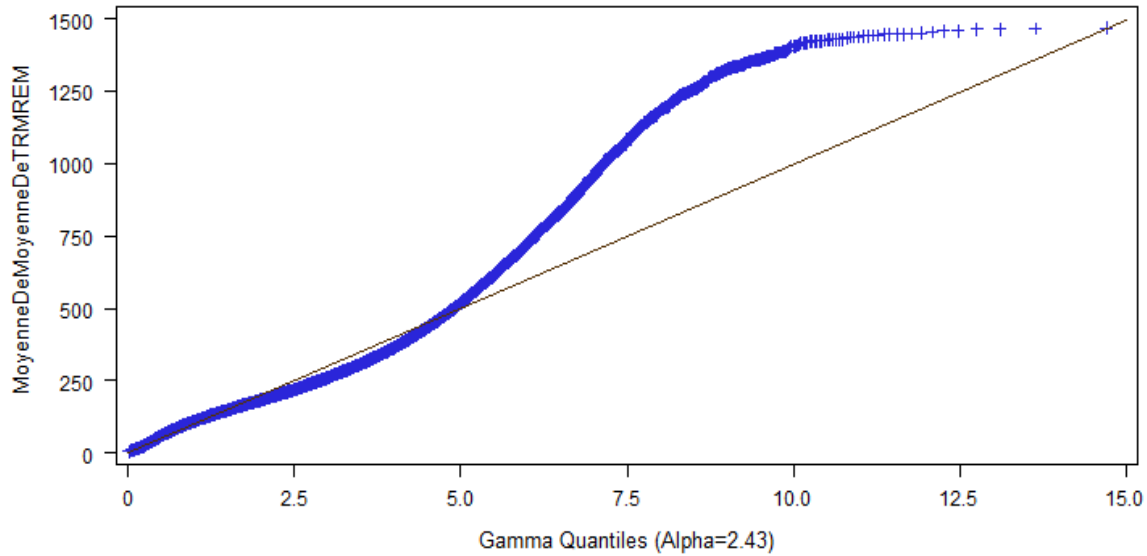


Figure 30:QQ-plot gamma des frais de pharmacie

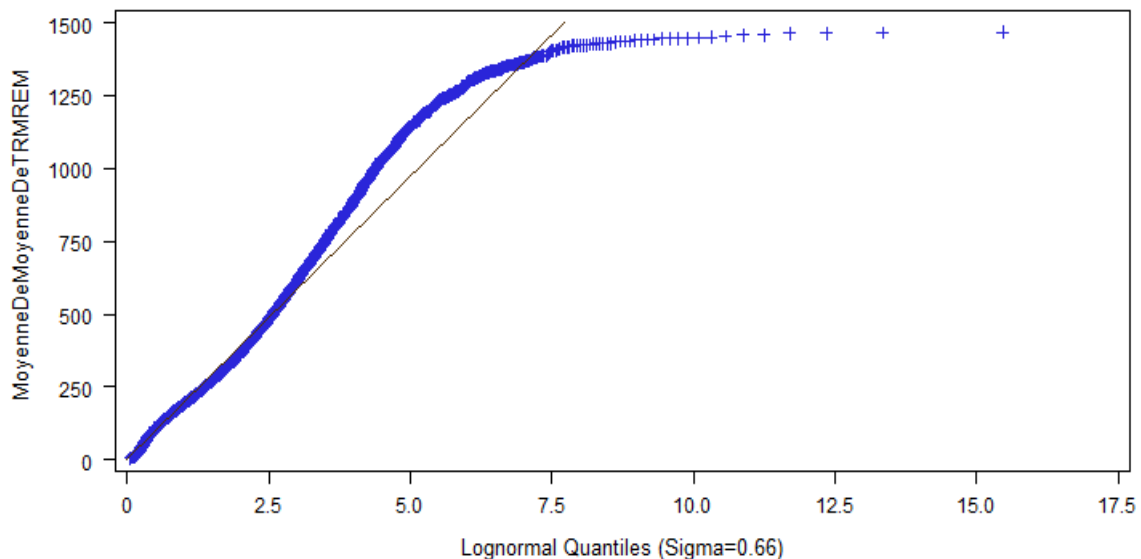


Figure 31:QQ-Plot log-normal des frais de pharmacie

Il semble bien que l'ajustement par une loi log-normale fournit les meilleurs résultats puisque les frais sont inférieurs à 750 DH, ce qui constitue à peu près 95% du fichier des frais moyens pour le poste pharmacie. Ils sont parfaitement ajustés alors que le montant réel ne dépasse pas la première bissectrice que pour un nombre très limité de montants se trouvant à l'extrémité. La modélisation serait donc bien effectuée par une régression log-normale.⁹ C'est le seul poste où j'ai eu recours à une régression log-normale. Pour les autres postes, une régression gamma est plus adaptée (pour plus de détails voir annexe).

⁹ Il est à noter que la loi log-normale n'appartient pas à la famille exponentielle de lois, ce qui va nous amener à modéliser le logarithme des frais par un modèle gaussien, ainsi en notant μ_i le prédicteur linéaire du modèle, le montant des frais moyens estimés pour un individu est égal à $\exp(\mu_i + \frac{\sigma^2}{2})$.

III-3-modélisation du coût moyen pour le poste pharmacie

III-3-1-Analyse de type III

Comme c'est indiqué précédemment l'analyse de type III fourni par le logiciel SAS se base sur la statistique du rapport de vraisemblance et donne les résultats suivants :

Statistique LR pour Analyse de Type 3			
Variable	DDL	Khi-2	Pr > Khi-2
âge	4	1921.53	<.0001
Sexe	1	2.17	0.1407
Catégorie du bénéficiaire	2	125.73	<.0001
Effectif de la police	4	591.60	<.0001
Masse salariale	4	275.67	<.0001

Tableau 23:Analyse de type III pour la régression log-normale

Il semble bien que la variable sexe n'a pas d'impact sur les frais moyens de consommation car le test du rapport de vraisemblance affiche une p-value supérieure au seuil 0,05. Ceci va nous pousser à retirer cette variable du modèle. On note aussi que le facteur âge est nettement plus significatif que les autres.

III-3-2-Estimation du modèle pour le poste pharmacie

L'estimation du modèle de régression log-normale avec l'enlèvement de la variable sexe donne les résultats suivants :

Paramètres estimés par l'analyse du maximum de vraisemblance								
Paramètre		DDL	Valeur estimée	Erreur type	Intervalle de confiance de Wald à 95 %		Khi-2 de Wald	Pr > Khi-2
Intercept		1	5.9045	0.0242	5.8570	5.9521	59297.2	<.0001
code_age	1	1	-0.8023	0.0215	-0.8444	-0.7601	1392.90	<.0001
code_age	2	1	-0.5897	0.0146	-0.6182	-0.5611	1638.29	<.0001
code_age	3	1	-0.4887	0.0143	-0.5167	-0.4607	1170.39	<.0001
code_age	4	1	-0.3322	0.0150	-0.3616	-0.3027	489.26	<.0001
code_age	5	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.
code_TYPLIN	1	1	-0.0851	0.0167	-0.1179	-0.0524	26.00	<.0001
code_TYPLIN	2	1	0.0154	0.0176	-0.0190	0.0499	0.77	0.3802
code_TYPLIN	3	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.
code_CompteDePOLICE	1	1	0.2014	0.0111	0.1796	0.2232	327.03	<.0001
code_CompteDePOLICE	2	1	0.1177	0.0138	0.0907	0.1447	73.08	<.0001
code_CompteDePOLICE	3	1	-0.1153	0.0331	-0.1802	-0.0504	12.11	0.0005
code_CompteDePOLICE	4	1	-0.1649	0.0241	-0.2121	-0.1177	46.88	<.0001
code_CompteDePOLICE	5	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.
code_MS	1	1	-0.2004	0.0128	-0.2255	-0.1753	244.41	<.0001
code_MS	2	1	-0.1884	0.0154	-0.2185	-0.1583	150.27	<.0001
code_MS	3	1	-0.1609	0.0259	-0.2117	-0.1102	38.58	<.0001
code_MS	4	1	0.0271	0.0428	-0.0569	0.1111	0.40	0.5273
code_MS	5	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.
Scale		1	0.6685	0.0024	0.6637	0.6733		

Tableau 24: résultats de l'estimation pour les paramètres des frais moyens du poste pharmacie.

Le test de Wald appliqué sur chaque paramètre montre que la plupart des coefficients obtenus d'après cette modélisation sont significatifs sauf ceux représentant les conjoints et les masses salariales appartenant à l'intervalle [796516069; 824379068].

III-3-3-Analyse des résidus

La validation du modèle suivant l'analyse des résidus s'annonce comme une alternative intéressante à l'ajustement QQ-plot. En effet, l'analyse des résidus vient compléter

l'analyse statistique précédemment effectuée et assure la validité du modèle. Ainsi, avant d'étudier les résidus de la déviance obtenus sur le modèle, on définit le concept de la déviance.

Déviance :

Avant de parler de la déviance, on note qu'un modèle saturé où chaque observation correspond à un paramètre est le plus représentatif de la variable expliquée. Cependant, ce modèle est redondant et ne résume pas l'information contenue dans l'échantillon.

On note la vraisemblance du modèle saturé $L(\text{saturé})$ et la vraisemblance du modèle obtenu $L(\text{modèle})$. Le meilleur modèle est celui qui maximise $L(\text{modèle})$ pour s'approcher de $L(\text{saturé})$; on s'intéresse d'abord au rapport de vraisemblance avant d'aborder la déviance.

Notons LR le rapport de vraisemblance entre le modèle saturé et le modèle utilisé :

$$LR = \frac{L(\text{saturé})}{L(\text{modèle})}$$

Un rapport proche de 1 indique que le modèle utilisé décrit bien les données.

La déviance est obtenue par la formule suivante :

$$D = 2 \log(LR) = 2 (\log(L(\text{saturé})) - \log(L(\text{modèle})))$$

Une petite valeur de D indique une bonne description des données alors qu'une grande valeur indique une description de mauvaise qualité.

Le concept de la déviance est évoqué pour parler des résidus de la déviance, on considère que chaque observation y_i apporte sa contribution c_i à la déviance, de telle sorte que la somme des c_i fournit la déviance :

$$D = \sum_{i=1}^n c_i$$

On définit alors les résidus de la déviance r_i comme la racine carrée de la contribution c_i auquel on ajoute le signe du résidu brute $y_i - \mu_i$ avec μ_i est la valeur estimée.

$$r_i = \text{signe}(y_i - \mu_i) \sqrt{c_i}$$

Ainsi

$$D = \sum_{i=1}^n r_i^2$$

Les résultats sont interprétés sur un graphique en plaçant en ordonnée les observations des résidus de la déviance r_i et en abscisse les valeurs estimées μ_i . Pour l'obtention d'une description valide, les résidus doivent être répartis au maximum autour de l'axe des abscisses.

