

**Mémoire présenté devant l'Université Paris Dauphine
pour l'obtention du diplôme du Master Actuariat
et l'admission à l'Institut des Actuaires**

Par : Manon VALDIGUIE

Titre: Mesure du risque d'anti-sélection en Assurance Santé Collective

Confidentialité : NON OUI (Durée : 1 an 2 ans)

Les signataires s'engagent à respecter la confidentialité indiquée ci-dessus

Membre présent du jury de l'Institut des Actuaires : Signature : Entreprise :

Nom : ACTUARIS

Signature : 

Membres présents du jury du Master Actuariat de Dauphine :

Directeur de mémoire en entreprise :

Nom : Anthony BAINVILLE

Signature : 

Autorisation de publication et de mise en ligne sur un site de diffusion de documents actuariels (après expiration de l'éventuel délai de confidentialité)

Secrétariat :

Signature du responsable entreprise :



Bibliothèque :

Signature du candidat :



Résumé

L'anti-sélection est une notion connue en assurance qui provient des déséquilibres du marché liés à l'asymétrie d'information entre assurés et assureurs. L'aléa moral et l'aversion au risque sont deux notions à rapprocher de l'anti-sélection. Il convient cependant de les distinguer. L'anti-sélection sélectionnée lors de l'étude comprendra également la situation d'aléa moral *ex post* (surconsommation de l'assuré postérieure au choix de son niveau d'assurance).

La théorie des contrats, notamment à l'aide des économistes Rothschild et Stiglitz, a tenté de déterminer un nouvel équilibre sous l'hypothèse d'asymétrie d'information, en considérant que le marché est divisé en deux catégories d'individus ayant des profils de risque opposés. Ces économistes ont montré que le seul équilibre possible en présence d'asymétrie d'information était séparateur, conduisant à des contrats différenciés selon les deux types de risques supposés présents dans le portefeuille.

Comment appliquer ce résultat au domaine de la santé collective ? L'étude sera réalisée sur des contrats de complémentaire santé d'entreprise. Ces contrats proposent une base à adhésion obligatoire, et des options facultatives. Les options facultatives révèlent le phénomène d'anti-sélection car elles permettent à l'assuré un choix sur son niveau de garantie. La base de données utilisée contient des informations par bénéficiaires et l'ensemble des remboursements ventilés par base et option.

L'objectif de ce mémoire est de proposer d'affiner la tarification de l'anti-sélection, par acte démographique, et niveau de garantie, à travers la construction d'un barème de coefficients de majoration des options et de minoration de la base, qui pourra s'adapter à toute tarification en fréquence-coût moyen.

Plusieurs modélisations seront réalisées acte par acte, à partir des modèles linéaires généralisés, en fréquence et en coût. Pour la modélisation de la variable « fréquence », les modèles proposés seront des modèles de Poisson et binomiale négative selon une éventuelle présence de surdispersion des sinistres sur l'acte. Une modélisation complémentaire des modèles sera proposée à travers les modèles zéro-inflatés qui prennent en compte la surreprésentation de zéros dans le portefeuille. Ces améliorations se révéleront très adéquates sur les actes d'optique et de dentaire. Pour la modélisation du coût des sinistres, les modèles proposés seront des log-normale et gamma.

La mise en pratique du barème obtenu permet d'étudier l'impact des coefficients modélisés sur une tarification avec des démographies types. Cette tarification, réalisée à l'aide du logiciel ADDACTIS PREVOYANCE OFFICE[®], a montré que l'anti-sélection s'exprime de façon très différente selon la démographie et les actes. L'anti-sélection n'est notamment révélée très prononcée sur les actes d'optique et de dentaire.

Mots clés: Anti-sélection, complémentaire santé, aléa moral, tarification, modèles linéaires généralisés, fréquence, coût moyen, prime pure

Abstract

Adverse selection is a well-known notion in insurance, which comes from imbalance of market related to asymmetry of information between policy holders and insurers. Moral hazard and risk aversion are two notions that need to be related to adverse selection. The line between those terms may be blurry but it is preferable to distinguish them. During the study, the adverse selection presently measured will contain an *ex post* moral hazard situation (over-consumption after the choice of insurance) .

The theory of contracts, with the help of the economists Rothschild and Stiglitz, has tried to determine a new balance under the hypothesis of information asymmetry, considering that the market is divided into two categories of individuals who have opposite risk profiles. These economists have shown that the only possible balance when it comes to information asymmetry was separative.

How to apply this result to the field of collective health insurance? The study will be carried on complementary health insurance contracts before the recent reform of "Contrat responsable". These contracts contain a mandatory base coverage, and optional choices of additional coverage, revealing adverse selection because they give to the policy holder a choice in terms of level of coverage. The database used contains information per beneficiary and total reimbursements broken down by base and option.

Therefore, the goal of this report is to offer a sharper pricing of adverse selection, through demography, health act and coverage level, and as well through the elaboration of a schedule of increase coefficients of options and reduction of the base, which will be able to adapt to any frequency x cost pricing.

Several different modelings will be conducted to each lines of coverage on a market basis, from linear generalized models, in frequency and cost. By frequency, the models offered will be models elaborated by Poisson and negative binomial according to the dispersion of claims on the line.

An improvement of models will be offered by the zero-inflated model, which takes into consideration the over-representation of zeros. These improvements will turn out to be very compatible on the optical and dental acts. In terms of medium costs, the Gamma and Log-normal laws will be compared.

The elaboration of an adverse selection scale has revealed, through its application to a pricing achieved using the ADDACTIS PREVOYANCE OFFICE[®] software, that adverse selection is visible in different ways according to coverage and demography. For instance, the adverse selection rate increases in a significant way with age, and considerably changes with the location, and the gender on certain acts, or even according to the social and professional categories. The adverse selection has proved to be very pronounced on the optical and dental coverage.

Key Words: Adverse selection, complementary health insurance, moral hazard, risk aversion, pricing, generalized linear models, frequency, average cost, pure premium

Remerciements

En premier lieu, je tiens à remercier Benjamin ROUSSEL, Directeur Prévoyance Santé, pour m'avoir accueillie au sein du pôle Prévoyance Santé d'ACTUARIS.

Je remercie plus particulièrement Fabien CHAILLOT, Manager du pôle Prévoyance Santé, pour le temps qu'il m'a consacré et pour ses conseils avisés.

Je tiens à exprimer toute ma reconnaissance à Anthony BAINVILLE, mon tuteur de mémoire au sein d'ACTUARIS. Je souhaite lui adresser mes plus sincères remerciements pour la disponibilité et la patience dont il a fait preuve, ainsi que pour l'aide et le soutien considérables qu'il m'a pu apporter tout au long de mon stage. Je le remercie sincèrement de la confiance qu'il a su m'accorder.

Je remercie également l'ensemble de mes collègues chez ACTUARIS, qui par leurs encouragements, leurs expériences et l'attention qu'ils ont pu porter à mon travail ont contribué tout à chacun à rendre cette expérience enrichissante, aussi bien du point de vue humain que technique.

Je remercie tout le corps enseignant de l'université Paris Dauphine, pour la qualité des enseignements qu'ils ont pu dispenser, et plus spécifiquement mon tuteur pédagogique Dylan POSSAMAÏ.

Tables des matières

Résumé	1
Abstract	3
Remerciements.....	5
Tables des matières	7
Introduction	9
Partie1 : L’anti-sélection en assurance santé collective	11
1.1 Comportement des assurés : anti-sélection, aléa moral et aversion au risque	11
1.1.1 Anti-sélection	11
1.1.2 Aléa moral	12
1.1.3 Aversion au risque	14
1.2 Enjeu économique (modélisation économique du phénomène et équilibre de RS).....	14
1.2.1 Théorie de la modélisation économique	14
1.2.2 Equilibre en situation d’information parfaite.....	16
1.2.3 Equilibre en situation d’information imparfaite	20
1.3 Enjeux sur le marché de l’assurance complémentaire santé	27
1.3.1 Généralités, différentes lois et réformes sur le marché de l’assurance complémentaire santé	27
1.3.2 Contrats obligatoires et facultatifs, contexte de l’étude	32
1.3.3 Objectif de l’étude.....	34
Partie 2 : Modélisation et tarification de l’anti-sélection.....	36
2.1 Analyse du profil de risque étudié	36
2.1.1 Présentation générale	36
2.1.2 Fiabilisation de la base (contrôles et retraitements réalisés)	40
2.1.3 Analyse descriptive globale	41
2.2 Approche générale.....	59
2.2.1 Méthode fréquence x coût pour tarifer.....	59
2.2.2 Que modélise-t-on ?.....	60
2.3 Modélisation de type GLM	63
2.3.1 Cadre théorique	63
2.3.2 Méthode de calibration et tests d’adéquation	66
2.4 Amélioration de la modélisation par des modèles à inflation de zéros	75

2.4.1 Cadre théorique	75
2.4.2 Pertinence du modèle à inflation de zéros par type d'acte : test de Vuong.....	76
2.4.3 Résultats statistiques	77
2.5 Construction d'un barème de coefficients d'anti-sélection à partir des modèles précédents par démographie et niveau de garantie	88
2.5.1 Construction d'un barème d'anti-sélection	88
2.5.2 Quelques exemples	91
Partie 3 : Etude d'un cas pratique : intégration des coefficients d'anti-sélection à une tarification classique	100
3.1 Tarification d'une garantie classique hors coefficients d'anti-sélection.....	100
3.1.1 Démographie tarifée	101
3.1.2 Garantie tarifée.....	102
3.1.3 Résultats de la tarification.....	102
3.2 Exemples d'intégration de coefficients d'anti-sélection sur quelques actes.....	104
3.2.1 Premier exemple : Verres Simples Adulte & Enfant.....	104
3.2.2 Deuxième exemple : Consultations Spécialistes	106
3.3 Tarification globale de la garantie avec intégration des coefficients d'anti-sélection	107
Conclusion.....	115
Bibliographie	116
Liste des tableaux et figures.....	117
Annexes	120

Introduction

L'anti-sélection désigne le phénomène d'asymétrie d'information en faveur de l'assuré, qui peut détenir une connaissance de son propre risque que l'assureur ignore.

Dès lors que chaque partie ne dispose pas du même niveau d'information à la souscription du contrat, l'assureur n'est pas en mesure de différencier les primes en fonction des risques. Ainsi, si le phénomène n'est pas pris en compte, les primes reflèteront une charge moyenne espérée de la démographie du portefeuille de l'assureur, et non pas le niveau de risque propre à chaque assuré qui pourrait être attendu en situation parfaite d'information. De plus, cela entraînera un transfert des mauvais risques vers les garanties les plus avantageuses.

Par exemple, en matière de santé, un assuré ayant recours à des actes de prothèses dentaires de façon régulière, anticipera des dépenses dentaires importantes à réaliser dans l'année et souscrira une assurance qui couvrira particulièrement ce type de frais. Ainsi, il versera une cotisation bien inférieure au montant des frais qu'il s'apprête à engager en dentaire.

L'anti-sélection est une notion omniprésente en assurance. Nous l'étudierons plus précisément dans le cadre de la Santé Collective. Dans ce domaine, l'anti-sélection se manifeste de la manière la plus significative lorsque les contrats proposent des options facultatives, avec une base à adhésion obligatoire, donnant ainsi un choix du niveau de garantie aux assurés. Dans ce cadre, le phénomène est systématiquement tarifé. La complexité de la mesure de l'impact du phénomène sur la sinistralité attendue rend cependant la tarification de l'anti-sélection délicate. Nous proposons dans cette étude d'affiner la mesure du risque d'anti-sélection, à l'aide d'une modélisation plus précise selon les actes, démographies et niveaux de garanties. En effet, en santé, l'anti-sélection se manifeste différemment selon les actes. Elle peut exister sur tous les actes de santé, mais avec un niveau très différent. Pour les consultations de généralistes, elle est présente, mais à un degré bien plus faible puisque les dépenses de reste à charge sont moins importantes. Elle varie également de façon significative selon la démographie. Enfin, les niveaux de garanties des contrats peuvent également expliquer le phénomène.