Notre étude fournit le graphique suivant :

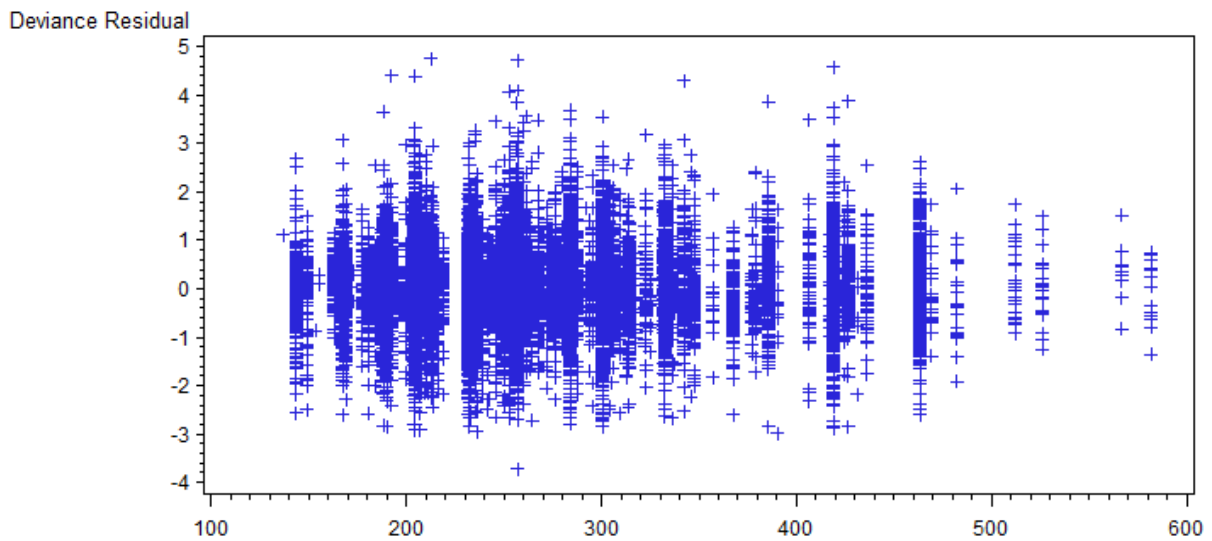


Figure : résidus de déviance

On constate que la plupart des résidus sont placés autour de l'axe des abscisses ce qui conduit à une bonne description des données. On relève également un certain alignement parallèle à l'axe des ordonnées. Cet alignement correspond au nombre limité de croisements de modalités des variables explicatives.

III-3-4- Prédiction

D'après les résultats obtenus par le modèle appliqué au poste pharmacie, on peut prédire les frais moyens de consommation suivant les caractéristiques de l'individu et de la police souscriptrice du contrat. Les frais obtenus changent de manière multiplicative en passant de la classe de référence à une autre classe (les paramètres nuls correspondent à la classe de référence). En effet, un coefficient inférieur à 0 correspond à une effet minorant des frais de consommation, un coefficient supérieur à 0 indique le contraire.

Pour synthétiser ces résultats, je vais présenter tout d'abord l'apport de chaque coefficient pour chaque variable explicative. Les frais estimés pour chaque croisement de variable seraient déduits par multiplication sans oublier le coefficient $\exp(\sigma^2/2)$. L'estimation de l'écart-type a donné 0,66.

Pour l'âge :

Modalité	$exp(\hat{\beta}_i)$
[0 ;18,5[0,44
[18,5 ;32,5[0,55
[32,5 ;43,5[0,61
[43,5 ;55,5[0,71
[55,5 ;94[1

Tableau 25:contribution de l'âge pour le calcul des frais moyens du poste pharmacie

Pour la catégorie du bénéficiaire:

Modalité	$exp(\hat{\beta}_i)$
Adhérent	0,92
conjoint	1,02
enfant	1

Tableau 26:contribution de la catégorie du bénéficiaire pour le calcul des frais moyens du poste pharmacie

Pour la masse salariale:

<u>modalité</u>	$exp(\hat{\beta}_i)$
[0; 502132205[0,82
[502132205; 745650102[0,83
[745650102; 796516069[0,85
[796516069; 824379068[1,03
[824379068; 2 ,5.10^9 [1

Tableau 27:contribution de la masse salariale pour le calcul des frais moyens du poste pharmacie

Pour l'effectif de la police:

<u>modalité</u>	$exp(\hat{\beta}_i)$
[1; 912[1,22
[912; 1313[1,12
[1313; 1510[0,89
[1510; 1697[0,85
[1697;2521[1

Tableau 28:contribution de l'effectif pour le calcul des frais moyens du poste pharmacie

Comme c'est le cas pour les fréquences, un apport égal à 1 correspond à une modalité de référence.

Exemples de calculs prédictifs des frais moyens :

-Pour un adhérent âgé de 13 ans, appartenant à une police ayant comme effectif 623 et comme masse salariale 400000000 ; la fréquence prédite est calculé d'une manière multiplicative :

$$\mu_i = 189$$

-pour une personne, conjoint âgé de 50 ans appartenant à une police ayant comme effectif 1550 et comme masse salariale 799650000

$$\mu_i = 291$$

De même, on calcule les frais moyens pour les différents croisements de modalités.

III-3-5 -intervalles de confiances

Idem pour les fréquences, l'intervalle de confiance des frais moyens pour chaque individu fournit une mesure de l'aversion au risque pour l'assureur. Il peut lui donner une idée sur la qualité de la couverture à fournir au client. Je vais me contenter d'exposer les intervalles de confiances des exemples évoqués pour le calcul de la fréquence en enlevant la variable sexe non significative pour le modèle :

Exemples d'intervalles de confiance pour la fréquence :

-Pour une personne présentant les caractéristiques suivantes :

- Catégorie du bénéficiaire : enfant
- Age : 12

- Masse salariale de la police souscriptrice du contrat : 400000000
- Effectif de la police : 1064

L'intervalle de confiance pour les frais moyens est : [164 ; 218] avec une estimation ponctuelle de 189.

-Pour une personne présentant les caractéristiques suivantes :

- Catégorie du bénéficiaire : conjoint
- Age : 12
- Masse salariale de la police souscriptrice du contrat : 799650000
- Effectif de la police : 700

L'intervalle de confiance pour les frais moyens est : [208 ; 330] avec une estimation ponctuelle de 262.

De même on retrouve les intervalles de confiance relatifs aux différents croisements de modalités.

Chapitre 4 : élaboration de la prime de base et complémentaire

Avant d'élaborer la prime de base et complémentaire, on doit calculer le montant estimé du remboursement à base des frais réels calculés précédemment. On élabore de ce fait la prime pure en partant du principe que la prime pure est égale à l'espérance de la charge.

IV-1-Calcul de la prime pour un contrat de base

Considérons la formule de remboursement suivante pour une police d'assurance santé :

$$\text{Remboursement de base} = 80\% (\text{frais réels engagés})$$

On présente les frais estimés pour les personnes présentant les caractéristiques suivantes :

- Sexe : femme
- Catégorie du bénéficiaire : conjoint
- Age : 30
- Masse salariale de la police souscriptrice du contrat : 367342654
- Effectif de la police : 500

La fréquence trimestrielle estimée est égale à 0.65 alors que les frais moyens estimés égalent à 258 DH. Le montant de remboursement de base est pour sa part égal à $80\% * 258 = 206$ DH qui correspond à la prime de base trimestrielle pour cet individu.

Pour une autre personne avec les caractéristiques suivantes :

- Sexe : homme
- Catégorie du bénéficiaire : enfant
- Age : 12
- Masse salariale de la police souscriptrice du contrat : 799650000
- Effectif de la police : 1550

La fréquence trimestrielle estimée est égale à 0.17 et les frais moyens égalent 179, ce qui donne 143 comme frais trimestriels qui correspondent à une prime de 24 DH

De la même façon on calcule les montants de primes correspondants à chaque individu appartenant à cette police pour le poste pharmacie et du moment qu'on travaille avec un contrat de groupe, on somme les primes des individus de la police.

$$\text{Prime totale (pharmacie)} = \sum_{\text{individu}} \text{prime (individu)}$$

La prime globale est égale à la somme des primes de tous les postes :

$$\text{Prime globale} = \sum_{\text{postes}} \text{prime (poste)}$$

IV-2-Calcul de la prime pour un contrat complémentaire à l'AMO

Considérons la formule de remboursement suivante pour une police d'assurance santé complémentaire à l'AMO :

Remboursement complémentaire

$$= 80\% (\text{frais réels engagés} - \text{remboursement CNSS})$$

On considère un taux de remboursement de la CNSS égal à 70%.

Considérons l'exemple précédent :

- Sexe : femme
- Catégorie du bénéficiaire : conjoint
- Age : 30
- Masse salariale de la police souscriptrice du contrat : 367342654
- Effectif de la police : 500

Le montant des frais estimés calculés précédemment est 258 DH. Le remboursement de la CNSS est égal à $70\% * 258 = 180,6$. Le taux de remboursement complémentaire s'applique sur la différence $258 - 180,6 = 77,4$ DH, d'où la prime correspondant à ce remboursement qui est de l'ordre de 62 DH.

Pour un individu appartenant à la classe de référence :

$$\text{Fréquence trimestrielle} = 0,9$$

$$\text{Frais moyens estimés} = 458$$

Ainsi, les frais moyens trimestriels sont égaux à 412,2. La CNSS rembourse 288 DH, la compagnie rembourse 80% du reste à charge de l'assuré ($412,2 - 288 = 124,2$) qui correspond à une prime de 99 DH.

De même que pour le contrat de base, on calcule la prime totale de la police par la formule :

$$\text{Prime totale (complémentaire)} = \sum_{\text{postes}} \sum_{\text{individus}} \text{prime pure individuelle}$$

IV-3-Calcul de la prime pour un contrat offrant des garanties complémentaires au 1er dirham ou à un autre régime (cas de « ZURICH santé »)

IV-3-1- Présentation du produit

« Zurich santé » est un produit qui offre trois garanties aux contractants : une garantie de base (santé) et deux autres optionnelles (incapacité temporaire totale & invalidité permanente, décès). C'est un contrat complémentaire qui offre une couverture complémentaire au remboursement de la CNSS pour les actes compris dans le panier des soins du régime de base, ou bien une garantie complémentaire au 1^{er} dirham pour les actes exclus du panier de soins du régime de base (un exemple de contrat « ZURICH santé » serait exposé en annexe).

IV-3-2 Calcul de la prime

Pour le poste pharmacie considérons la formule de remboursement suivante :

100% du ticket modérateur¹⁰ pour les actes inclus dans le régime de base

Prenons l'exemple précédent :

- Sexe : femme
- Catégorie du bénéficiaire : conjoint
- Age : 30
- Masse salariale de la police souscriptrice du contrat : 367342654
- Effectif de la police : 500

Le reste à charge de l'assuré après intervention du régime de base est 77.4 DH (calculé au paragraphe précédent). Ainsi par cette formule, la prime correspondante à ce remboursement est égal à ce montant lui-même.

Pour la formule de remboursement suivante :

90 % des frais engagés pour les actes exclus du régime de base

Considérons l'exemple précédent :

Le montant des frais moyens trimestriels est égal à 258 DH, ce qui correspond à une prime pure de 232 DH.

De ce fait on conclut que la prime pure trimestrielle du poste pharmacie pour cet individu est égale à 309 DH.

De la même manière on calcule les primes pures de chaque individu de la police et pour tous les poste.

Ainsi, on conclut que le Prime globale est calculée de la façon suivante :

$$Prime\ globale = \sum_{postes} \sum_{individus} prime\ pure\ individuelle$$

¹⁰ Ticket modérateur ou TM est la part des frais engagés restant à la charge de l'assuré après l'intervention du régime de base.

Conclusion

L'essentiel du travail effectué dans ce projet de fin d'études consiste à utiliser la modélisation par les GLM pour en extraire des informations tout aussi importantes pour la compagnie d'assurance, à savoir la fréquence de consommations des actes médicaux et les frais moyens qui en résultent. Cette prédiction du mode de consommation, étant basée sur plusieurs critères, va permettre d'estimer la prime pure pour n'importe quelle modalité de remboursement appliqué selon le type de contrat.

Travaillant sur des contrats de groupe, la tarification effectuée s'est basée à la fois sur des critères individuels tels le sexe, l'âge et la catégorie du bénéficiaire. Cette même tarification a en outre pris en considération des critères relatifs à la police souscriptrice du contrat. Ce travail nous permet, de prime abord, d'estimer un montant des frais trimestriels moyens par individu. Place par la suite au calcul de la prime pure d'un individu donné suivant la formule de remboursement du contrat. In fine, partant du principe que la prime pure est égale à l'espérance de la charge, la prime pure globale est égale à la somme des primes pures des différents individus.

Cette tarification a nécessité au préalable un traitement minutieux de la base de données. Il fallait d'abord en effectuer une analyse descriptive laissant, a priori, l'apport de chaque facteur au niveau de la consommation d'actes médicaux pour, ensuite, s'atteler au traitement des variables aberrantes, puis à la segmentation des variables tarifaires et enfin à la modélisation et à la synthétisation.

Il n'est un secret pour personne que les compagnies d'assurances jouent un rôle primordial en terme de couverture des dépenses de santé. Et c'est ainsi qu'une prise de conscience se développe, liant la réussite de l'Assurance maladie obligatoire au développement de produits de couverture complémentaire. Toutefois, les difficultés de financement rencontrées par les caisses gestionnaires de l'AMO impliquent toujours les compagnies d'assurances et les obligent à concrétiser constamment une part de leurs études aux produits de couverture de base.

Etant de plus en plus concurrentiel, le marché de l'assurance maladie impose aux compagnies d'assurances de rivalité de créativité et d'ingéniosité afin d'offrir des produits répondant parfaitement aux exigences de la clientèle tout en leur assurant une bonne marge de profit. Il serait d'ailleurs judicieux de noter que l'assurance maladie est une branche déficitaire. En effet, un contrat maladie est toujours complété par une garantie optionnelle (décès ou invalidité) pour combler ce déficit.

Ces différentes contraintes de marché et de rentabilité imposent aux compagnies d'assurance d'œuvrer régulièrement à la poursuite de leurs recherches et développements de modèles de tarification à même de mieux les adapter aux spécificités du marché marocain de l'assurance santé.

Bibliographie

Notes de cours :

- + F.Marri : Théorie du risque, INSEA (2012-2013).
- + K.Benchekroun : Analyse des données discrètes, INSEA (2013-2014).
- + S.Berhili : Modèles linéaires généralisés , INSEA (2013-2014)
- + A.Oulidi : Actuariat de l'assurance non vie , INSEA (2012-2013)

Rapports de stage et mémoires :

- + H.Zahir , rapport de stage d'application : « Tarification de la couverture d'une maladie complémentaire » INSEA (2013).
- + A.Fathallah ,B.A.Mamodou : Mémoire PFE, INSEA (2009).

ouvrage :

- + Artur Charpentier : « Mathématiques de l'assurance non vie , Tome II , Tarification et provisionnement » .

Sites Web :

www.zurich.ma

www.wikipedia.fr

www.ressources-actuarielles.net

Rapports et autres

- + Zurich assurances Maroc , Rapport de gestion de la compagnie (2012).
- + CESE , rapport (2013).
- + <ftp://ftp.software.ibm.com/software/analytics/spss/support/Stats/Docs/Statistics/Algorithms/13.0/TREE-CHAID.pdf>
- + http://www.unige.ch/ses/metri/cahiers/2010_02.pdf

Annexes :

Annexe 1 : contrat de groupe

Définition de l'assurance groupe :

L'assurance collective ou assurance «groupe» est l'assurance d'un groupe d'individus en général liés par une caractéristique commune.

Les avantages de l'assurance groupe :

- L'approche commerciale est moins couteuse du fait que l'on s'adresse à une collectivité et non individuellement à chaque membre de cette collectivité.
- La gestion est facilitée.
- Le risque est mieux réparti : les risques «aggravés» sont «noyés» dans la masse. L'assureur reçoit de bons comme de moins bons risques. Une compensation inévitable s'effectue.

Pour toutes ces raisons, on arrive souvent à un coût inférieur par l'assurance collective à celui qu'aurait eu à supporter chacun des individus du groupe garantis séparément.

Les intervenants au contrat :

- Le souscripteur : l'article 103 du code des assurances précise que la souscription est effectuée par une personne morale ou un chef d'entreprise (entreprise en nom propre).
- Les adhérents ou assurés : les assurés adhèrent au contrat pour bénéficier des garanties proposées. Ils sont désignés sous le terme «adhérent».ces derniers doivent avoir un lien de même nature avec le souscripteur comme par exemple un contrat de travail.
- Le ou les bénéficiaires(s) : le bénéficiaire peut être l'assuré ou le souscripteur mais également toute personne désignée par l'assuré.

Les intervenants au contrat :

- L'adhésion obligatoire : tous salariés de la catégorie bénéficiant de la couverture d'assurance sont obligés d'y adhérer.
- L'adhésion facultative : le contrat est souscrit par l'entreprise pour en faire bénéficier les salariés qui le désirent.
- le caractère obligatoire peut être prévu par une convention collective ou un accord collectif de travail, un referendum, ou une décision unilatérale de l'employeur.

L'environnement juridique de l'assurance collective :

- le rapport assureur-souscripteur : les règles générales sur le contrat d'assurance (durée, résiliation, paiement des cotisations ...) s'appliquent.

- Le rapport assureur-assuré/adhérent : les règles concernant la déclaration du risque et les sanctions correspondant incombent à l'assuré-adhérent car il connaît seul parfaitement son risque puisqu'il s'agit de sa personne.
- Le rapport souscripteur-assuré/adhérent : des règles spécifiques existent notamment en matière d'information et d'exclusion de l'adhérent.
- Le devoir d'information : c'est au souscripteur de respecter l'obligation d'information vis-à-vis de l'adhérent contrairement aux assurances individuelles où l'information est donnée par l'assureur. Cependant ce même article précise que l'assureur doit rédiger une notice d'information indiquant les garanties et leurs conditions d'application ainsi que les obligations en cas de sinistres. Ce document revêt une importance particulière car son contenu prévaut sur tout autre (dispositions générales par exemple).
En cas de modifications des droits et obligations de l'adhérent, le souscripteur est tenu d'informer par écrit (article 106 du code des assurances). Dès lors que le souscripteur peut apporter la preuve du respect de l'obligation d'information, les modifications au contrat sont opérantes à la date initialement prévue sans acceptation expresse de l'adhérent (contrairement aux assurances individuelles). cependant, l'adhérent ne peut que dénoncer son contrat dans les adhésions facultatives. Enfin, les adhérents n'ont aucune action possible dans les adhésions obligatoires.
- L'exclusion de l'adhérent : l'exclusion de l'adhérent ne peut intervenir que dans 3 cas :
 1. En cas de rupture du lien de « même nature » avec le souscripteur : c'est-à-dire en cas de cessation du contrat de travail suite à une démission, un licenciement ou un départ à la retraite.
 2. En cas de non-paiement de la cotisation par l'adhérent : Cependant cette exclusion ne peut intervenir que dans un délai de 30 jours à compter de l'envoi d'une lettre recommandée de mise en demeure par le souscripteur.
 3. En cas de fraude de l'adhérent prouvée par l'assureur.

Annexe 2 : nomenclature des actes

Codes actes	Intitulés actes
01	Consult. généraliste
02	Visite généraliste
03	Consult. spécialiste
04	Visite spécialiste
05	Consult. agrégé
06	Visite agrégé
07	Visite de dimanche
08	Visite de nuit
09	Pratique médicale courante
10	Auxiliaire médical
11	spécialiste
12	radiologie
13	radiothérapie
14	analyses
15	pharmacie
16	Pharmacie extra usuelle
17	hôpital
18	clinique
19	Chirurgie inf. K 50
20	Chirurgie sup. K 50
21	anesthésie
22	Assistant opératoire
23	transfusion
24	Radio-diagnostic
25	Frais de salle
26	reanimation
27	Salle d'anesthésie
28	Maison de santé
29	sanatorium
30	préventorium
31	Prestations diverses
32	Transport malade
33	Cure thermale
34	Orthopédie- prothèse
35	Soins dentaires
36	Prothèse dentaire
37	Monture optique
38	Verres optiques
39	Forfait cas simple
40	Forfait cas gémellaire
41	Frais pré/post natals
42	Autres prest.gyneco
43	Forfait fausse couche
44	Vaccins préventifs

Annexe 3 : ajustements fréquence et coût moyen pour les autres postes

- *Ajustements fréquence :*
 1. *Pour le poste hospitalisations :*
 - Ajustement de poisson :*

ajustement de la fréquence hospitalisations par la loi de Poisson

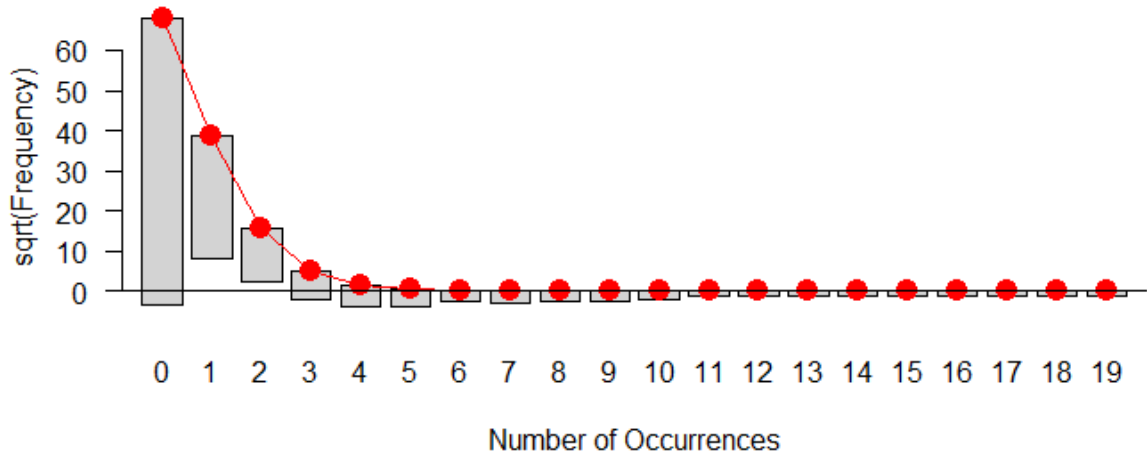


Figure 32: ajustement fréquence hospitalisations par la loi de Poisson

Ajustement binomiale négative :