Tout l'enjeu de l'étude présentée ici est de tenter de mesurer le risque d'anti-sélection, et de le décliner selon les différents critères démographiques (sexe, âge, localisation, secteur d'activité ou catégorie socio-professionnelle). L'objectif de ce mémoire sera donc d'estimer un barème de coefficients d'anti-sélection, qui pourra s'adapter à une tarification en fréquence x coût. Il permettra ainsi de générer une modélisation plus fine, selon la démographie du portefeuille, les actes et niveaux de garanties proposés.

Dans un premier temps, nous fixerons les termes de notre étude et définirons l'anti-sélection telle que nous l'entendrons. Nous présenterons la modélisation économique de l'anti-sélection à travers le modèle de Rothschild-Stiglitz, et expliquerons l'enjeu de cette dernière sur le marché de l'assurance santé collective.

Ensuite, nous présenterons notre base de données, et nous réaliserons une modélisation de l'anti-sélection sur la base d'un portefeuille. La modélisation sera réalisée à l'aide des modèles linéaires généralisés, par une méthode fréquence x coût. Nous tenterons alors de mettre en place un barème de coefficients par typologie de démographie et de garanties, sous forme de coefficients multiplicateurs de la prime.

Enfin, nous mettrons en pratique notre barème de coefficients afin de tarifer un contrat. Nous mesurerons quantitativement l'impact des coefficients modélisés sur des contrats et des démographies types, ce qui permettra d'affiner les coefficients traditionnellement utilisés sur le marché.

Partie1 :

L'anti-sélection en assurance santé collective

1.1 Comportement des assurés : anti-sélection, aléa moral et aversion au risque

1.1.1 Anti-sélection

Le marché de l'assurance présente des déséquilibres liés à l'asymétrie d'information entre assurés et assureurs. Au moment de la souscription du contrat, chaque partie ne bénéficie pas du même niveau d'information dès lors que l'assuré ne partage pas avec l'assureur l'ensemble des informations dont il dispose. C'est ce que l'on appelle en Assurance la production à cycle inversé. L'anti-sélection, ou sélection adverse, désigne ce phénomène d'asymétrie d'information en faveur de l'assuré, qui détient a priori une connaissance sur son propre risque que l'assureur ignore.

En situation de parfaite symétrie d'information, les assureurs seraient en mesure de proposer des contrats complets et actuariels reflétant le niveau de risque de chaque individu, ou du moins de chaque catégorie.

Un contrat complet propose des indemnités couvrant l'intégralité du montant des sinistres.

La prime versée par l'assuré dans un contrat actuariel est égale à la prime pure, soit à l'espérance des sinistres. L'assureur ne réalise donc pas de profit sur un contrat actuariel.

Cependant, dès lors qu'il y a anti-sélection, l'assureur n'est plus en mesure de différencier les primes en fonction des risques : les primes souscrites reflèteront alors la charge moyenne espérée de sinistres des individus sur le contrat proposé. Pour des individus appelés « à bas risque », c'est-à-dire dont la charge moyenne des sinistres est inférieure à l'espérance de la charge du groupe d'assurés, la prime demandée leur apparaîtra particulièrement élevée par rapport à leur prime actuarielle, tandis qu'elle sera considérée comme relativement faible pour les assurés à « hauts risques », dont la charge moyenne sera supérieure à l'espérance de celle du groupe d'assurés.

En présence d'informations cachées sur les risques, les hauts risques apparaîtront donc plutôt demandeurs d'assurance, car ils bénéficient d'un tarif avantageux grâce aux bas risques qui ont souscrit le même contrat. En effet, si seuls les hauts risques étaient présents dans le contrat, la prime demandée serait bien plus élevée car reflèterait uniquement l'espérance de sinistralité de ces derniers. Il s'agit de « subventions croisées » entre les hauts et bas risques. Les bas risques, peuvent alors être conduits à être moins demandeur d'assurance, car la prime proposée par ce contrat reflète une espérance de sinistralité supérieure à la leur. Ils paient donc une prime trop élevée par rapport à leur risque.

Cette situation correspond à un mécanisme général mis en évidence par George Akerlof. La présence d'une information cachée détenue par certains acteurs sur le marché (ici les assurés) peut conduire à une réduction des échanges, des transactions mutuellement avantageuses n'ayant pas

lieu (un contrat regroupant plusieurs profils de risques ne peut pas s'avérer être plus avantageux pour chaque profil de risque que s'ils l'avaient souscrit de façon séparée).

Dans le cas de l'assurance, c'est l'impossibilité de se faire reconnaître comme faible risque qui conduit les individus en question à demander moins d'assurance que si une tarification actuarielle, reflétant leur vrai risque, leur était appliquée.

Le modèle de Rothschild et Stiglitz (1976), puis les développements de l'économie des contrats montreront que cette situation d'asymétrie d'information révèle empiriquement un lien entre le niveau d'assurance et le niveau de risque.

Appliquées au domaine de la santé, les informations privées que détient l'assuré sont par exemple son état de santé, ses dépenses médicales antérieures, éventuellement ses dépenses anticipées. Il peut ainsi choisir stratégiquement son niveau de couverture.

Ainsi, les assurés peuvent mieux se situer face à leur risque que les assureurs, qui ne peuvent de surcroît demander à différencier les tarifs ni exiger de bilan de santé concernant leurs assurés. Les économistes ont alors remarqué qu'on se trouvait en situation d'anti-sélection dans la mesure où les assurés ne souscriront pas au contrat proposé s'ils estiment que leur risque est inférieur au risque moyen, référence du contrat, les assureurs ne pouvant pas distinguer les « bons » risques des « mauvais ». L'assureur couvrira alors *« un grand nombre d'agents hétérogènes dans leurs probabilités de subir un sinistre. [Il] propose un prix unique qui reflète la probabilité moyenne de perte de l'agent représentatif de cette économie... et il devient inintéressant pour les agents dont la probabilité de subir un accident est faible de s'assurer. Il s'opère donc un phénomène de sélection par les prix et on dit qu'elle est adverse car ce sont les mauvais agents qui demeurent »*. (Chassagnon, 1996).

Rothschild et Stiglitz ont également montré, comme nous le détaillerons ultérieurement, que cette situation pouvait conduire à un équilibre dit « séparateur », qui indiquerait à l'assureur le niveau de risque de chacun de ses assurés. En effet, si l'assureur propose une gamme de contrats différenciés, certains remboursant mieux, moyennant des primes plus élevées, et d'autres moins bien, avec des primes plus faibles, les assurés ayant un faible risque santé choisiront le contrat avec le niveau de garantie le plus faible et les autres choisiront un niveau de garantie plus élevé. Ainsi, nous retrouvons l'idée de corrélation positive entre niveau d'assurance et niveau de dépenses en soins de santé.

1.1.2 Aléa moral

L'aléa moral, en économie de l'assurance, désigne une situation où l'assureur ne peut anticiper certaines actions entreprises par l'assuré, qui peuvent conduire à une aggravation du risque. Il n'est pas possible pour l'assureur d'inclure une éventuelle condition sur l'effort fourni par l'assuré dans la clause du contrat, dans la mesure où cet effort est inobservable et, ainsi, non quantifiable. Dans le cadre de l'assurance santé, nous pouvons distinguer deux catégories d'aléa moral : l'aléa moral *ex ante* et l'aléa moral *ex post*.

Aléa moral Ex Ante

On parle d'aléa moral *ex ante* lorsqu'une personne qui sait qu'elle dispose d'un niveau de garantie élevé, va adopter des comportements pouvant augmenter la probabilité de survenance, d'une maladie dans notre cas. Cette forme d'aléa moral n'influe pas sur la probabilité de consommer, mais sur la probabilité d'augmenter l'occurrence d'une aggravation de l'état de santé de l'assuré. Changer son hygiène de vie, réduire son effort de prévention sachant que l'on est bien assuré, peuvent être des comportements à risque pour l'assureur, synonymes d'aléa moral *ex ante*. Cependant, en assurance santé, cette source d'aléa moral reste limitée, étant donné qu'elle peut conduire à une dégradation de l'état de santé de l'assuré.

Aléa moral Ex Post

L'aléa moral *ex post*, lui, est bien plus fréquent en assurance santé. Il s'agit d'une situation où une personne, sachant qu'elle dispose d'un niveau de garantie élevé, va avoir tendance à avoir plus de dépenses de santé, ce qui conduit à une aggravation du risque pour l'assureur. En effet, une fois le problème de santé déclaré, si l'assuré sait qu'il sera remboursé quels que soient les soins choisis, il sera moins regardant sur son montant de dépenses de santé.

Il est également important de noter que, dans la relation à trois remarquable en assurance santé (assuré-médecin-assureur), la surconsommation n'est pas forcément initiée par l'assuré. En effet, le producteur de soins peut également présenter un risque moral s'il ne limite pas la quantité de soins qu'il prescrit. C'est donc souvent le médecin qui réalise les choix thérapeutiques de l'assuré, le conduisant en situation d'aléa moral. Cependant, certains actes de santé comportent empiriquement des fortes proportions d'aléa moral *ex post* de la part de l'assuré, comme notamment l'optique ou le dentaire.

Que l'aléa moral vienne du médecin ou de l'assuré, il a des conséquences sur la corrélation entre niveau d'assurance et niveau de dépenses, un meilleur niveau d'assurance conduira à une multiplication des dépenses de santé, sachant qu'il est difficile pour l'assureur de contrôler la nécessité du recours aux soins des assurés, ni le coût associé.

De plus, il est important de noter, et nous y reviendrons plus tard, qu'en assurance santé, la frontière entre l'aléa moral et l'anti-sélection peut se révéler floue, les deux phénomènes pouvant se confondre.

Prenons pour illustrer ce propos l'exemple de deux assurés ayant des niveaux d'assurance différents, celui ayant le meilleur niveau de garantie a une probabilité plus forte de consommer avec un coût plus élevé.

On parlera d'anti-sélection si cette différence vient d'une caractéristique privée de l'assuré, inobservable par l'assureur ou entre les deux individus. En revanche, si c'est l'augmentation de la couverture en assurance qui a induit un changement dans le comportement de l'assuré sur la consommation en soins de santé, il s'agira d'aléa moral.

Cette différence de comportement est significative, mais il est difficile pour l'assureur de déterminer si, pour un niveau de garantie élevé en corrélation avec un niveau de dépenses élevé, il s'agit d'anti-sélection, ou bien d'aléa moral.

1.1.3 Aversion au risque

Il nous paraît nécessaire d'introduire une troisième notion, celle d'aversion au risque. Elle intervient soit lorsqu'une personne est prête à transférer un risque qu'elle ne souhaite pas encourir à un tiers, moyennant une rémunération, soit lorsqu'elle refusera toute action dont elle estime que le risque couru est excessif. Cette notion a pour intérêt de prendre en considération la part subjective des acteurs. Ils peuvent hésiter voire refuser une prise de risque.

Un investisseur averse au risque choisira par exemple plutôt d'investir dans des valeurs à faible rendement financier car le risque de perte est faible, même si le risque de rendement l'est également.

Appliquée au domaine de la santé, l'aversion au risque pourrait conduire les assureurs à se tromper sur l'information concernant leurs assurés révélée à partir de leur choix d'assurance. En effet, le choix d'une grande quantité d'assurance peut amener l'assureur à penser que l'assuré possède un profil de risque élevé, alors qu'il peut uniquement s'agir d'aversion au risque, et que les dépenses futures ne seront pas forcément corrélées à un niveau d'assurance élevé. Peu d'aversion au risque est en général retenue en assurance santé. En effet, une corrélation positive entre le niveau de dépenses et la souscription d'assurance a été empiriquement relevée, ce qui signifie que le cas où l'assuré est très demandeur d'assurance par aversion au risque, sans nécessairement consommer par la suite, est rare.

1.2 Enjeu économique (modélisation économique du phénomène et équilibre de RS)

1.2.1 Théorie de la modélisation économique

Définition de l'enjeu, économie du contrat

De nombreux économistes du contrat sont partis du constat que la présence d'asymétrie d'information pouvait conduire à des perturbations sur le marché de l'assurance. Leurs travaux ont consisté à essayer de déterminer un nouvel équilibre sous l'hypothèse d'asymétrie d'information.

En situation de parfaite symétrie d'information, l'assureur propose à chacun de ses assurés ou souscripteur un tarif et un niveau de garantie reflétant exactement son profil de risque.