ajustement fréquence hospitalisations avec la loi binomiale négative

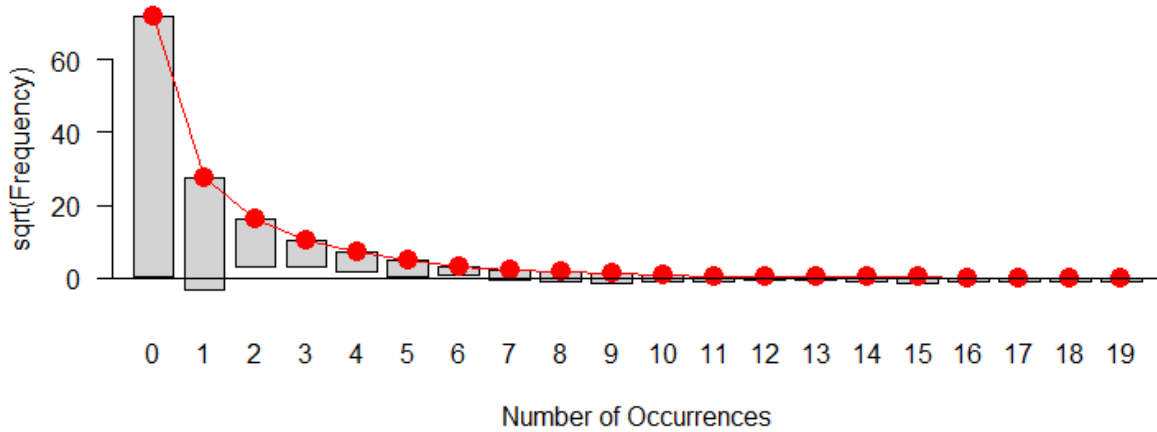


Figure 33: ajustement fréquence hospitalisations par une binomiale négative

2. Pour le poste radios et analyses :

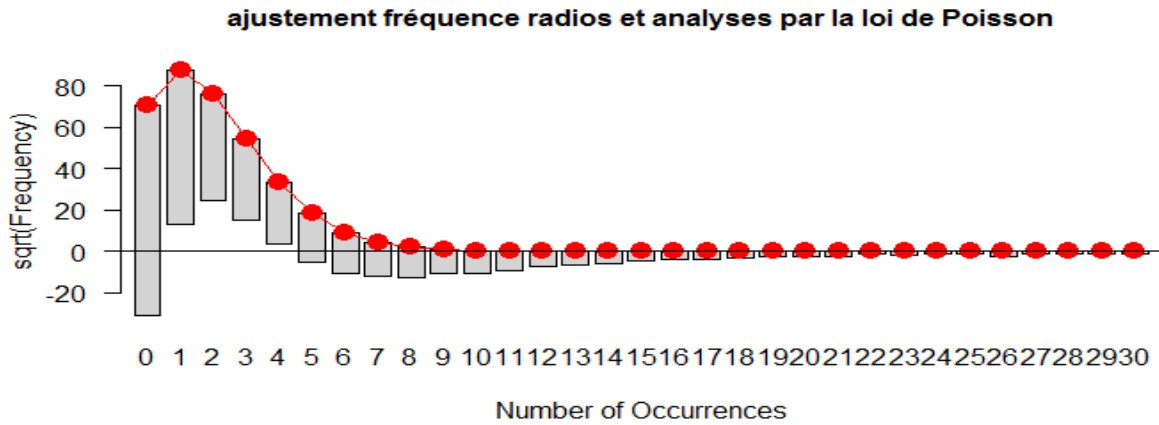


Figure 34: ajustement fréquence radios et analyses par une loi Poisson

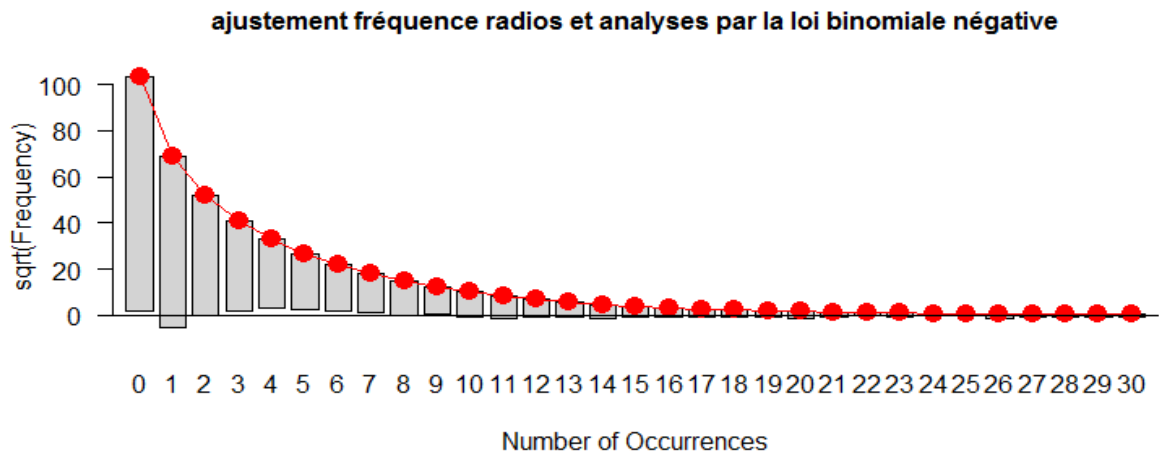


Figure 35: ajustement fréquence radios et analyses par une binomiale négative

3. Pour le poste dentaire :

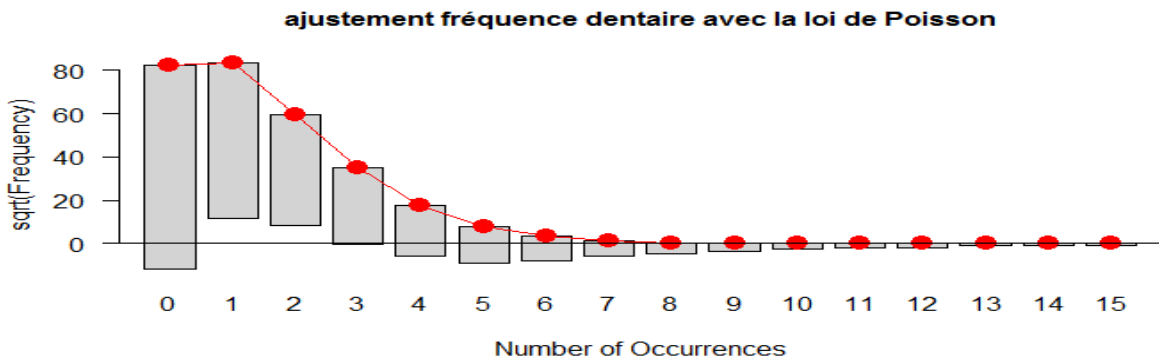


Figure 36:ajustement fréquence dentaire par la loi de Poisson

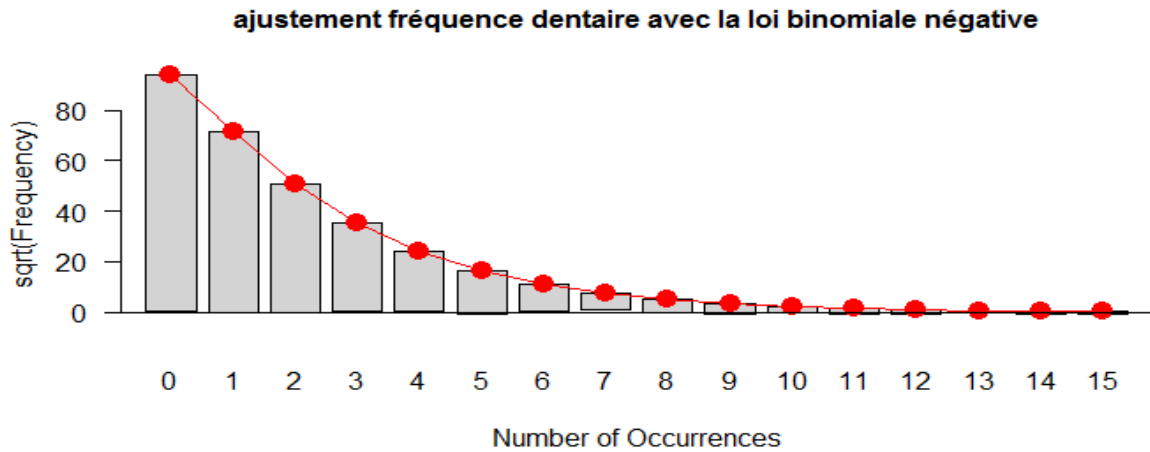


Figure 37:ajustement fréquence dentaire par une binomiale négative

4. Pour le poste médecine courante :

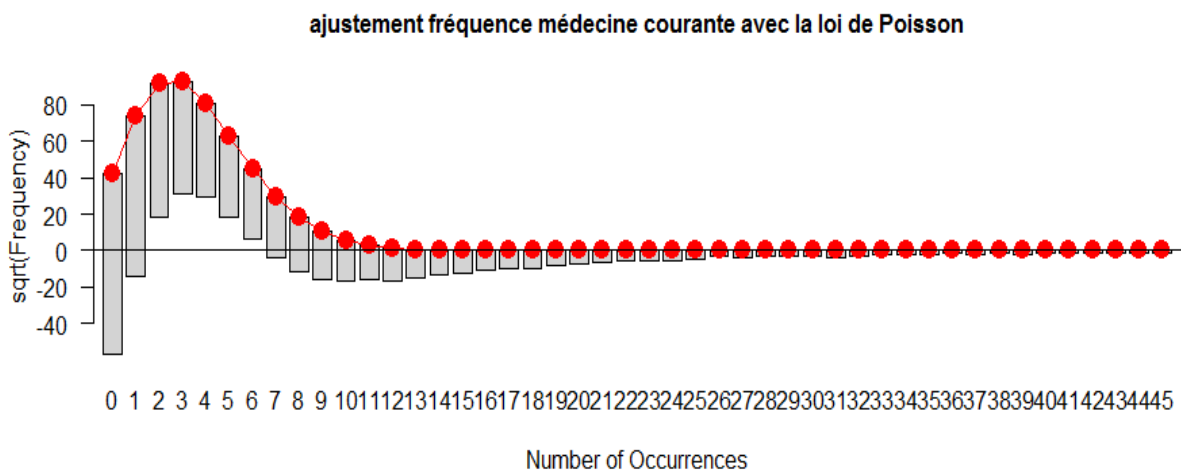


Figure 38: ajustement fréquence médecine courante par la loi de Poisson

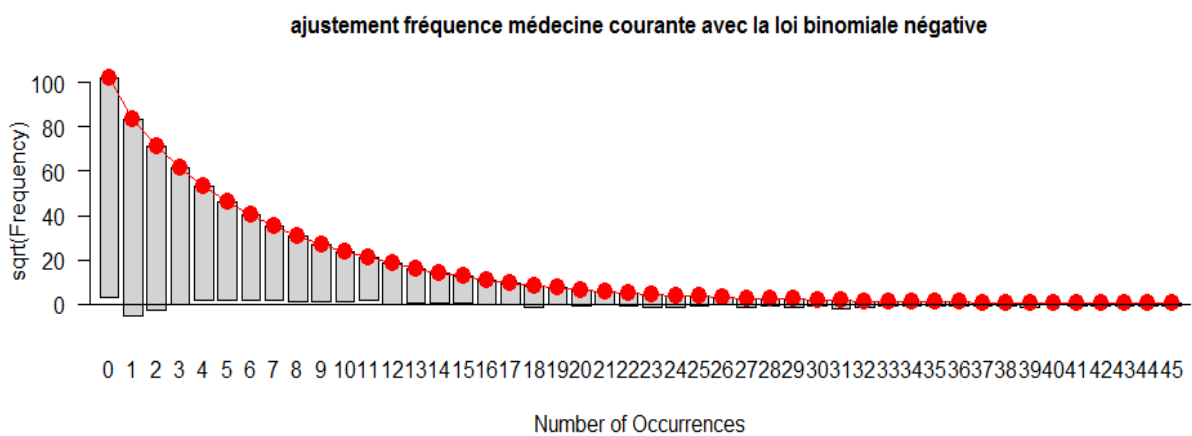


Figure 39: ajustement fréquence médecine courante par la loi binomiale négative

5. Pour le poste optique :

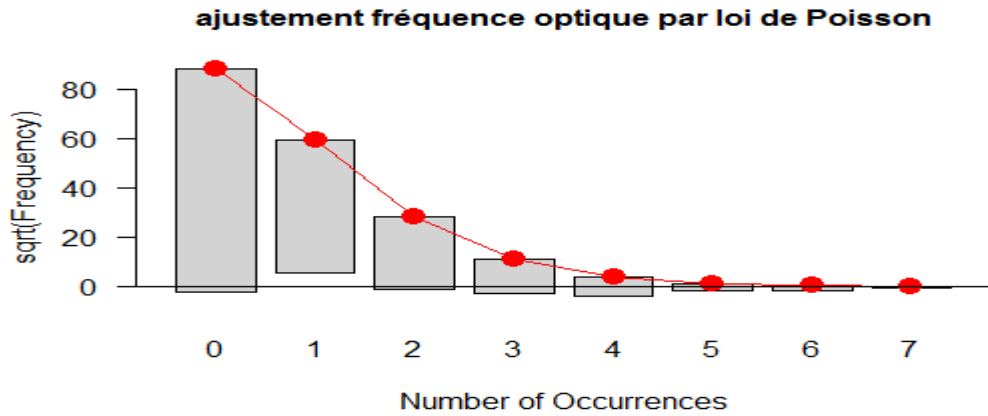


Figure 40:ajustement fréquence optique par la loi de Poisson

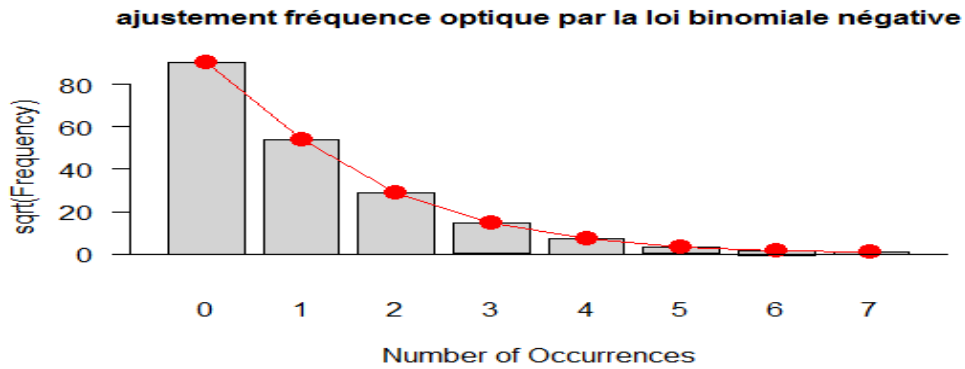


Figure 41: ajustement fréquence optique par une binomiale négative

- *Ajustements coût moyen :*

1. *Pour le poste médecine courante :*

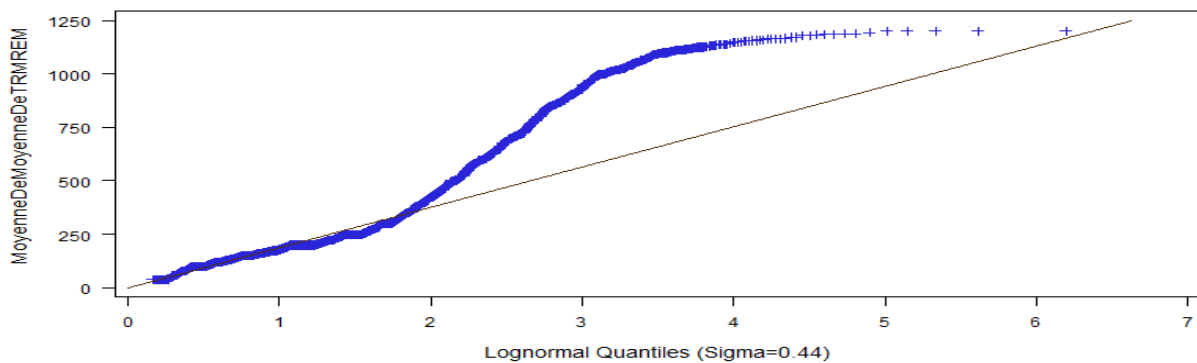


Figure 42: QQ-plot log-normal des frais moyens de médecine courante

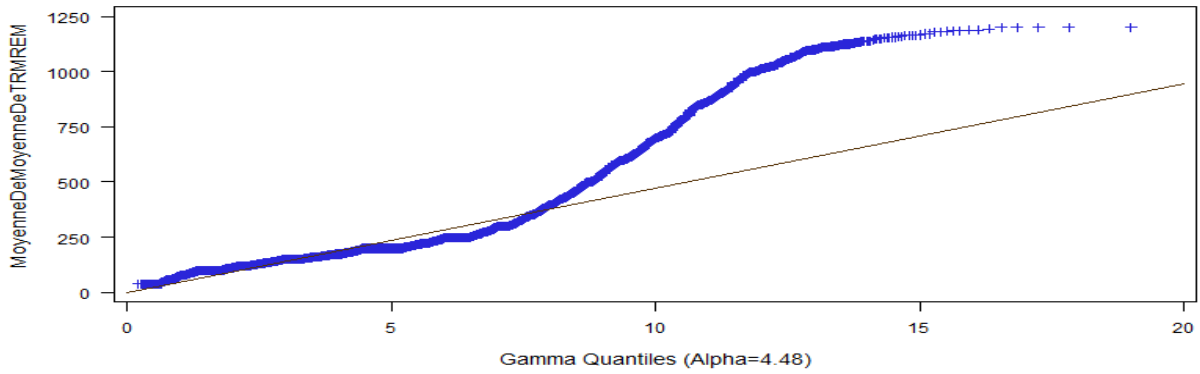


Figure 43: ajustement gamma des frais moyens de médecine courante

2. Pour le poste radios et analyses :

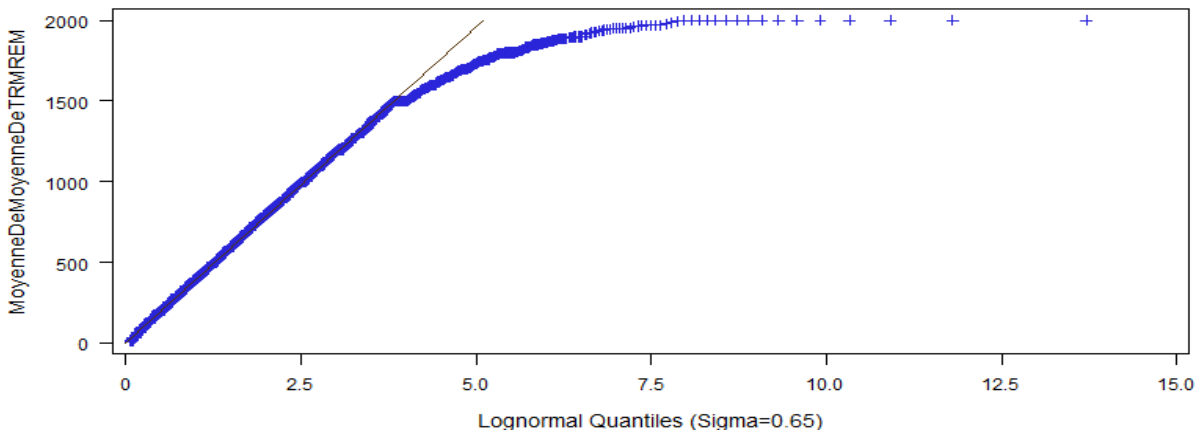


Figure 44: QQ-plot log-normal pour les frais moyens analyses et radios

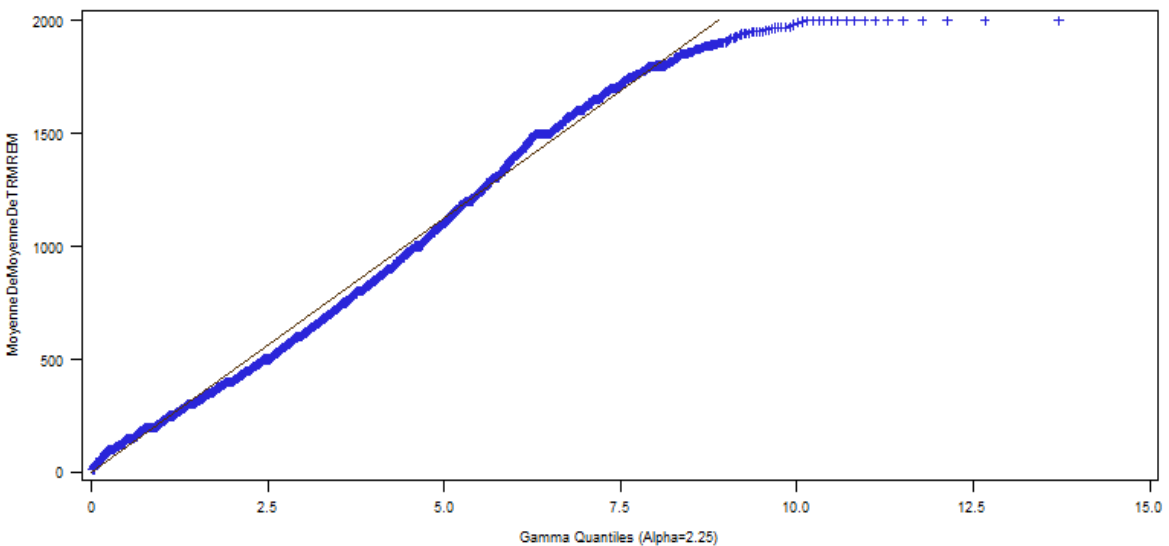


Figure 45: QQ-plot gamma pour les frais moyens analyses et radios

3. Pour le poste dentaire :

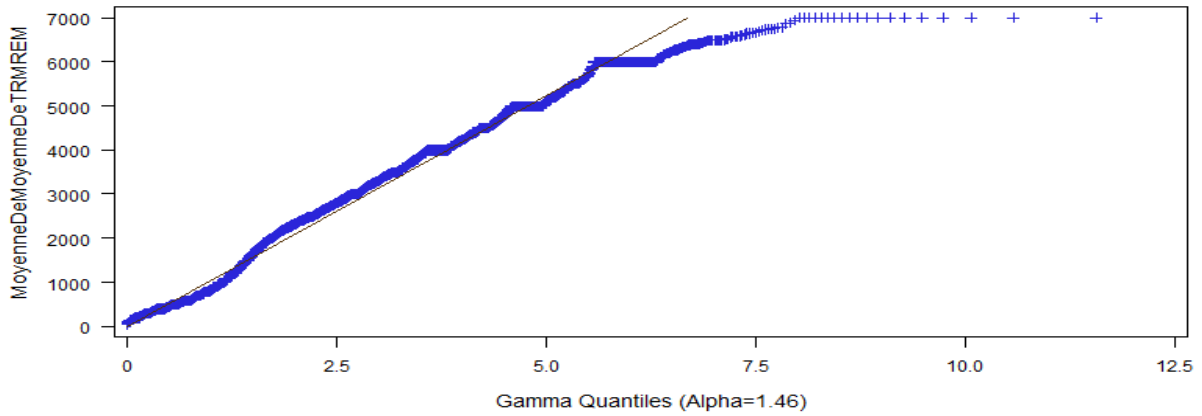


Figure 46: QQ-plot gamma des frais moyens dentaire

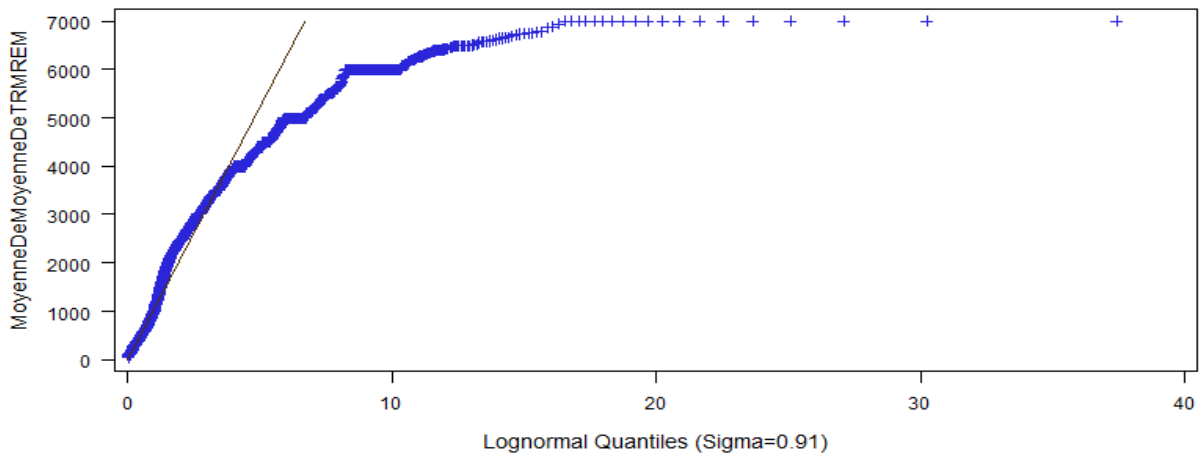


Figure 47: QQ-plot log-normal des frais moyens dentaire

4. Pour le poste optique :

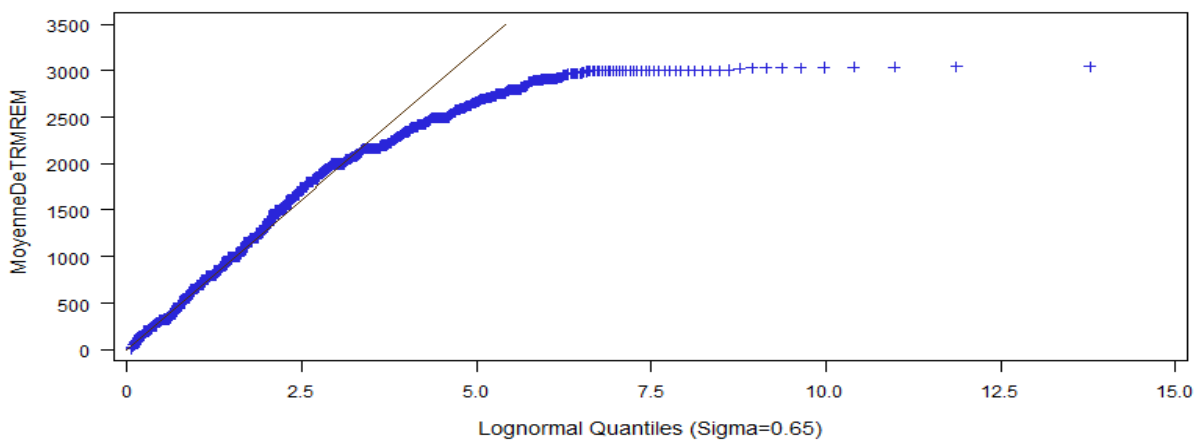


Figure 48: QQ-plot log-normal des frais moyens optique

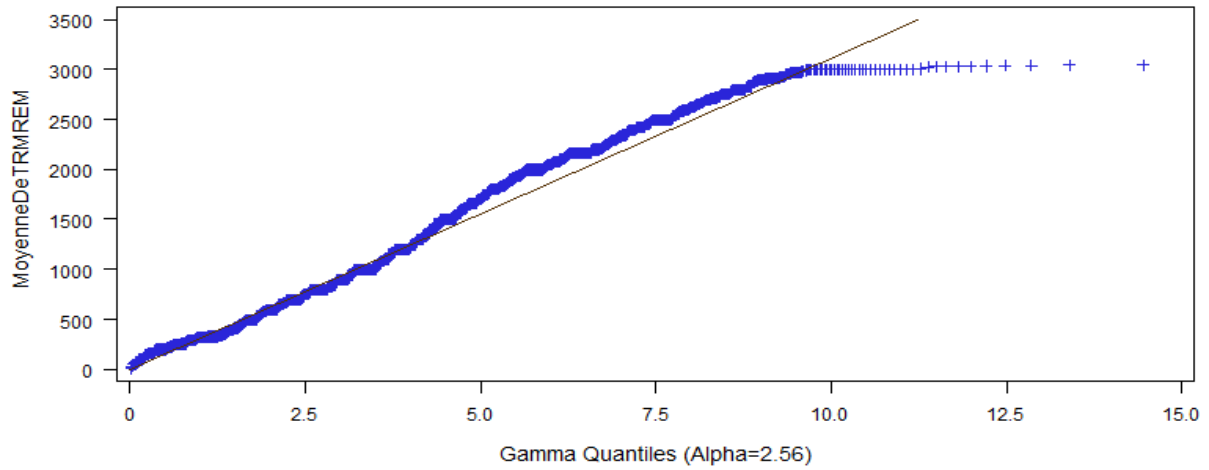


Figure 49:QQ-plot gamma des frais moyens optique

5. Pour le poste hospitalisations :

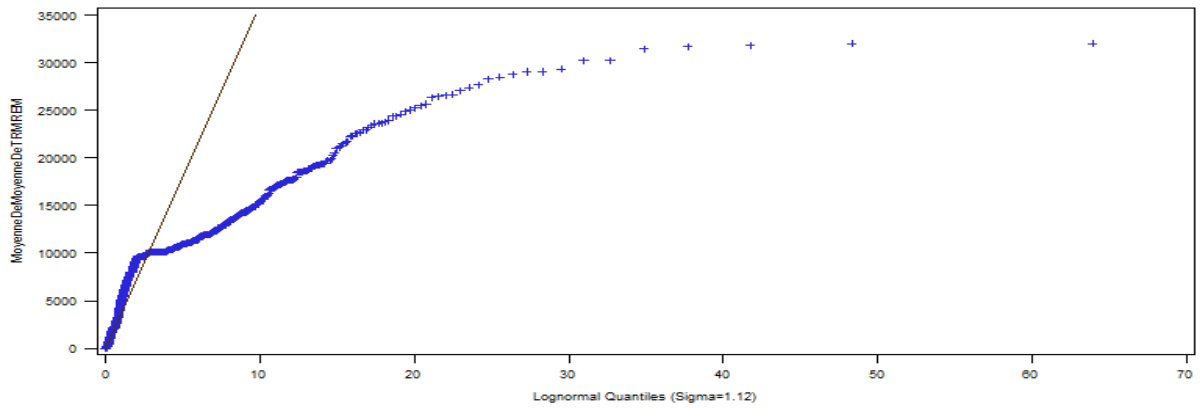


Figure 50: QQ-plot log-normal des frais moyens hospitalisations

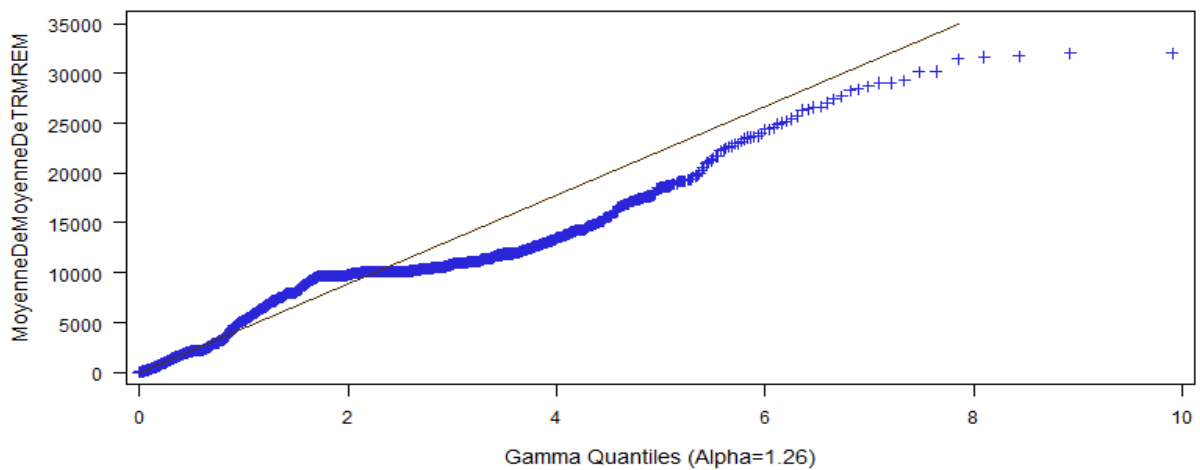


Figure 51: QQ-plot gamma des frais moyens hospitalisations

Annexe 3 : estimation GLM binomiale négative pour les fréquences :

On a vu précédemment que la loi binomiale négative s'ajuste beaucoup mieux que la loi de Poisson, voici les résultats des estimations pour les autres postes :

1. Pour le poste hospitalisations :

Analyse des valeurs estimées du paramètre de vraisemblance maximum								
Paramètre		DDL	Valeur estimée	Erreur type	Intervalle de confiance de Wald à 95 %		Khi-2 de Wald	Pr > Khi-2
Intercept		1	-1.2754	0.2711	-1.8068	-0.7440	22.13	<.0001
code_age	1	1	-0.9999	0.2431	-1.4763	-0.5235	16.92	<.0001
code_age	2	1	-0.8652	0.1166	-1.0936	-0.6367	55.09	<.0001
code_age	3	1	-0.8050	0.1072	-1.0151	-0.5949	56.38	<.0001
code_age	4	1	-0.6423	0.1124	-0.8626	-0.4220	32.66	<.0001
code_age	5	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.
code_SEXE	1	1	-0.0665	0.0811	-0.2254	0.0925	0.67	0.4126
code_SEXE	2	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.
code_CompteDePOLICE	1	1	-0.4556	0.1101	-0.6715	-0.2398	17.12	<.0001
code_CompteDePOLICE	2	1	-0.8433	0.1493	-1.1359	-0.5506	31.90	<.0001
code_CompteDePOLICE	3	1	-0.7196	0.4772	-1.6548	0.2156	2.27	0.1315
code_CompteDePOLICE	4	1	-0.5765	0.3397	-1.2422	0.0892	2.88	0.0896
code_CompteDePOLICE	5	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.
code_TYPLIN	1	1	-0.1581	0.2184	-0.5862	0.2699	0.52	0.4691
code_TYPLIN	2	1	-0.2308	0.2215	-0.6648	0.2033	1.09	0.2974
code_TYPLIN	3	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.
code_MS	1	1	0.6281	0.1346	0.3644	0.8918	21.79	<.0001
code_MS	2	1	0.1900	0.1739	-0.1508	0.5308	1.19	0.2745
code_MS	3	1	0.9608	0.2445	0.4815	1.4401	15.44	<.0001
code_MS	4	1	0.0097	0.4958	-0.9620	0.9813	0.00	0.9845
code_MS	5	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.
Dispersion		1	-0.3000	0.0864	-0.3000	-0.1307		

Tableau 29: résultats des estimations de la fréquence pour hospitalisations

2. Pour le poste médecine courante :

Analyse des valeurs estimées du paramètre de vraisemblance maximum								
Paramètre		DDL	Valeur estimée	Erreur type	Intervalle de confiance de Wald à 95 %		Khi-2 de Wald	Pr > Khi-2
Intercept		1	-0.4796	0.0635	-0.6042	-0.3551	56.96	<.0001
code_age	1	1	-0.5663	0.0546	-0.6732	-0.4593	107.66	<.0001
code_age	2	1	-0.9049	0.0312	-0.9659	-0.8438	843.24	<.0001
code_age	3	1	-0.7594	0.0293	-0.8168	-0.7020	672.68	<.0001
code_age	4	1	-0.6330	0.0305	-0.6927	-0.5732	431.03	<.0001
code_age	5	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.
code_SEXE	1	1	-0.2670	0.0186	-0.3033	-0.2306	206.99	<.0001
code_SEXE	2	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.