Or, cette hypothèse est difficilement envisageable dans le contexte de la complémentaire santé, une entreprise n'étant pas autorisée à demander à ses salariés un bilan de santé.

Nous partons alors de l'hypothèse selon laquelle l'assureur ne peut pas avoir accès à tout ou partie de l'information dont l'individu dispose sur lui-même. Cette hypothèse a conduit à la théorie des contrats, dont les principaux auteurs sont Rothschild et Stiglitz.

Le premier économiste à avoir constaté une asymétrie d'information sur le marché de l'assurance est Akerlof en 1970. Afin de montrer les limites de la théorie du modèle néoclassique de concurrence pure et parfaite, il étudie le marché des voitures d'occasion, dans lequel il constate une

asymétrie d'information de la part du vendeur, qui connaît mieux l'état et l'exacte qualité des voitures que l'acheteur potentiel. En effet, les acheteurs, ne pouvant pas connaître la valeur des voitures qu'ils s'approprient à acheter, ne peuvent distinguer les mauvaises affaires des bonnes. Ainsi, ils exigent un prix inférieur pour accepter la vente, puisqu'ils savent qu'ils sont susceptibles de tomber sur une voiture de mauvaise qualité.

Le prix du marché des voitures d'occasion baisse, ce qui crée un phénomène de sélection adverse : les propriétaires de voitures d'occasion de qualité renonceront à vendre à un prix rabaisé, et quitteront le marché, le prix du marché ne correspondant pas à la qualité de leurs voitures. La situation tend à ce qu'on ne retrouve plus sur le marché que des mauvais profils de risque.

L'établissement d'un prix moyen n'apparaît donc pas être la solution adéquate lorsque l'on est en présence d'asymétrie d'information, car cela conduit à la sortie du marché des bons profils de risque. Les économistes se sont alors posé la question d'un équilibre « séparateur », qui pourrait être obtenu avec une différenciation des contrats, et les économistes Rothschild et Stiglitz ont montré en 1970 que cet équilibre était envisageable.

Hypothèses du modèle

Nous allons alors expliciter ce modèle, appliqué au domaine de la santé. Après avoir défini les hypothèses du modèle des deux économistes, nous montrerons en premier lieu quel est l'équilibre en situation d'information parfaite, puis en présence d'asymétrie d'information.

Définissons tout d'abord les hypothèses du modèle.

La première caractéristique des modèles étudiant l'anti-sélection est celle de la division de la population en deux sous-catégories. On distingue alors dans cet univers les individus à haut risque, de type H, et ceux de faible risque, de type B. Sont considérés comme « hauts risques » les individus qui ont une plus grande probabilité d'avoir des dépenses de santé élevées, ou de tomber plus souvent malade. Ils ont une probabilité π_H de tomber malade et représentent une part α de la population. Les individus à faible risque ont une probabilité π_B de tomber malade et représentent (1- α) de la population, avec $0 < \pi_B < \pi_H < 1$.

La probabilité moyenne de réalisation de l'évènement « contracter une maladie » est donc donnée par :

$$\pi_m = \alpha \pi_H + (1 - \alpha) \pi_B$$

Ainsi, le marché est divisé en deux « états du monde », parmi lesquels vont se positionner les agents, cherchant à stabiliser leur richesse par aversion au risque. On suppose de plus que la maladie est modélisée comme une perte aléatoire monétaire encourue par les individus égale à L (coût du traitement en cas de maladie : frais de santé, mais également la perte due à l'interruption de l'activité professionnelle).

Rothschild et Stiglitz ont débuté leur étude à partir de l'hypothèse d'un marché de concurrence parfaite, où chaque organisme peut proposer à tout individu plusieurs contrats de type $C^j = (P^j, I^j)$ où P^j représente la prime assurantielle que doit payer l'individu qui souhaite s'assurer, et I^j

l'indemnité qui lui sera versée en cas de maladie. On suppose de plus que les individus possèdent une richesse initiale égale à w_0 .

Une autre hypothèse concerne la nature du risque : seules certaines maladies seront retenues dans le modèle, qui peuvent être soignées par des recours dont le prix est connu de façon certaine. Les individus auront des probabilités différentes de contracter les maladies modélisées, par exemple en raison de facteurs génétiques ou environnementaux. Cette hypothèse paraît en premier lieu réfutable, une assurance santé couvrant l'ensemble des risques, et non un certain nombre de maladie, mais on supposera ici qu'il existe un nombre recensable de dommages qu'est susceptible d'encourir chaque individu, à chaque instant donné, avec une probabilité plus ou moins élevée, selon des facteurs exogènes, avec un niveau de richesse initiale identique.

1.2.2 Equilibre en situation d'information parfaite

L'hypothèse est ici que les assureurs sont parfaitement au courant du niveau de risque de chacun de leurs assurés. Ils peuvent alors proposer deux types de contrats, adaptés au profil de risque de chacun :

- Un contrat C^H pour les hauts risques, tel que $C^H = (P^H = \pi_H * I_H, I_H=L)$
- Un contrat C^B pour les bas risques, tel que $C^B = (P^B = \pi_B * I_B, I_B=L)$

La couverture de ces contrats est donc complète, à savoir que l'indemnité versée correspond exactement à la perte subie par l'assuré, et la prime assurantielle est la prime pure, à savoir l'espérance des pertes sur chaque type de contrat. L'assureur ne fait donc ni profit ni perte sur chacun des contrats.

De façon générale, le profit réalisé par l'assureur, pour un segment i (un certain profil de risque) du marché, sera égal, sur un type de contrat i donné, à :

$$\begin{aligned} \Pi_i &= \text{profit réalisé si l'assuré tombe malade} * \text{probabilité qu'il tombe malade} \\ &\quad + \text{profit réalisé si l'assuré ne tombe pas malade} * \text{probabilité associée} \end{aligned}$$

$$= \pi_i * (P_i - I_i) + (1 - \pi_i) * (P_i - 0)$$

$$\begin{aligned} \Pi_i &= [\pi_i + (1 - \pi_i)] * P_i - [\pi_i * I_i + (1 - \pi_i) * 0] \\ &= P_i - \pi_i * I_i \end{aligned}$$

Nous pouvons en déduire que le profit réalisé est nul si et seulement si la prime assurantielle P^i est égale à la probabilité de survenance d'une maladie, multipliée par l'indemnité versée en cas de maladie, à savoir l'espérance de la perte pour l'assureur.

Notion d'espérance d'utilité et courbes d'indifférence

Il convient dès lors d'introduire la notion d'utilité espérée et de courbe d'indifférence, très utilisées en théorie de la décision.

Un agent va fonder son critère d'évaluation du choix sur l'espérance des utilités qu'il ressent, notée $u(x)$, pour un certain revenu x . Cette fonction mesure ce qu'un agent est prêt à payer pour couvrir son risque, à savoir la prime de risque, et est égale à la différence entre l'espérance du gain si l'agent s'assure, et l'équivalent certain de la loterie (notion subjective selon chaque agent).

Les courbes d'indifférence permettent de représenter les préférences d'un individu lorsqu'il a le choix entre plusieurs paniers de biens disponibles, caractérisés par la nature des biens qu'ils contiennent et leur quantité. Ici les choix sont de s'assurer ou non.

La richesse d'un agent lorsqu'il est en bonne santé est notée w_s et w_M lorsqu'il est atteint d'une maladie. L'espérance d'utilité est alors définie par :

$$E(U_i) = pi * u(w_M) + (1 - pi) * u(w_s)$$

Nous considérerons pour toute la suite de l'étude que les assurés sont averses au risque. Une proposition a été démontrée, selon laquelle un agent présente de l'aversion pour le risque si et seulement si sa fonction d'utilité u est concave.

Situation initiale dans le cadre d'information parfaite

Nous allons illustrer ces propos à l'aide d'un graphique, la figure 1, qui représente la situation initiale dans le cadre d'information parfaite.

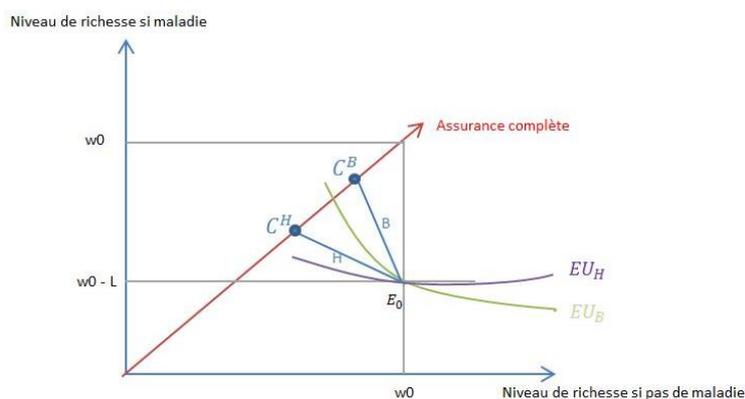


Figure 1 - Situation d'information parfaite

En abscisse est indiqué le niveau de richesse de l'agent s'il n'est pas tombé malade, et en ordonnée celui s'il l'a été, avec donc éventuellement une perte monétaire encourue égale à L si l'agent n'a pas souscrit l'assurance.

Le point E_0 représente la situation initiale pour chaque agent, sans assurance, avec une richesse initiale w_0 et une perte L en cas de maladie.

Les courbes EU_H en violet et EU_B en vert sont les courbes d'espérance d'utilité des agents, appelées également courbes d'indifférence au risque.

Si le contrat proposé est sur le graphique au-dessus de la courbe de l'utilité d'un agent, il choisira de s'assurer, l'assurance devenant avantageuse. Dans le cas contraire, il ne s'assurera pas, l'assurance devenant trop coûteuse. Si le contrat est situé sur la courbe, l'agent sera indifférent au risque et n'aura pas de préférence entre s'assurer ou non.

L'assurance permet donc de transférer de la richesse entre les individus entre les différents états du monde, à savoir l'état « malade » et « en bonne santé ». Les individus choisissent de s'assurer ou non, et déterminent également le niveau d'assurance dont ils souhaitent bénéficier, afin de maximiser leur richesse.

Nous allons définir plusieurs notions, qui seront utiles à notre étude, et appuyer notre raisonnement à l'aide de graphiques.

- Taux marginal de substitution

Tout d'abord, le *taux marginal de substitution* correspond, en valeur absolue, au montant de richesse que l'agent doit détenir en état de santé pour compenser une perte égale à 1€ s'il est en état de maladie. Autrement dit, c'est le taux auquel il est prêt à échanger un bien contre un autre, à savoir choisir de s'assurer ou non. Il se situe entre l'état où le risque de maladie ne s'est pas avéré et celui où il a eu lieu et s'obtient lorsque la différentielle de la fonction d'espérance d'utilité est nulle. En effet, ce taux est obtenu afin de maintenir inchangée l'utilité espérée, il annule donc la dérivée de cette dernière.

En différenciant la fonction d'utilité :

$$dEU_i = \pi_i * u'(w_M) * dw_M + (1 - \pi_i) * u'(w_S) * dw_S$$

qui s'annule donc lorsque :

$$\frac{dw_M}{dw_S} = - \frac{1 - \pi_i}{\pi_i} \frac{u'(w_S)}{u'(w_M)}$$

On remarque qu'en E_0 , point initial, la courbe des hauts risques est plus aplatie que celle des bas risques. Ceci s'explique par la différence de probabilité d'occurrence de la maladie, à condition que les deux types d'agents aient la même fonction d'utilité. En effet, un contrat sera plus facilement au-dessus de la courbe d'indifférence des hauts risques, leur probabilité de survenance étant plus élevée. Ainsi, en valeur absolue, le taux marginal de substitution des agents ayant un risque élevé sera plus faible (car $x \rightarrow (1-x)/x$ est décroissante).

- Droite de couverture totale

La droite $x \rightarrow x$ est la droite de *couverture totale*, à savoir celle sur laquelle l'assuré recevra une indemnité exactement égale à la perte subie.