code_CompteDePOLICE	1	1	-0.0140	0.0275	-0.0679	0.0398	0.26	0.6100
code_CompteDePOLICE	2	1	-0.4306	0.0370	-0.5030	-0.3581	135.68	<.0001
code_CompteDePOLICE	3	1	-0.8812	0.1166	-1.1097	-0.6527	57.14	<.0001
code_CompteDePOLICE	4	1	-0.5808	0.0846	-0.7467	-0.4150	47.11	<.0001
code_CompteDePOLICE	5	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.
code_TYPLIN	1	1	0.1128	0.0480	0.0187	0.2069	5.52	0.0188
code_TYPLIN	2	1	-0.0311	0.0505	-0.1301	0.0679	0.38	0.5381
code_TYPLIN	3	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.
code_MS	1	1	0.2690	0.0340	0.2024	0.3356	62.66	<.0001
code_MS	2	1	-0.0294	0.0434	-0.1145	0.0557	0.46	0.4980
code_MS	3	1	0.4531	0.0591	0.3372	0.5690	58.73	<.0001
code_MS	4	1	-0.0466	0.1124	-0.2669	0.1738	0.17	0.6788
code_MS	5	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.
Dispersion		1	-0.0769	0.0043	-0.0769	-0.0685		

Tableau 30: résultats des estimations de la fréquence pour médecine courante

3. Pour le poste optique :

Analyse des valeurs estimées du paramètre de vraisemblance maximum								
Paramètre		DDL	Valeur estimée	Erreur type	Intervalle de confiance de Wald à 95 %		Khi-2 de Wald	Pr > Khi-2
Intercept		1	-1.9029	0.1610	-2.2184	-1.5874	139.71	<.0001
code_age	1	1	-0.3485	0.1362	-0.6155	-0.0815	6.54	0.0105
code_age	2	1	-0.4474	0.0803	-0.6049	-0.2899	31.01	<.0001
code_age	3	1	-0.5006	0.0768	-0.6510	-0.3502	42.54	<.0001
code_age	4	1	-0.4267	0.0699	-0.5638	-0.2896	37.23	<.0001
code_age	5	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.
code_SEXE	1	1	-0.0254	0.0507	-0.1249	0.0740	0.25	0.6165
code_SEXE	2	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.
code_CompteDePOLICE	1	1	-0.1120	0.0830	-0.2747	0.0507	1.82	0.1774
code_CompteDePOLICE	2	1	-0.6093	0.1112	-0.8272	-0.3914	30.03	<.0001
code_CompteDePOLICE	3	1	-0.5596	0.3301	-1.2065	0.0874	2.87	0.0900
code_CompteDePOLICE	4	1	-0.4194	0.2880	-0.9839	0.1451	2.12	0.1454
code_CompteDePOLICE	5	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.
code_TYPLIN	1	1	-0.1657	0.1113	-0.3838	0.0525	2.21	0.1367
code_TYPLIN	2	1	-0.2051	0.1236	-0.4474	0.0372	2.75	0.0971
code_TYPLIN	3	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.
code_MS	1	1	0.7079	0.1034	0.5052	0.9105	46.86	<.0001
code_MS	2	1	0.2347	0.1317	-0.0234	0.4928	3.18	0.0747
code_MS	3	1	0.6789	0.1777	0.3306	1.0273	14.59	0.0001
code_MS	4	1	-0.0026	0.3427	-0.6742	0.6691	0.00	0.9940
code_MS	5	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.
Dispersion		1	-0.5000	0.0891	-0.5000	-0.3253		

Tableau 31: résultats des estimations de la fréquence pour optique

4. Pour le poste analyses et radios :

Analyse des valeurs estimées du paramètre de vraisemblance maximum								
Paramètre		DDL	Valeur estimée	Erreur type	Intervalle de confiance de Wald à 95 %		Khi-2 de Wald	Pr > Khi-2
Intercept		1	-0.9910	0.1062	-1.1991	-0.7829	87.12	<.0001
code_age	1	1	-1.0918	0.0966	-1.2811	-0.9025	127.83	<.0001
code_age	2	1	-0.9475	0.0445	-1.0348	-0.8603	452.65	<.0001
code_age	3	1	-0.8278	0.0407	-0.9077	-0.7480	412.87	<.0001
code_age	4	1	-0.7188	0.0420	-0.8011	-0.6365	292.81	<.0001
code_age	5	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.
code_SEXE	1	1	-0.3668	0.0315	-0.4286	-0.3051	135.55	<.0001
code_SEXE	2	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.
code_CompteDePOLICE	1	1	0.0382	0.0458	-0.0515	0.1279	0.70	0.4039
code_CompteDePOLICE	2	1	-0.4043	0.0602	-0.5223	-0.2863	45.12	<.0001
code_CompteDePOLICE	3	1	-0.5419	0.1509	-0.8377	-0.2461	12.90	0.0003
code_CompteDePOLICE	4	1	-0.3848	0.1427	-0.6645	-0.1051	7.27	0.0070
code_CompteDePOLICE	5	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.
code_TYPLIN	1	1	0.2257	0.0842	0.0607	0.3908	7.18	0.0074
code_TYPLIN	2	1	0.1000	0.0866	-0.0697	0.2697	1.33	0.2482
code_TYPLIN	3	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.
code_MS	1	1	0.3429	0.0558	0.2334	0.4523	37.70	<.0001
code_MS	2	1	0.0295	0.0712	-0.1100	0.1691	0.17	0.6783
code_MS	3	1	0.6129	0.0950	0.4268	0.7991	41.65	<.0001
code_MS	4	1	0.1086	0.1599	-0.2048	0.4220	0.46	0.4969
code_MS	5	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.
Dispersion		1	-0.0923	0.0073	-0.0923	-0.0780		

Tableau 32: résultats des estimations de la fréquence pour analyses et radios

Annexe 4 : estimation GLM pour les frais moyens :

Pour tous les autres postes autres que la pharmacie la loi gamma ajuste mieux les frais moyens :

1. Pour le poste hospitalisations :

Analyse des valeurs estimées du paramètre de vraisemblance maximum								
Paramètre		DDL	Valeur estimée	Erreur type	Intervalle de confiance de Wald à 95 %		Khi-2 de Wald	Pr > Khi-2
Intercept		1	6.5698	0.0308	6.5094	6.6303	45352.1	<.0001
code_age	1	1	-0.4663	0.0276	-0.5204	-0.4123	285.83	<.0001
code_age	2	1	-0.3149	0.0166	-0.3476	-0.2823	357.79	<.0001
code_age	3	1	-0.2421	0.0160	-0.2735	-0.2108	228.59	<.0001
code_age	4	1	-0.1167	0.0167	-0.1494	-0.0841	49.16	<.0001
code_age	5	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.
code_SEXE	1	1	0.0592	0.0095	0.0406	0.0778	39.11	<.0001
code_SEXE	2	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.
code_CompteDePOLICE	1	1	0.1489	0.0144	0.1208	0.1770	107.58	<.0001
code_CompteDePOLICE	2	1	-0.0074	0.0178	-0.0423	0.0275	0.17	0.6782
code_CompteDePOLICE	3	1	-0.2058	0.0400	-0.2841	-0.1275	26.52	<.0001
code_CompteDePOLICE	4	1	-0.2644	0.0325	-0.3282	-0.2007	66.08	<.0001
code_CompteDePOLICE	5	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.
code_TYPLIN	1	1	-0.0325	0.0224	-0.0764	0.0115	2.09	0.1480
code_TYPLIN	2	1	-0.0400	0.0235	-0.0861	0.0061	2.90	0.0887
code_TYPLIN	3	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.
code_MS	1	1	-0.2245	0.0157	-0.2553	-0.1938	204.40	<.0001
code_MS	2	1	-0.1725	0.0188	-0.2092	-0.1357	84.37	<.0001
code_MS	3	1	-0.2303	0.0334	-0.2957	-0.1649	47.66	<.0001
code_MS	4	1	0.0331	0.0491	-0.0633	0.1294	0.45	0.5012
code_MS	5	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.
Scale		1	2.3911	0.0212	2.3499	2.4329		

Tableau 33: résultats des estimations des frais moyens pour hospitalisations

2. Pour le poste médecine courante :

Analyse des valeurs estimées du paramètre de vraisemblance maximum								
Paramètre		DDL	Valeur estimée	Erreur type	Intervalle de confiance de Wald à 95 %		Khi-2 de Wald	Pr > Khi-2
Intercept		1	5.7310	0.0207	5.6904	5.7716	76467.2	<.0001
code_age	1	1	-0.2745	0.0181	-0.3100	-0.2389	229.35	<.0001
code_age	2	1	-0.2601	0.0123	-0.2841	-0.2360	447.87	<.0001
code_age	3	1	-0.1979	0.0121	-0.2216	-0.1743	269.35	<.0001
code_age	4	1	-0.1466	0.0126	-0.1714	-0.1218	134.40	<.0001
code_age	5	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.
code_SEXE	1	1	0.0093	0.0062	-0.0028	0.0215	2.27	0.1319
code_SEXE	2	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.
code_CompteDePOLICE	1	1	0.1958	0.0093	0.1775	0.2141	440.65	<.0001
code_CompteDePOLICE	2	1	0.0444	0.0116	0.0216	0.0672	14.53	0.0001
code_CompteDePOLICE	3	1	-0.1492	0.0286	-0.2052	-0.0932	27.28	<.0001
code_CompteDePOLICE	4	1	-0.1413	0.0203	-0.1811	-0.1015	48.39	<.0001
code_CompteDePOLICE	5	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.
code_TYPLIN	1	1	-0.0660	0.0140	-0.0935	-0.0385	22.12	<.0001
code_TYPLIN	2	1	-0.0776	0.0151	-0.1072	-0.0480	26.38	<.0001
code_TYPLIN	3	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.
code_MS	1	1	-0.2234	0.0108	-0.2445	-0.2023	431.80	<.0001
code_MS	2	1	-0.1532	0.0129	-0.1785	-0.1279	140.50	<.0001
code_MS	3	1	-0.1945	0.0219	-0.2374	-0.1517	79.20	<.0001
code_MS	4	1	0.2063	0.0360	0.1358	0.2768	32.92	<.0001
code_MS	5	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.
Scale		1	3.1802	0.0221	3.1371	3.2239		

Tableau 34: résultats des estimations des frais moyens pour médecine courante

3. Pour le poste analyses et radios :

Analyse des valeurs estimées du paramètre de vraisemblance maximum								
Paramètre		DDL	Valeur estimée	Erreur type	Intervalle de confiance de Wald à 95 %		Khi-2 de Wald	Pr > Khi-2
Intercept		1	6.5698	0.0308	6.5094	6.6303	45352.1	<.0001
code_age	1	1	-0.4663	0.0276	-0.5204	-0.4123	285.83	<.0001
code_age	2	1	-0.3149	0.0166	-0.3476	-0.2823	357.79	<.0001
code_age	3	1	-0.2421	0.0160	-0.2735	-0.2108	228.59	<.0001
code_age	4	1	-0.1167	0.0167	-0.1494	-0.0841	49.16	<.0001
code_age	5	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.
code_SEXE	1	1	0.0592	0.0095	0.0406	0.0778	39.11	<.0001
code_SEXE	2	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.
code_CompteDePOLICE	1	1	0.1489	0.0144	0.1208	0.1770	107.58	<.0001
code_CompteDePOLICE	2	1	-0.0074	0.0178	-0.0423	0.0275	0.17	0.6782
code_CompteDePOLICE	3	1	-0.2058	0.0400	-0.2841	-0.1275	26.52	<.0001
code_CompteDePOLICE	4	1	-0.2644	0.0325	-0.3282	-0.2007	66.08	<.0001
code_CompteDePOLICE	5	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.
code_TYPLIN	1	1	-0.0325	0.0224	-0.0764	0.0115	2.09	0.1480
code_TYPLIN	2	1	-0.0400	0.0235	-0.0861	0.0061	2.90	0.0887
code_TYPLIN	3	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.
code_MS	1	1	-0.2245	0.0157	-0.2553	-0.1938	204.40	<.0001
code_MS	2	1	-0.1725	0.0188	-0.2092	-0.1357	84.37	<.0001
code_MS	3	1	-0.2303	0.0334	-0.2957	-0.1649	47.66	<.0001
code_MS	4	1	0.0331	0.0491	-0.0633	0.1294	0.45	0.5012
code_MS	5	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.
Scale		1	2.3911	0.0212	2.3499	2.4329		

Tableau 35: résultats des estimations des frais moyens pour analyses et radios

4. Pour le poste optique :

Analyse des valeurs estimées du paramètre de vraisemblance maximum								
Paramètre		DDL	Valeur estimée	Erreur type	Intervalle de confiance de Wald à 95 %		Khi-2 de Wald	Pr > Khi-2
Intercept		1	6.9644	0.0256	6.9141	7.0147	73722.5	<.0001
code_age	1	1	-0.7004	0.0237	-0.7469	-0.6539	870.38	<.0001
code_age	2	1	-0.5436	0.0139	-0.5709	-0.5163	1519.38	<.0001
code_age	3	1	-0.5149	0.0133	-0.5410	-0.4888	1492.62	<.0001
code_age	4	1	-0.1906	0.0127	-0.2155	-0.1657	225.62	<.0001
code_age	5	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.
code_SEXE	1	1	0.0283	0.0084	0.0119	0.0448	11.41	0.0007
code_SEXE	2	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.
code_CompteDePOLICE	1	1	0.3121	0.0137	0.2853	0.3389	521.43	<.0001
code_CompteDePOLICE	2	1	0.1549	0.0171	0.1214	0.1884	82.03	<.0001
code_CompteDePOLICE	3	1	-0.1742	0.0480	-0.2683	-0.0802	13.18	0.0003
code_CompteDePOLICE	4	1	-0.1009	0.0357	-0.1709	-0.0310	7.99	0.0047
code_CompteDePOLICE	5	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.
code_TYPLIN	1	1	0.0939	0.0185	0.0577	0.1301	25.81	<.0001
code_TYPLIN	2	1	0.0543	0.0204	0.0143	0.0943	7.08	0.0078
code_TYPLIN	3	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.
code_MS	1	1	-0.2693	0.0143	-0.2974	-0.2412	353.51	<.0001
code_MS	2	1	-0.1776	0.0176	-0.2122	-0.1430	101.42	<.0001
code_MS	3	1	-0.2079	0.0293	-0.2653	-0.1506	50.46	<.0001
code_MS	4	1	-0.2253	0.0440	-0.3115	-0.1392	26.26	<.0001
code_MS	5	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.
Scale		1	2.7581	0.0242	2.7111	2.8059		