- Droites actuarielles

Les contrats situés sur les deux segments en bleu, appelées *droites actuarielles*, sont les contrats actuariellement équitables, c'est-à-dire que l'assureur ne fait pas de profit sur ces contrats, la prime d'assurance étant exactement égale à l'espérance de survenance du sinistre. Sur ces contrats, l'assuré paye une prime d'assurance égale à $P^i = \pi_i * I^i$, et reçoit en cas de maladie de la part de l'assureur un montant égal à I^i . Il est donc confronté à deux situations : s'il tombe malade, il recevra un montant (net de la prime versée) égal à $I^i - P^i = (1 - \pi_i) * I^i$, et s'il ne tombe pas malade, il ne recevra pas d'indemnité, et perdra un montant égal à la prime d'assurance $P^i = \pi_i * I^i$.

Ainsi, si l'assuré a versé un euro comme prime, on a $1 = \pi_i * I^i$, et il peut espérer recevoir $I^i - 1 = 1/\pi_i - 1 = \frac{1 - \pi_i}{\pi_i}$ euros de la part de l'assureur s'il tombe malade. Les droites actuarielles sont définies de la sorte et ont donc pour pente respectivement $\frac{1 - \pi_B}{\pi_B}$ et $\frac{1 - \pi_H}{\pi_H}$ pour les bas et hauts risques.

Selon la convention fixée par les économistes, ces deux droites partent du point initial E_0 , point en lequel l'indemnité versée pour les deux types d'assurés est nulle. A droite de ce point, on serait en situation où l'on transférerait de la richesse de l'état de maladie à l'état de santé. Les droites actuarielles sont conventionnellement arrêtées lorsqu'elles croisent la droite de couverture totale. En effet, aucun contrat n'est proposé à gauche de la bissectrice car un tel contrat correspondrait à un remboursement en cas de maladie qui donnerait lieu à une richesse supérieure à celle initiale en cas de bonne santé.

Equilibre en situation d'information parfaite

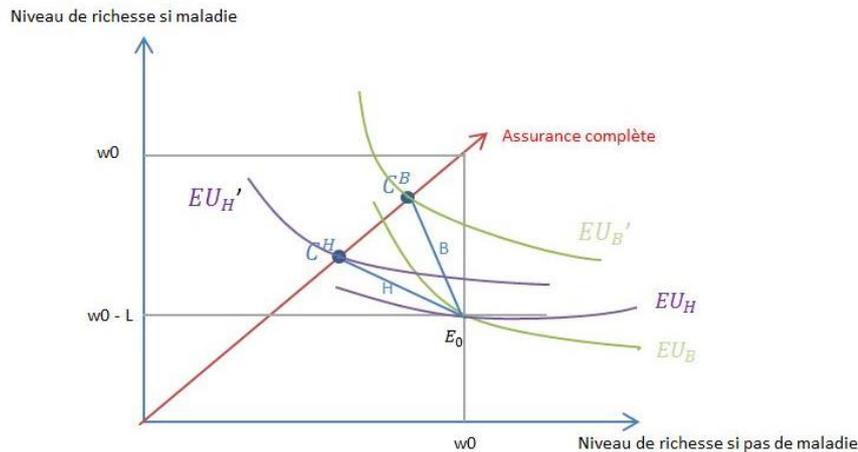


Figure 2 - Equilibre en situation d'information parfaite

Nous voyons à l'aide de la figure 2 qu'en situation d'information et de concurrence parfaite, l'équilibre est obtenu pour les contrats C_H pour les hauts risques et C_B pour les bas risques, aux croisements entre les courbes d'assurance totale et de leur droite actuarielle. En ce point, la courbe d'indifférence de l'individu de type H, EU_H' , ou B, EU_B' , est tangente à la droite actuarielle. Chaque individu maximise donc son utilité, obtient une couverture complète, et les prix sont actuariels. On peut en effet remarquer que si un autre contrat actuariellement équitable est proposé, aucun individu ne le choisira car il sera en dessous de l'espérance d'utilité proposée par le contrat C_H ou C_B .

Chaque individu paye une prime $P^i = \pi_i * l^i$, et son niveau de richesse est identique s'il se trouve dans un état du monde ou l'autre. En effet, quel que soit le type d'individu i , il possèdera une richesse égale à $w_0 - P^i$ s'il ne tombe pas malade (richesse initiale nette de la prime payée) et $w_0 - L + L - P^i = w_0 - P^i$ s'il tombe malade.

Il a finalement été démontré qu'en situation d'information parfaite, un équilibre existe, et il est stable, puisque chaque type d'agent maximise son utilité, dispose d'une assurance complète et l'assureur ne réalise pas de profit. L'équilibre est atteint si l'hypothèse d'aversion au risque est réalisée. Cette hypothèse implique que les agents seraient prêts à payer une prime égale en moyenne à leur probabilité de dommage afin de disposer d'une couverture complète couvrant l'intégralité de leurs sinistres.

1.2.3 Equilibre en situation d'information imparfaite

Un équilibre mélangeant (pooling) avec contrat moyen unique n'est pas possible

Nous nous plaçons dès lors en situation d'un marché avec asymétrie d'information, à savoir que l'assureur n'a pas accès à certaines informations privées détenues par ses assurés.

La première intuition consiste à émettre un contrat moyen pour tous les contrats (contrat « pooling »), qui propose une prime moyenne et identique pour tous et indemnise les assurés de la même manière.

Rappelons tout d'abord l'hypothèse de concurrence pure et parfaite dans laquelle les économistes se situent, qui suppose un profit nul de la part de l'assureur. La prime versée doit donc être égale à l'espérance moyenne de la somme à verser aux assurés en cas de maladie, soit la prime pure.

Supposons que les assureurs proposent un contrat moyen $C^m = (P^m, I^m)$. L'espérance moyenne de l'indemnité à verser par l'assureur à l'assuré en cas de sinistre est égale à $(\alpha p_H + (1-\alpha) p_B) \times I^m$, ce qui est donc la valeur de la prime pure pour le contrat moyen et donne une espérance de profit nulle pour l'assureur, et où l'indemnité est une moyenne versée à tous les assurés avec le même montant.

Nous avons représenté sur le graphique 3 ci-dessous le contrat moyen proposé C^M , placé à l'intersection de la droite actuarielle moyenne et de la bissectrice d'assurance complète.

La droite actuarielle moyenne est la « moyenne pondérée » des droites actuarielles pour les hauts risques, et pour les bas risques. La pente de cette droite est donc égale à $-\frac{\alpha \pi_H + (1-\alpha) \pi_B}{1 - (\alpha \pi_H + (1-\alpha) \pi_B)}$.

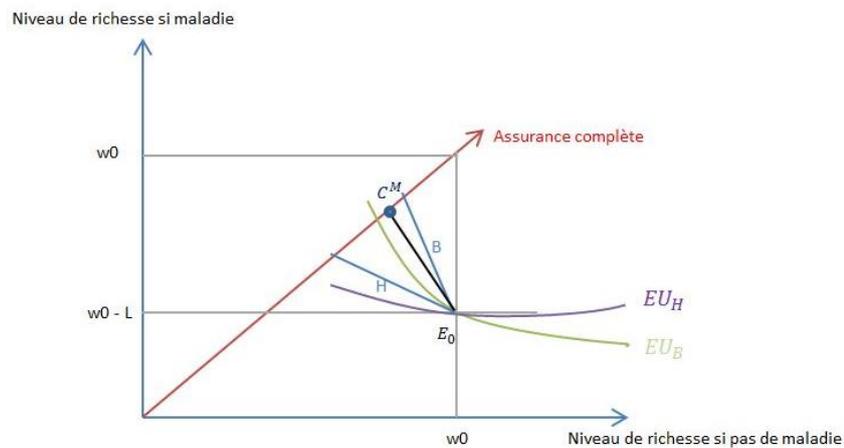


Figure 3 - Proposition d'un contrat moyen

Nous remarquons que ce contrat permet à l'assureur de réaliser du profit sur les bons risques, et d'en perdre sur les mauvais. En effet, on a $P^B < P^M < P^H$, la prime d'assurance payée (car la prime actuarielle est égale à la probabilité de sinistre multipliée par l'indemnité versée, et ici l'assurance est supposée complète). Les bas risques n'auront donc pas intérêt à choisir ce contrat, trop coûteux par rapport à leur profil de risque.

Montrons alors que le contrat moyen ne peut pas être un équilibre. Pour cela, les espérances d'utilité des hauts et bas risques sur le contrat moyen proposé ont été tracées sur ce même graphique (figure 4).

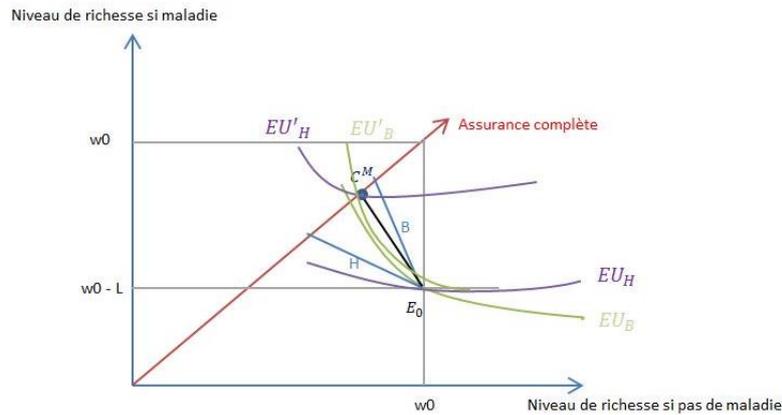


Figure 4 - Le contrat moyen en situation d'information imparfaite n'est pas un équilibre

Nous remarquons alors un phénomène d'écrémage : il existe des contrats, non stables, qui viennent saboter cet équilibre. En effet, les contrats situés en haut de la droite actuarielle moyenne sont au-dessus de la courbe d'indifférence EU_B (car les risques H et B ont des courbes d'indifférences possédant des pentes relatives différentes, de par leur probabilité de sinistralité différente). Les agents possédant un faible risque choisiront donc de souscrire les contrats proposés sur la droite actuarielle moyenne, avec une couverture partielle (une indemnité inférieure à la perte), et associée à une prime assurantielle inférieure à P^M .

Les contrats proposés sur la droite actuarielle moyenne, ou bien représentés par une croix rouge viendront donc saboter l'équilibre initial, qui est alors instable (un contrat qui serait situé entre la courbe d'indifférence EU_B' et la droite actuarielle moyenne serait également préférable pour les bas risques par rapport à C^M). En effet, un agent à bas risque préférera choisir un contrat moins cher et moins couvrant, étant donnée sa faible probabilité de sinistralité. En revanche, les hauts risques préféreront payer une prime d'assurance plus élevée, et être totalement couverts.

L'assureur proposant un nouveau contrat représenté par la croix rouge sur la figure 4 (ou bien un contrat identique sur la droite actuarielle moyenne) attirera uniquement les faibles risques. Ce nouvel assureur fera du profit car il aura dans son portefeuille uniquement les bas risques, qui ont une probabilité de tomber malade faible. Cet assureur aura donc peu de dépenses, la prime de risque étant calculée en supposant qu'une part α de hauts risques est présente dans le portefeuille de sorte à compenser les pertes réalisées sur les hauts risques avec leur proportion de bas risques. A l'inverse, les assureurs qui continuent à proposer le contrat moyen réaliseront des pertes puisqu'ils n'attireront plus que les mauvais risques. S'ils veulent rester en activité, ces assureurs devraient augmenter la prime assurantielle proposée aux assurés, ce qui renforcera le phénomène du départ des bas risques vers les contrats concurrents. Les assureurs qui continueront à proposer le contrat moyen vont probablement tendre à la situation de faillite, les économistes appellent ce phénomène la « spirale de la mort » (*Death Spiral*).

Nous avons alors montré que le contrat moyen et unique, où les assurés ayant un faible et un haut risque, moyennant la même prime, bénéficient d'une assurance complète, n'est pas un équilibre. Le phénomène d'anti-sélection apparaît alors, car les assureurs ne sont pas en mesure de différencier à priori les hauts des bas risques.

Nous remarquons qu'il y a anti-sélection uniquement si les assurés disposent d'une information sur leur état de santé, afin de se positionner par rapport aux contrats proposés (payer plus et bénéficier d'une assurance complète, ou bien payer une prime assurantielle plus faible, et être moins bien assuré).

L'assureur ne pouvant pas avoir de stratégie discriminatoire et n'étant pas capable de distinguer à vue d'œil les bons des mauvais risques, on aboutit à une séparation des contrats.

Equilibre séparateur : Equilibre de Rothschild et Stiglitz

Rothschild et Stiglitz ont montré en 1976 que si les assureurs offrent des couples de contrats différenciés, de par la quantité d'assurance proposée, les assurés, conscients de leur risque, vont d'eux-mêmes se positionner sur un contrat ou sur l'autre, et révéleront leur niveau de risque. De cette situation, un équilibre peut émerger.

Nous noterons par la suite cet équilibre « équilibre de RS », que nous définirons de la façon suivante : *« un ensemble de contrats définis en deux dimensions (prix, quantité) tel que, lorsque les différentes catégories de consommateurs choisissent un contrat particulier de façon à maximiser leur utilité, chaque contrat réalise un profit positif et il n'existe pas d'autre contrat en dehors de cet équilibre qui, s'il était offert, réaliserait un profit ».*

La première condition de la constitution de l'équilibre est que les hauts risques ne choisissent pas le contrat des bas risques. On dit que les contrats sont « *incentive-compatible* », c'est-à-dire qu'un agent de haut risque ne doit avoir aucun intérêt à prétendre être de type bas risque afin de bénéficier de son contrat. De plus, si un autre contrat est proposé, alors nécessairement il ne réalisera pas de profit.

Les assureurs se voient donc proposer plusieurs contrats différents de façon à ce que les assurés s'« auto-sélectionnent » par rapport à leur niveau de risque. La seconde condition que doit comporter ces contrats est qu'ils doivent être actuariellement équitables. En effet, s'ils ne le sont pas, un autre assureur proposera un contrat où il réalisera moins de profit, l'équilibre ne sera donc rompu et la situation tendra vers des contrats actuariels.

L'équilibre ne peut donc pas être constitué si l'assureur réalise un profit. La prime assurantielle doit donc être : $P^i = \pi_i I^i$, pour $i=H,B$.

Ensuite, pour que les assurés se positionnent de la bonne manière par rapport à leur risque, il faut que la condition suivante soit vérifiée :

$$EU^H(C^H) \geq EU^H(C^B) \text{ et } EU^B(C^B) \geq EU^B(C^H)$$

$$\text{Or, } EU^i(C^i) = \pi^i u(W_0 - P^i - L + I^i) + (1 - \pi^i) u(W_0 - P^i)$$

Donc il faut que :

$$\begin{aligned} \pi^H u(W_0 - P^H - L + I^H) + (1 - \pi^H) u(W_0 - P^H) \\ \geq \pi^H u(W_0 - P^B - L + I^B) + (1 - \pi^H) u(W_0 - P^B) \end{aligned}$$

Et

$$\begin{aligned} \pi^B u(W_0 - P^B - L + I^B) + (1 - \pi^B) u(W_0 - P^B) \\ \geq \pi^B u(W_0 - P^H - L + I^H) + (1 - \pi^B) u(W_0 - P^H) \end{aligned}$$

Nous allons alors montrer que l'équilibre séparateur de RS, sous les hypothèses énoncées, est nécessairement obtenu en proposant un contrat avec assurance complète aux agents de type H, soit les mauvais risques, et un contrat avec assurance partielle aux agents de type B.

Il a déjà été montré que les contrats proposés devaient être actuariels, c'est-à-dire se trouver sur les droites actuarielles respectives des bas risques et des hauts risques, les assureurs ne pouvant faire de profit sur aucun des types d'assurés, sinon la concurrence fait que l'équilibre est rompu.

Tout d'abord, les hauts risques doivent se voir proposer une assurance complète. En effet, supposons qu'un assureur propose un contrat sur la droite actuarielle des hauts risques, mais avec assurance partielle. D'autres contrats pourront être proposés par la concurrence qui seront préférés à celui-ci, comme par exemple des contrats proposés au-dessus de la courbe d'indifférence de ces risques. Ces contrats seront donc préférables au contrat proposé initialement, les hauts risques étant a priori au courant de leur profil de risque et préférant avoir une couverture la plus élevée possible.

Quant au contrat pour les bas risques, il doit réunir les conditions de se trouver sur la droite actuarielle des bas risques, et d'être constitué de façon à ce que les hauts risques ne le choisissent pas. Il ne doit donc pas être au-dessus de la courbe d'indifférence des hauts risques.

On choisit de placer le contrat C^B à l'intersection de la droite actuarielle des bas risques et de la courbe d'indifférence des hauts risques, pour satisfaire les hypothèses du modèle.

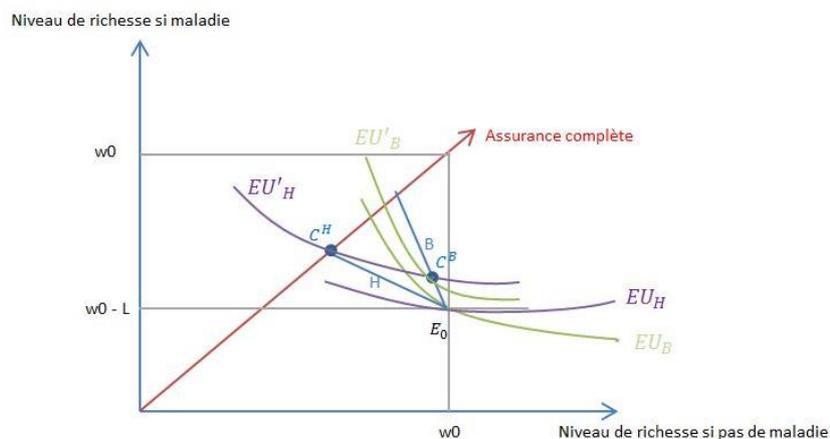


Figure 5- Equilibre de Rothschild – Stiglitz

Finalement, l'équilibre de RS propose un contrat en assurance complète et actuarielle pour les assurés ayant un profil de risque élevé, et un contrat en assurance partielle et actuarielle pour ceux qui en ont un faible. Ainsi, le phénomène d'auto-sélection est observé : les assureurs ne savent a priori pas le profil de risque de leurs assurés, mais le devinent après le choix de l'assurance. Les hauts risques sont économiquement indifférents face à C^B ou C^H , mais auront plutôt tendance à choisir le contrat C^H car l'assurance complète est préférable en raison de leur niveau de risque. Quant aux bas risques, on peut penser qu'ils choisiront C^B pour deux raisons : leur faible niveau de risque les incite à payer une prime moins élevée et à demander moins d'assurance, et par volonté de se positionner face à leur risque, de signifier à l'assureur qu'ils sont des faibles risques.

De plus, il y a bien équilibre car chaque assureur proposant ces contrats ne réalise pas de profit (hypothèse 1) et aucun assuré n'a intérêt à tromper l'assureur sur son profil de risque, et se positionner sur le mauvais contrat (hypothèse 2). En revanche, nous avons recours à une perte d'efficacité par rapport à la situation de symétrie d'information. En effet, les bas risques auront une assurance quelque peu dégradée car partielle, contrairement à la situation d'information parfaite où chaque profil de risque bénéficierait d'une assurance complète.

Un prix actuariel de l'anti-sélection nécessaire à l'équilibre

Il est important de noter qu'ici, l'anti-sélection est supposée être prise en compte dans la prime pure utilisée pour déterminer l'équilibre.

En effet si l'anti-sélection n'était pas prise en compte, autrement dit si les primes demandées pour un même niveau de garantie entre les contrats C^H et C^B étaient identiques (soit $\pi_H = \pi_B = \pi_m$), les primes pour les contrats à hauts risques seraient par conséquent systématiquement sous-évaluées et inversement celles des contrats des bas risques seraient sur-évaluées. Les bas risques bénéficieraient donc de couvertures, toutes choses égales par ailleurs, plus onéreuses que celles des hauts risques et auraient donc intérêt à s'assurer ailleurs. Il y aurait donc démutualisation du portefeuille des bons risques et l'assureur ne conserverait que les mauvais risques, sous-tarifés. On assisterait alors à une « spirale de la mort ». A l'inverse, une sur-estimation de l'anti-sélection dans la prime inciterait cette fois les hauts risques à s'assurer ailleurs ou bien, en cas d'assurance obligatoire chez l'assureur, à s'assurer sur le contrat des bas risques conduisant ainsi à des pertes pour l'assureur et par suite à une nouvelle forme de « spirale de la mort ».

Réalisme du modèle

Peu d'études ont été réalisées pour tester les hypothèses du modèle de RS dans le domaine de la santé. Browne, en 1992, a testé l'hypothèse selon laquelle les bas risques, dans un marché avec asymétrie d'information, achètent moins de couverture que sur un marché avec symétrie parfaite d'information. Il a estimé la couverture dont bénéficierait chaque assuré au sein d'un contrat collectif (moins soumis à l'anti-sélection car les assurés sont moins sensibles aux prix), et a simulé la couverture dont bénéficieraient ces ménages s'ils se couvraient sur le marché individuel. Le but est d'étudier la différence de couverture (couverture simulée – couverture effective). L'économiste montre que cette différence est positivement corrélée avec plusieurs facteurs de

risque que l'assureur utilise pour tarifer dans un contrat individuel mais pas dans un contrat groupe (par exemple l'âge : une personne âgée sera mieux couverte dans un contrat collectif).

Le résultat principal de cette étude a été que la variable indicatrice d'un bon état de santé (fondée sur l'état de santé auto-déclaré) est positivement corrélée avec la différence étudiée, ce qui semblerait confirmer l'hypothèse principal du modèle de RS (sans toutefois déterminer la nature de l'équilibre).

Nous pouvons cependant nous questionner sur le réalisme de ce modèle.

Tout d'abord, dans la réalité, la limitation à deux types de risques est difficilement envisageable, et le prix de l'assurance est rarement actuariel (frais de gestion, acquisition). De plus, l'idée préconçue selon laquelle les assurés prudents (B) s'assurent bien et ceux qui prendraient beaucoup de risques s'assurent mal n'est pas nécessairement vérifiée.

Plusieurs études ont été réalisées, qui visent à détecter la présence d'anti-sélection sur les marchés de l'assurance santé. Buchmueller et DiNardo étudient en 2002 l'impact des réformes implémentées aux Etats-Unis, appelées *community rating* qui proposent un contrat avec une prime de risque identique pour tous. Les résultats de leur expérience ne conduisent pas à la situation de la spirale de la mort. Il existe également d'autres travaux qui ne conduisent pas nécessairement à une corrélation élevée entre le niveau de risque d'un individu et la prime d'assurance qui est prêt à payer pour sa complémentaire santé.

Malgré que l'hypothèse d'aversion au risque justifie l'analyse de Rothschild et Stiglitz utilisant des courbes d'utilité concaves, cette même hypothèse pourrait entraîner un biais entre le modèle et l'observation puisqu'elle peut conduire à la souscription d'une assurance même si elle n'est pas fondamentalement nécessaire. En effet, ce phénomène pourrait infirmer l'hypothèse de Rothschild-Stiglitz selon laquelle les bas risques, en présence d'anti-sélection, renoncent à obtenir le service qu'ils souhaiteraient acquérir afin de révéler une information aux assureurs sur leur niveau de risque.

Il existe alors des dispositifs de prévention mis en place par les assureurs pour réduire les risques des assurés. En effet, les informations dont dispose l'individu, qui sont des variables expliquant le choix d'assurance, sont à priori de nature privées et pas à disposition de l'assureur (histoire médicale, celle de sa famille, état de santé ressenti, dépenses anticipées et passées - connues de l'assureur uniquement s'il couvrait l'assuré dans la période antérieure), mais l'assureur peut mettre en place des dispositifs pour réduire les risques des assurés. Il peut par exemple, dans le but de segmenter les risques tout en proposant des contrats adaptés aux besoins des assurés, faire peser une contrainte sur les bas risques en offrant des contrats couvrants les services préventifs et d'autres couvrant de façon plus large les dépenses hospitalières. Cet exemple est assez significatif car, comme l'énonce le modèle de Rothschild-Stiglitz, il est souvent vérifié dans le domaine de la santé que des garanties plus grandes sont proposées aux risques les plus élevés.