Tableau 36: résultats des estimations des frais moyens pour optique

5. Pour le poste dentaire :

Analyse des valeurs estimées du paramètre de vraisemblance maximum								
Paramètre		DDL	Valeur estimée	Erreur type	Intervalle de confiance de Wald à 95 %		Khi-2 de Wald	Pr > Khi-2
Intercept		1	7.7014	0.0401	7.6227	7.7801	36820.6	<.0001
code_age	1	1	-0.7793	0.0367	-0.8512	-0.7073	450.60	<.0001
code_age	2	1	-0.5359	0.0242	-0.5834	-0.4884	489.53	<.0001
code_age	3	1	-0.3759	0.0232	-0.4214	-0.3304	262.45	<.0001
code_age	4	1	-0.1935	0.0243	-0.2410	-0.1459	63.59	<.0001
code_age	5	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.
code_SEXE	1	1	0.0172	0.0131	-0.0084	0.0429	1.74	0.1867
code_SEXE	2	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.
code_CompteDePOLICE	1	1	0.1674	0.0205	0.1272	0.2077	66.48	<.0001
code_CompteDePOLICE	2	1	0.1010	0.0255	0.0510	0.1510	15.65	<.0001
code_CompteDePOLICE	4	1	-0.5427	0.0496	-0.6399	-0.4455	119.71	<.0001
code_CompteDePOLICE	5	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.
code_TYPLIN	1	1	0.0853	0.0270	0.0323	0.1383	9.95	0.0016
code_TYPLIN	2	1	0.0779	0.0298	0.0195	0.1362	6.85	0.0089
code_TYPLIN	3	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.
code_MS	1	1	-0.1417	0.0225	-0.1857	-0.0976	39.68	<.0001
code_MS	2	1	-0.1811	0.0269	-0.2339	-0.1283	45.20	<.0001
code_MS	3	1	-0.0744	0.0472	-0.1669	0.0181	2.48	0.1150
code_MS	4	1	-0.0494	0.0697	-0.1859	0.0871	0.50	0.4783
code_MS	5	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.
Scale		1	1.4820	0.0141	1.4547	1.5098		

Tableau 37: résultats des estimations des frais moyens pour dentaire

Annexe 5 : analyse des résidus de la déviance :

1. Pour le poste hospitalisations :

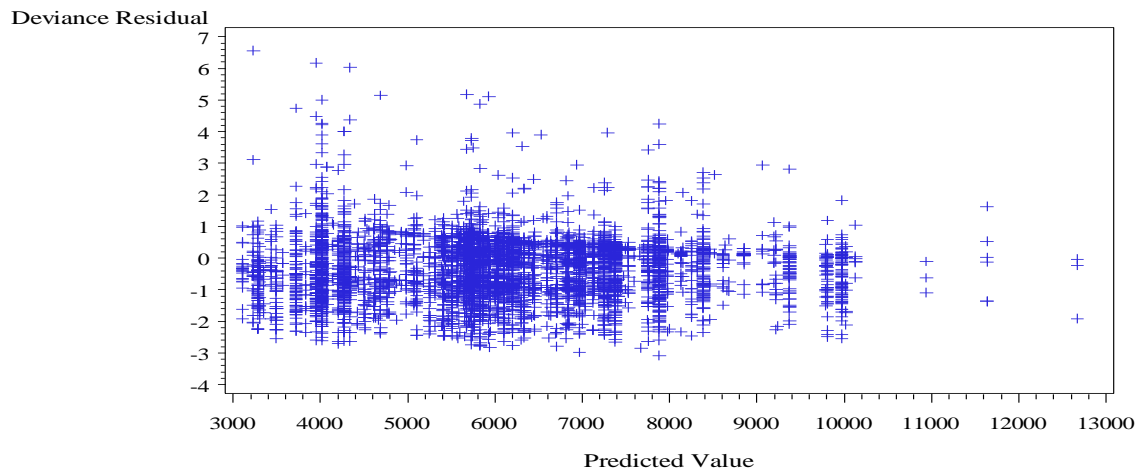


Figure 52: résidus du poste hospitalisations

2. Pour le poste médecine courante :

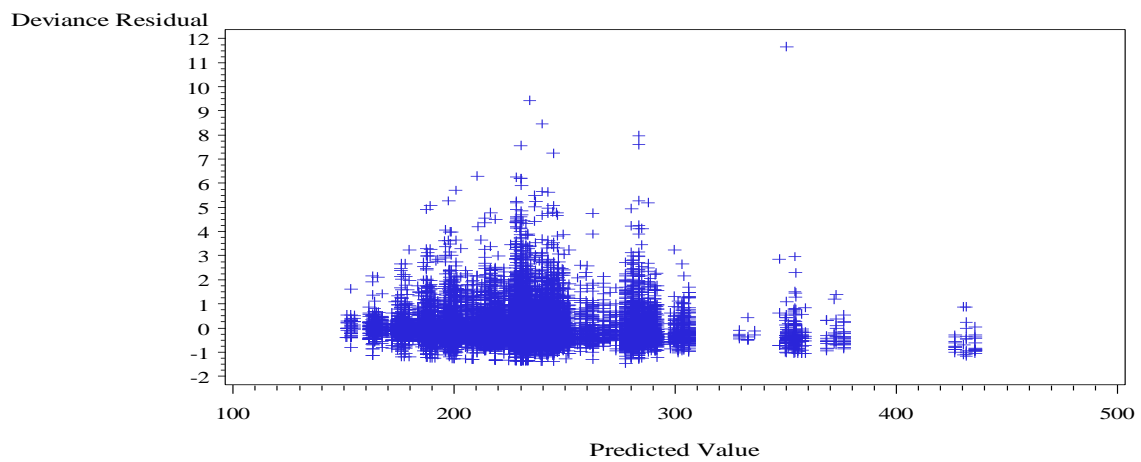


Figure 53: résidus du poste médecine courante

3. Pour le poste analyses et radios :

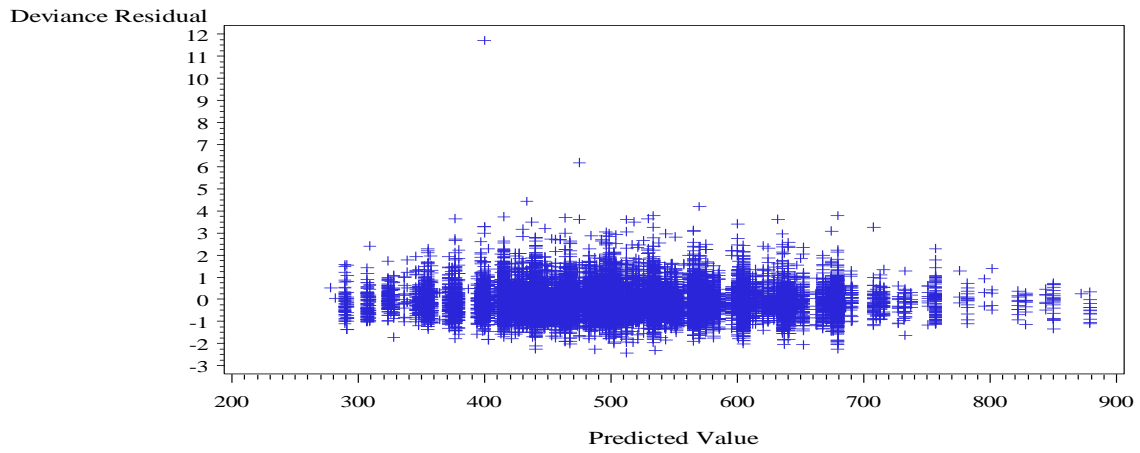


Figure 54: résidus du poste analyses et radios

4. Pour le poste dentaire :

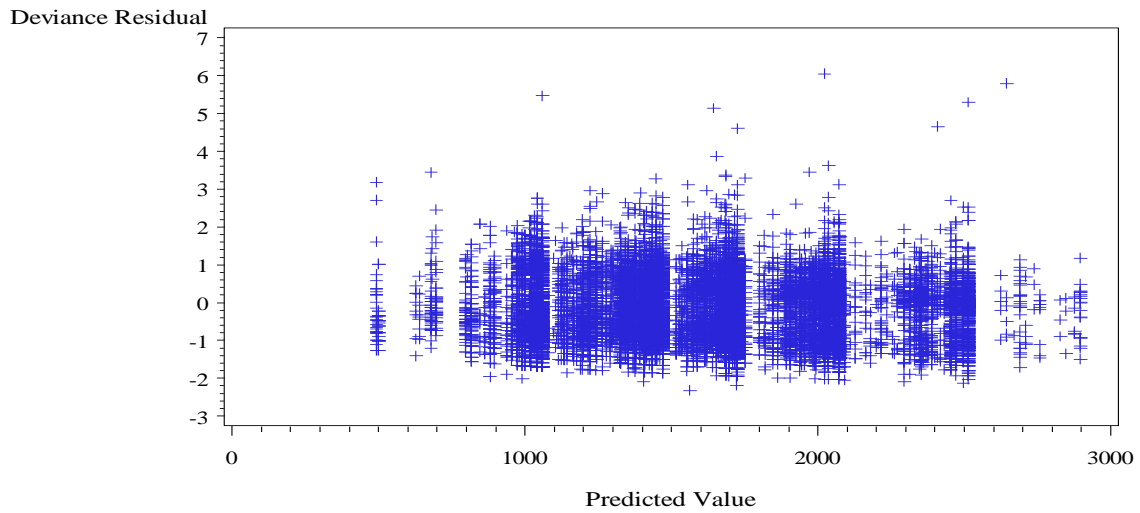


Figure 55: résidus du poste dentaire

5. *Pour le poste optique :*

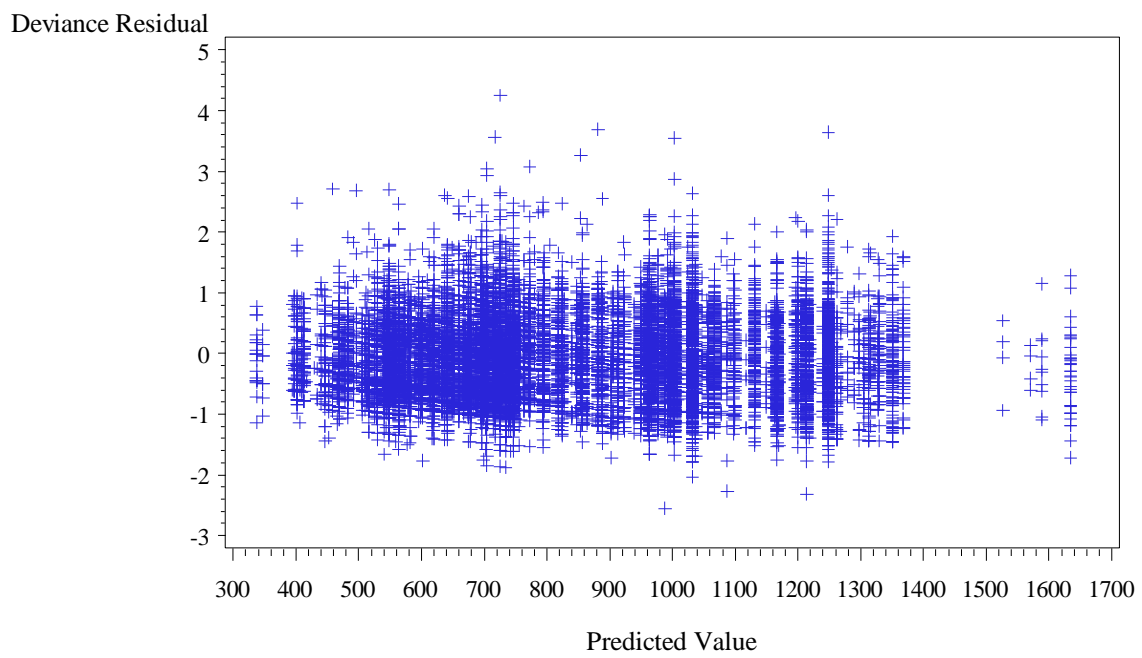


Figure 56: résidus du poste optique