Des dispositifs de prévention sont également mis en place par les complémentaires santé pour limiter les risques, comme par exemple des sensibilisations aux facteurs de risques, des promotions d'activité physique, des programmes de prévention secondaire inclus dans les contrats (dépistages, accompagnements de pathologies chroniques..).

De nouvelles offres sont maintenant proposées par les assureurs afin de réduire les risques, à l'aide d'objets connectés par exemple, qui vérifieraient l'activité physique de l'assuré, et réduirait sa prime.

Les assureurs vont donc devenir capables de mesurer les risques individuels pris par chaque assuré, et proposer des offres reflétant le risque de chacun.

1.3 Enjeux sur le marché de l'assurance complémentaire santé

Nous définirons dans un premier temps le contexte de l'assurance santé en France, les principes et les lois qui la régulent. Ensuite, nous fixerons le cadre de notre étude. Enfin, nous expliciterons l'enjeu du phénomène d'anti-sélection.

1.3.1 Généralités, différentes lois et réformes sur le marché de l'assurance complémentaire santé

Systeme de remboursement des frais de santé

La Sécurité Sociale, fondée en 1945, rembourse de façon uniforme et universelle, selon les régimes auxquels le résident est affilié, une partie des frais de santé (honoraires, hospitalisation, pharmacie, auxiliaires médicaux..), de tous les résidents sur le sol français. L'Assurance maladie est divisée en plusieurs régimes : régime général, régime agricole, régime social des indépendants (professions libérales, artisans, commerçants..), ainsi que de nombreux autres régimes spéciaux. Il existe pour chaque acte de santé une assiette de remboursement, la Base de Remboursement (BR), identique pour un même acte, quel que soit le tarif appliqué par le médecin. La Sécurité Sociale prendra en charge un pourcentage de la Base de Remboursement, selon le régime auquel est affilié le résident.

Le Ticket Modérateur est la différence entre la base de remboursement et le remboursement effectué par l'Assurance Maladie, à savoir le montant que paiera l'assuré sur la base de remboursement.

Les frais restants à la charge de l'assuré après remboursement de l'Assurance Maladie peuvent être assez élevés pour certains actes, notamment en optique ou en dentaire. Il est donc important pour un assuré de posséder une complémentaire santé, qui permette de compléter, partiellement ou totalement, la part des dépenses encourues qui n'est pas prise en charge par la sécurité sociale.

Par exemple, pour une paire de lunettes (montures + verres blancs simple foyer) qui coûtera 250 euros à l'assuré, l'Assurance Maladie remboursera $60\% * (BR_{\text{monture}} + BR_{\text{verres}}) = 60\% * (2,84 + 2,29) = 3,1 \text{ €}$, ce qui paraît très faible face à la somme engagée.

Le schéma ci-dessous indique la répartition du financement des dépenses de santé entre l'assurance maladie, les complémentaires santé, l'état et les ménages.

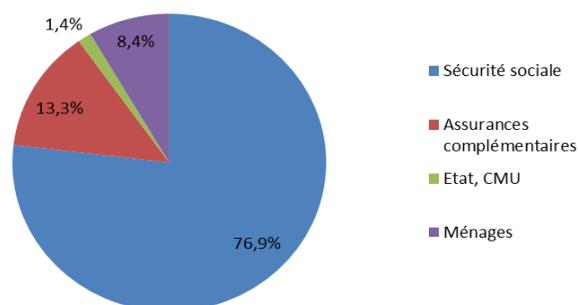


Figure 6- Répartition du financement de la consommation de soins et bien médicaux en 2015 (% du total)

Marché de la complémentaire santé

Aujourd'hui, 95% des français possèdent une assurance complémentaire santé, et la part de celle-ci devrait s'accroître avec l'ANI, puisque toutes les entreprises du secteur privé qui ne l'avaient pas encore réalisé doivent, depuis le 1^{er} janvier 2016, proposer une couverture santé obligatoire à l'ensemble de leurs salariés.

Le marché de la complémentaire santé peut être réparti selon trois types d'organismes : les mutuelles, régies par le Code de la Mutualité, les sociétés d'assurance, régies par le Code des Assurances, et enfin les Institutions de Prévoyance (IP) régies par le Code de la Sécurité Sociale.

Les mutuelles sont des sociétés de personnes (contrairement aux compagnies d'assurances qui sont des entreprises de capitaux) à but non lucratif qui sont régies par le code de la mutualité. Elles ne rétribuent aucun actionnaire et se financent majoritairement grâce aux cotisations de leurs membres. Leur principale activité est le domaine de la santé, bien qu'elles développent également des produits liés à la prévoyance notamment.

Les institutions de prévoyance sont des sociétés de personnes de droit privé et sont régies par le code de la sécurité sociale. Elles se différencient des sociétés d'assurance et mutuelles par leur gestion paritaire. Elles sont en effet fondées par accord entre les partenaires sociaux et des branches professionnelles, assurant une égalité de représentation entre eux. Elles sont également à but non lucratif et ne font pas de sélection entre les assurés. Elles couvrent les risques santé et prévoyance des branches professionnelles, mais également certaines cotisations retraite.

Les compagnies d'assurance quant à elles sont régies par le Codes des Assurances est sont scindées en deux types : les sociétés anonymes, entreprises réalisant du profit et dont les capitaux sont détenus par des actionnaires ; et les assurances mutuelles, sociétés civiles à but non lucratif, mais régies également par le Codes des Assurances.

Ce marché est dominé par les mutuelles dont les cotisations représentent 54% du marché, soit 17,8 milliards d'euros, d'après un rapport de la DRESS publié en juin 2015. Les mutuelles perdent cependant des parts du marché au profit des assurances alors même que la santé ne représente que 6% de leur chiffre d'affaire.

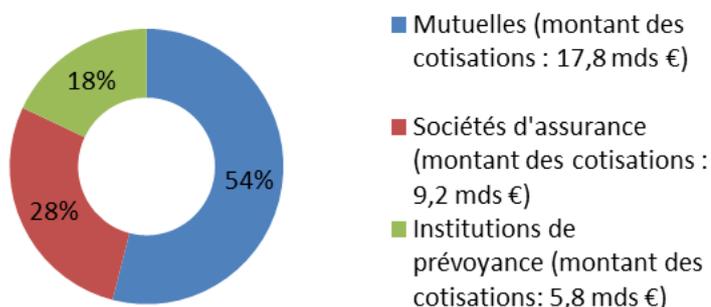


Figure 7- Part des mutuelles dans l'activité de complémentaire santé en France

En 2013, 605 organismes pratiquent une activité de complémentaire santé, dont 481 mutuelles, 96 sociétés d'assurance et 28 institutions de prévoyance.

Cependant, un mouvement de concentration des mutuelles santé a lieu depuis 2001, et a entraîné le passage de 790 mutuelles en 2004 à 260 en 2016. Les mutuelles fusionnent pour la plupart entre elles, créant de plus gros groupes plus solides financièrement et amenant à la disparition des petites mutuelles dont on estime que la survie aurait été mise en danger avec la concurrence et les nouvelles réglementations mises en vigueur.

Assurance individuelle et collective

La complémentaire santé peut être acquise par un particulier directement via un contrat individuel ou bien par le biais de son entreprise à l'aide d'un contrat d'assurance de groupe dont l'employeur peut imposer l'adhésion à ses salariés.

Les contrats collectifs, qui s'adressent donc à tous les salariés de l'entreprise ou de la branche professionnelle, ou à certaines catégories de salariés, mais de manière impersonnelle, peuvent être facultatifs ou obligatoire.

Dans un contrat facultatif, chaque salarié a le droit d'adhérer ou non au régime, et choisir son niveau de couverture. Tous les membres du personnel doivent souscrire au contrat s'il est obligatoire. L'employeur prend en charge une partie des cotisations (55% en moyenne, le minimum légal étant de 50%) et bénéficie d'exonérations fiscales et sociales à condition que le contrat soit collectif, obligatoire, responsable, et solidaire.

Il apparaît que des contrats souscrits à titre individuel ou collectif à adhésion facultative présenteront un plus fort taux d'anti-sélection. En effet, une assurance individuelle ou facultative relève uniquement de l'arbitrage de l'assuré, entre la prime qu'il va devoir payer, et les avantages potentiels acquis lors de l'assurance, notamment dans le cas d'options à adhésion facultative proposées dans des contrats d'entreprise.

Les assurés ont donc plus tendance à se positionner par rapport à leur niveau de risque, et ils

choisiront de souscrire un contrat, avec un niveau de garantie plus élevé, s'ils anticipent de fortes dépenses de santé comme nous l'avons montré dans la partie précédente.

Les contrats collectifs représentent 44% des cotisations de complémentaire santé. Les organismes diffèrent selon leurs propositions : les institutions de prévoyance proposent essentiellement des contrats collectifs (87% de leurs cotisations), alors que les mutuelles proposent surtout des contrats individuels (71% de leurs cotisations). Aujourd'hui, les mutuelles se trouvent dans un contexte particulier suite à la mise en place de l'ANI et la généralisation des contrats collectifs dans les entreprises privées. Cette réforme va faire perdre des assurés d'assurance individuelle aux mutuelles, car les salariés du secteur privé qui n'avaient pas adhéré à la mutuelle à adhésion facultative de leur entreprise, seront contraints d'adhérer à la mutuelle collective obligatoire mise en place dans leur entreprise de façon obligatoire depuis le 1^{er} janvier 2016.

Selon le site www.newsassurancespro.com, ce transfert concernerait 3,6 millions de contrats individuels, soit 70% environ de l'activité des mutuelles. Le ratio collectif/individuel va donc augmenter très fortement avec l'ANI.

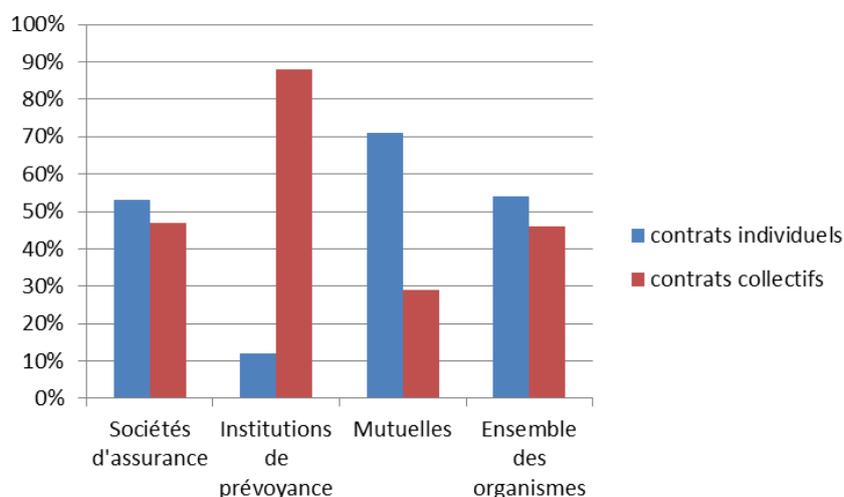


Figure 8 - part des contrats individuels et collectifs dans l'activité santé (données 2013)

Différentes lois dans le domaine de l'assurance santé

Nous allons maintenant citer quelques lois et réformes inscrites dans le cadre de notre étude, qui peuvent expliquer l'enjeu de l'anti-sélection en santé collective.

- ANI

Tout d'abord, l'accord national interprofessionnel (ANI) du 11 janvier 2013 prévoit une généralisation de la complémentaire santé pour tous les salariés du secteur privé. En effet, à partir du 1^{er} janvier 2016, chaque entreprise, quelle que soit sa taille, du secteur privé, se doit de proposer à l'intégralité de leurs salariés une couverture santé en complément des garanties de base de l'assurance maladie de la sécurité sociale, l'accord définissant par ailleurs les garanties minimales (« panier de soins ») que cette couverture doit respecter.

Avec cet accord, l'employeur doit prendre en charge la moitié du financement de la couverture

collective à adhésion obligatoire. Avec la fin des clauses de désignation, les entreprises sont libres de choisir l'organisme assureur de leur choix, et la couverture des ayants droit n'est pas obligatoire.

D'autres mesures ont été mises en place en articulation étroite avec l'entrée en vigueur de l'ANI.

- Contrat d'accès aux soins

Ensuite, le contrat d'accès aux soins a été mis en place, dans la continuité de ces réformes, en 2012, pour permettre aux assurés d'être mieux remboursés, par la sécurité sociale d'une part, et leur complémentaire santé de l'autre.

Ce contrat a été conclu entre l'assurance maladie et les médecins libéraux de secteur 2, pour améliorer l'accès aux soins des assurés. Si le spécialiste adhère au contrat d'accès aux soins les consultations sont alors mieux remboursées, avec des garanties sur la stabilisation des tarifs sur les trois années (durée du contrat). Les médecins signataires doivent également consacrer une partie de leur exercice à des activités à tarifs opposables.

En contrepartie, ils bénéficient de garanties sur les bases de remboursement, sur des revalorisations de tarif ainsi que sur leurs cotisations sociales. De leur côté, les organismes de complémentaire santé s'engagent à prendre en charge en priorité les dépassements d'honoraires d'un médecin signataire du contrat d'accès aux soins, si celle-ci prévoit la prise en charge de ces dépassements.

- Réforme du contrat responsable

La notion de contrat responsable, entrée en vigueur en 2006, incite chaque assuré à respecter le parcours de soins coordonnés, afin de bénéficier d'une bonne prise en charge de ses dépenses de santé. Pour être qualifié de « responsable », un contrat de complémentaire santé doit respecter un cahier des charges précis et ponctuellement mis à jour par les autorités publiques. Celui-ci doit, de façon générale, garantir un bon niveau de couverture pour les dépenses de santé les plus courantes, et adopter un renfort sur des postes mal remboursés par la sécurité sociale, tout en conservant des maxima.

L'assuré doit être incité à adopter un comportement responsable, à savoir par exemple consulter en priorité le médecin traitant, respecter le parcours de soins coordonné, etc.

Pour cette raison, le contrat responsable ne doit par exemple pas rembourser la participation forfaitaire de 1€ pour chaque consultation, ne pas rembourser la majoration du ticket si le parcours de soins n'est pas respecté, ni le forfait pour dépassement d'honoraires des spécialistes hors parcours de soins, ni aucune franchise.

Des nouveaux critères ont été appliqués depuis la réforme du contrat responsable entérinée par le décret du 18 novembre 2014, pour une mise en vigueur au 1^{er} avril 2015, dont nous allons citer quelques aspects.

En hospitalisation, il n'y a plus de limitation de durée dans les forfaits journaliers. Les nouveaux contrats pourront rembourser l'intégralité du ticket modérateur pour les assurés qui ont consulté des médecins adhérant au contrat d'accès aux soins.

Pour l'optique, le contrat responsable instaure des seuils et plafonds concernant le remboursement des verres et des montures. Six niveaux de remboursements ont été créés en fonction de la complexité des lunettes (verres simples foyers jusqu'aux verres multifocaux).

L'assuré pourra s'attendre à un remboursement forfaitaire compris entre un minimum garanti de 50 € à 200 € et un plafond de 470€ à 850€ (dont un plafond de 150€ pour les montures seules). De plus,

les remboursements en optique passent à une périodicité de 2 ans chez l'adulte, sauf en cas d'évolution de la vue.

Enfin, le contrat responsable pose des contraintes sur les prestations de soins n'adoptant pas au contrat d'accès aux soins. Le contrat responsable sera alors limité à un remboursement de 200% de la base de remboursement (la part de la sécurité sociale comprise) à partir du 01/01/2017. En 2015 et 2016, le remboursement est limité à 225%.

De plus, les formules doivent proposer un remboursement au moins supérieur de 20% pour les soins qui ont adhéré au contrat d'accès aux soins par rapport aux consultations chez des praticiens non adhérents.

La réforme du contrat responsable porte sur le fort avantage fiscal constitué par celui-ci. En effet, la Taxe Spéciale sur les Conventions d'Assurance (TSCA) est portée au taux de 14% pour les contrats responsables et solidaires et demeure de 7% pour les contrats non responsables (un contrat sera qualifié de « solidaire » dans la mesure où l'adhésion à la mutuelle ne requiert aucun questionnaire médical). Les cotisations constituent alors pour l'employeur une charge déductible du revenu imposable, à hauteur de leur participation respective.

1.3.2 Contrats obligatoires et facultatifs, contexte de l'étude

Dans le cadre de notre étude, nous nous placerons désormais dans le contexte du marché de l'assurance santé collective.

Ces contrats peuvent se décliner en plusieurs offres (proposition d'une base unique de remboursement, ou d'une base complétée de différentes options avec des niveaux de remboursement croissants). Ils bénéficient à tous les salariés d'une entreprise, sans discrimination possible, et peuvent éventuellement couvrir la famille des salariés.

Il convient alors, afin de comprendre l'enjeu de l'anti-sélection en assurance santé collective, de définir les différences de niveaux de celle-ci entre les contrats, et sa provenance.

Contrats obligatoires

Tout d'abord, si le contrat est obligatoire, l'employeur prend en charge tout ou partie de la cotisation (au minimum 50%).

En contrepartie de ces cotisations, l'employeur bénéficie d'exonérations fiscales et sociales. Cependant, ces exonérations dépendent de certaines conditions. Premièrement, le contrat doit être collectif, à savoir d'adresser à tous les salariés de l'entreprise de façon impersonnelle, à savoir sans distinction ni d'âge ni d'ancienneté, ni du type de contrat, ni du salaire.

Le contrat solidaire n'implique aucune différenciation de cotisations selon l'âge, le sexe, le revenu ou encore l'état de santé des assurés. Aucune information médicale n'est renseignée et il est interdit de différencier les tarifs selon les différents profils de risques liés à des états de santé pouvant être très différents les uns des autres. De plus, l'assuré peut, sous certaines conditions, continuer à bénéficier de son assurance santé d'entreprise s'il part à la retraite, ou en cas de

chômage. Nous nous placerons lors de notre étude uniquement dans le cas de contrats avec adhésion à une base obligatoire, avec des options facultatives proposées par l'entreprise à chacun de ses salariés. Cependant, les contrats étudiés ne seront pas responsables au sens de la réforme du 18 novembre 2014 en raison de leur antériorité à la mise en vigueur de la réforme.

Contrats à options

Les options augmentent le niveau de garantie, ou bien au global, ou bien se concentrant sur certaines garanties particulières (on utilisera alors les termes de « renfort optique », « renfort dentaire », etc.). L'assuré peut choisir de souscrire une option comportant de forts remboursements sur certains actes ciblés s'il anticipe des dépenses élevées sur ceux-ci. Le choix de souscription d'une option peut donc se révéler particulièrement représentatif du profil de risque de l'assuré.

De plus, il est très important de noter que la part de cotisation de l'entreprise pour la souscription d'une complémentaire santé n'est pas obligatoire sur les options des contrats facultatifs. Cela signifie que le choix de souscription d'une option a un coût double pour l'assuré : il paiera l'option à « plein prix », sans aucune cotisation de la part de son entreprise.

Les contrats à options permettent, en théorie, de faire face à des comportements d'anti-sélection en « révélant » les risques. En effet, l'assuré choisit la formule qui offre un compromis entre prix et garanties adapté à ses niveaux de consommation de soins. L'assureur peut adapter et ajuster de façon plus étroite le tarif du contrat par rapport au niveau de la dépense attendue.

Comment lutter contre l'anti-sélection?

Les impacts de l'anti-sélection sur les résultats de l'assureur sont également importants. Dans le cas de notre étude avec une base seule obligatoire et des options facultatives augmentant le niveau de garantie, on se retrouve dans le cadre de l'analyse économique de Roschtild-Stiglitz.

En effet, la base seule représentera le contrat pour les faibles risques, ceux qui n'ont pas choisi de souscrire d'option, et qui bénéficient donc d'une couverture partielle, et la souscription d'options sera plus majoritairement réalisée par les hauts risques, demandeurs d'une assurance plus complète. Nous allons alors observer une amélioration du résultat sur la base seule puisqu'il y aura un transfert de risque des mauvais risques vers les options.

En revanche, sur les options, les hauts risques seront majoritaires et on observera une dégradation du résultat sur les options si l'anti-sélection n'est pas bien tarifée. Tout l'enjeu repose alors en la tarification adéquate de l'anti-sélection.

Un moyen de lutter contre l'anti-sélection pourrait donc être de la tarifier. En effet, une tarification par catégorie d'assurés, qui permettrait de décliner les tarifs en fonction des risques, pourrait être une solution envisageable.

Cette méthode consisterait à déterminer un barème de coefficients d'anti-sélection applicable selon différents critères démographiques, et selon le niveau de garantie optionnel souscrit.

Le risque de cette méthode serait cependant d'appliquer un tarif trop élevé aux hauts risques, pouvant faire fuir ces derniers et renoncer à la souscription d'une assurance. En effet, comme nous l'avons vu dans l'analyse économique précédente, si un contrat devient trop coûteux et passe en dessous de la courbe d'utilité d'une catégorie d'assurés, ces derniers renonceront à l'assurance.

Les variables démographiques jouent un rôle prépondérant dans la différenciation de l'anti-sélection et sont donc à prendre en compte pour une tarification correcte.

Tout d'abord, l'effet du sexe sur la fréquence de consommation est connu : les femmes, de façon générale, consomment en soins plus fréquemment que les hommes. Les tarifs ne pouvant être différenciés selon le sexe, celui-ci va donc probablement avoir un impact sur l'anti-sélection.

De plus, l'âge apparaît comme un critère comportant une anti-sélection assez importante. En effet, le profil de risque évolue avec l'âge, ainsi que les habitudes de consommation. On peut donc s'attendre à avoir un taux d'anti-sélection qui augmente avec l'âge.

La localisation joue également un rôle important car l'accès aux professionnels de santé n'est pas aussi dense d'une région à l'autre.

La catégorie socio-professionnelle est elle-aussi à prendre en compte, la situation sociale pouvant être un facteur d'anti-sélection, ainsi que le secteur d'activité, qui peut être lié à la CSP (catégorie socio-professionnelle) et est significatif de demandes de soins différentes.

Nous utiliserons donc tous ces critères pour notre étude de construction de barème d'anti-sélection. Rappelons que, dans celle-ci, l'anti-sélection a été modélisée dans son sens large, comprenant également l'aléa moral.

1.3.3 Objectif de l'étude

Comme nous l'avons vu précédemment, la théorie des contrats a mis en lumière la présence d'asymétrie d'information entre les agents en assurance, et c'est notamment le cas en assurance santé. En effet, les sources d'asymétrie d'information sont nombreuses, le risque santé étant difficilement quantifiable, et, à la relation naturelle de l'assurance qu'est assuré-assureur, se substitue une nouvelle relation, à trois, à savoir patient-assureur-médecin.

En présence d'information privée, l'agent qui détient l'information peut à la fois choisir son niveau d'assurance en fonction de son risque, il s'agira comme nous l'avons déjà vu, d'anti-sélection, et également adopter des comportements à risque, que l'assureur ne peut sanctionner (aléa moral).

Appliquée au domaine de la santé, l'anti-sélection correspondrait au fait qu'un assuré identifie mieux son risque qu'un assureur, sachant son état de santé, ses dépenses habituelles et antérieures, et donc il se sélectionne par rapport au risque tarifé. Il peut également avoir des dépenses de santé dites « confortables », sachant qu'il a un niveau de garantie élevé, ce qui s'apparente à de l'aléa moral.

Les situations d'aléa moral sont courantes : un assuré qui sait que sa complémentaire santé va rembourser l'intégralité des consultations de spécialistes, quels que soient leurs prix, ne fera pas nécessairement attention au secteur du médecin qu'il consultera. De même, on trouve de nombreux cas d'aléa moral en optique, sur le choix des montures onéreuses par exemple.

Nous avons fait le choix dans cette étude de modéliser l'anti-sélection dans son sens large, à savoir à la fois l'anti-sélection pure, et l'anti-sélection, que l'on appellera « de confort » (aléa moral), la frontière entre les deux étant trop fine à nos yeux pour être établie sans commettre d'importantes erreurs de choix de l'une ou de l'autre. L'aversion au risque sera quant à elle exclue car peu présente dans le domaine de l'assurance santé.

Tout l'enjeu de l'anti-sélection réside ainsi dans le fait que c'est un phénomène pourtant connu des assureurs, mais difficile à estimer. Les assureurs appliquent traditionnellement à l'issu de leur tarification un taux d'anti-sélection souvent arbitraire de majoration des tarifs de l'ordre de 15 à 20%, sans le décliner selon le sexe, l'âge, ou bien encore la localisation ou le secteur d'activité. Le but de cette étude est donc de tenter de mesurer le risque d'anti-sélection, et de le décliner selon différentes catégories de population, par le calcul de coefficients d'anti-sélection qui permettront de générer un tarif à partir de la démographie, selon le niveau de garantie. Puisque la mutuelle dispose la plupart du temps des données démographiques pour tarifer un contrat à partir des différents niveaux de garantie, l'idée serait donc d'utiliser ces critères afin d'intégrer à la tarification des coefficients d'anti-sélection reflétant la démographie, au lieu d'appliquer un taux arbitraire. Plus précisément, nous nous placerons dans le cadre traditionnel d'une tarification fréquence-coût avec ajout a posteriori d'un coefficient d'anti-sélection.

Notre objectif sera de modéliser ce coefficient en tenant compte de la démographie étudiée et des niveaux de garanties proposés par le contrat. Nous tenterons de mettre en place un barème de coefficients par typologie de démographie et de garanties, sous forme de coefficients multiplicateurs de la prime. Nous modéliserons d'abord pour chaque acte un coefficient multiplicateur de fréquence puis de coût, et agrègerons l'ensemble des coefficients obtenus au niveau du contrat.

Rappelons que dans le cadre de cette étude, l'anti-sélection modélisée sera uniquement celle liée à la souscription de régimes facultatifs, et toute autre source d'anti-sélection sera exclue. En effet, d'autres régimes peuvent exister, comme des régimes obligatoires pour les salariés et facultatifs pour leurs ayant-droits, avec comportement d'anti-sélection sur les ayant-droits qui ont souscrit au régime de façon facultative. Ce type d'étude semble difficilement envisageable dans la mesure où il faudrait avoir toutes les informations concernant le salarié (qui est attaché à sa carte vitale, à savoir conjoint et enfants), ce qui est impossible dans la pratique.

Partie 2 : Modélisation et tarification de l'anti-sélection

2.1 Analyse du profil de risque étudié

2.1.1 Présentation générale

2.1.1.1 Présentation des données

La base de données analysée lors de cette étude a été obtenue à partir de données de complémentaire santé de plusieurs entreprises. Il s'agit d'une base de remboursements par bénéficiaire, pour laquelle est connu l'ensemble de leurs caractéristiques individuelles (âge, sexe, département...). Cette base présente donc en lignes pour chaque bénéficiaire, l'ensemble des dépenses réelles qu'il a encouru pendant sa période d'indemnisation, qu'il ait déclenché ou non un remboursement de la complémentaire d'entreprise. Les montants présents sont les suivants : Remboursement Sécurité Sociale, Remboursement complémentaire, Remboursement Autres mutuelles (en cas par exemple de remboursement via la complémentaire du conjoint) et Reste à charge. Les contrats proposés disposent d'une base initiale obligatoire et d'une ou plusieurs options à adhésion facultative et sont en vigueur entre 2011 et 2015, soit avant les impacts de l'ANI et de la nouvelle réforme du contrat responsable (la mise en conformité de ces contrats étant réalisée au 01/01/2016).

La base étudiée comporte les données de 712 entreprises, représentant au total 23 283 assurés et 33 295 bénéficiaires. Nous allons tout d'abord étudier la base au global, puis par démographie, et selon le choix de la base seule, ou de la souscription d'une option.

La base de données est composée :

- de deux entreprises de tailles conséquentes (une comportant 15000 bénéficiaires, une autre avec 3000 bénéficiaires environ), qui ont la même structure de garanties, à savoir une base obligatoire et une ou deux options à adhésion facultative.
- De l'autre, des données d'une mutuelle disposant d'une gamme de 3 bases, et des renforts proposés sur chacune d'entre elles en optique et dentaire. Cette offre a été souscrite par 710 entreprises de type TPE PME, qui ont fait le choix d'une base parmi les 3 proposées par la mutuelle. Les assurés doivent alors souscrire cette base de façon obligatoire, et ont le choix de souscrire une des options associées (pour les deux premières bases, deux options sont proposées, et une option pour la base ayant le niveau de garantie le plus élevé), proposant un renfort sur l'optique et le dentaire.

Etant donné que le but de l'étude est de mesurer des coefficients d'anti-sélection par catégorie d'assuré, et que l'anti-sélection se révèle en cas de souscription d'une option facultative,

les données de cette dernière mutuelle seront utilisées uniquement pour les actes d'optique et de dentaire.

L'optique et le dentaire ont été séparés des autres actes. Pour l'optique et le dentaire, nous avons donc conservé uniquement les données de la mutuelle, qui assure 710 entreprises de type TPE ou PME. La taille des entreprises varie de 1 à 26 assurés. Au total, 15177 bénéficiaires sont présents dans cette base. Trois bases obligatoires sont proposées à chacune des entreprises, qui choisit d'en souscrire une unique et l'impose à ses salariés. Ses salariés auront ensuite le choix de souscrire deux renforts différents si l'entreprise a fait le choix de la base 1 ou de la base 2, et un unique renfort si l'entreprise a fait le choix de souscrire la base 3. L'année de survenance à disposition est 2011. Cette base de données permet alors de modéliser l'influence de la localisation et des secteurs d'activité sur le phénomène d'anti-sélection.

Pour tous les autres actes, nous ne pouvons pas exploiter les données de cette mutuelle, l'anti-sélection étudiée étant uniquement celle liée au choix de souscription d'options facultatives. Nous avons donc pour tous les autres actes les données de deux entreprises, qui ont la même structure de garantie sur chacun des actes, et que nous modéliserons conjointement.

Parmi celles-ci, nous trouvons une entreprise, comportant 15 179 bénéficiaires, dans le domaine des gaz, technologies et services pour l'industrie et la santé. Cette entreprise est implantée dans plusieurs régions en France, et donc les localisations de ses assurés sont réparties partout en France. Elle propose à ses assurés un contrat facultatif composé d'une base à adhésion obligatoire, avec le choix de deux différentes options, le niveau de garantie augmentant avec les options. Les années de survenance à disposition sont 2013, 2014, et 2015.

Enfin, nous disposons des données de complémentaire santé de deux filiales d'une même entreprise, spécialisée dans l'entrepôt et le transport, et situées respectivement en Bretagne et dans le Pays de la Loire. L'année de survenance étudiée pour ces deux filiales est 2014. Le contrat proposé se compose d'une base obligatoire et d'une option facultative. Nous disposons d'environ 3000 bénéficiaires dans cette entreprise.

2.1.1.2 Présentation générale de la démographie étudiée :

Les données démographiques dont nous disposons et que nous allons étudier afin de modéliser l'anti-sélection sont :

- Le sexe
- L'âge
- La localisation
- Le secteur d'activité
- La catégorie socio-professionnelle.

Ces variables apparaissent être les plus importantes pour étudier l'anti-sélection. Une variable qui aurait été intéressante d'employer est le revenu, mais nous ne disposons pas de cet élément dans notre base. Nous nous contenterons de la CSP, qui nous semble être un bon indicateur, car fortement corrélé au niveau de salaire.

Présentons la démographie au global dans la base de données.

Effectifs assurés selon le sexe

La base de données comporte 21873 hommes, dont 9597 sur la base et 12276 sur l'option, et 11337 femmes, dont 5663 sur la base et 5674 sur l'option.

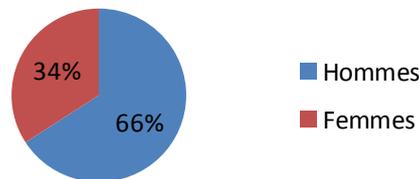


Figure 9 - Effectifs assurés selon le sexe

Effectifs assurés selon l'âge

Pour le critère d'âge, nous avons reconstitué la variable « âge bénéficiaire » et avons décidé de la trier en six catégories, à savoir « Enfants » (qui sont donc uniquement des bénéficiaires, 9101 au total), « 20 - 30 ans » (5252 individus), « 30 - 40 ans » (5948 individus), « 40 - 50 ans » (6524 individus), « 50 - 62 ans » (5450 individus), et enfin « Retraités » (945 individus).

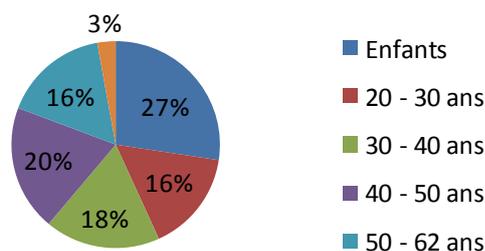


Figure 10 - Effectifs assurés selon l'âge

Effectifs assurés selon la localisation

Nous avons ensuite reconstitué les départements à l'aide des codes postaux renseignés dans la base, puis créé des régions à l'aide des départements. Les régions ont ensuite été regroupées en sept groupes de régions, à savoir :

- Alsace/Moselle qui a un système de remboursement différent
- Centre (Centre, Bourgogne, Poitou-Charentes, Limousin, Auvergne)
- Île-de-France

- Nord (Nord Pas de Calais, Lorraine)
- Ouest (Pays de la Loire, Bretagne, Normandie, Franche Comté)
- Sud-Ouest (Aquitaine, Midi-Pyrénées)
- Sud-Est (PACA, Rhône-Alpes, Languedoc-Roussillon)

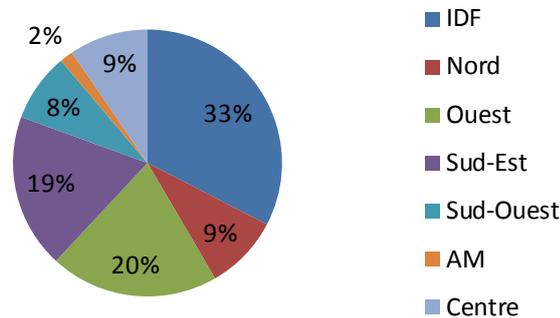


Figure 11 - Effectifs assurés selon la localisation

Effectifs assurés selon les secteurs d'activité

L'étude des secteurs d'activité est quelque peu différente. En effet, pour la modélisation de l'optique et du dentaire, nous disposons des données d'une mutuelle comportant 13 secteurs d'activités différents, à savoir :

- Construction : 22%
- Commerce et réparation auto : 20,2%
- Industrie et manufacture : 17,5%
- Activités spécialisées scientifiques et techniques : 12,5 %
- Transport et entrepôt : 9,9%
- Activités financières et assurances : 4,0%
- Autres services : 3,9%
- Santé : 3,8%
- Location : 3,3%
- Arts et spectacles : 1,3%
- Production et distribution de l'eau : 0,7%
- Immobilier : 0,6%
- Enseignement : 0,4%

Pour tous les autres actes, seuls deux secteurs d'activités distincts sont présents dans la base, à savoir le secteur « activités spécialisées scientifiques et techniques », qui représente 80% de l'étude, et de « transport et entrepôt » qui représente les 20% restants.

Effectifs assurés selon les catégories socio-professionnelles

Enfin, le critère des catégories socio-professionnelles, plus délicat car ne concernant uniquement les assurés principaux, a été divisé en trois catégories : Cadre, Non Cadre, et une

variable « Inconnue ». En effet, la variable CSP n'est connue que pour les assurés principaux. Ne voulant pas commettre d'erreur de sens car il n'est pas possible de disposer de la catégorie socio-professionnelle du conjoint dans la base, celles-ci ont été fixées comme « inconnues ». Des hypothèses pourraient être émises comme le fait, confirmé par des études sociologiques, que deux conjoints auraient dans la plupart des cas la même CSP. Nous avons cependant, pour cette étude, préféré qualifier cette valeur d'inconnue, les hypothèses nous paraissant trop fortes. La CSP des enfants et des retraités sera également inconnue.

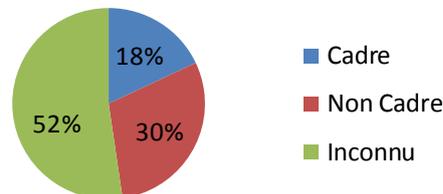


Figure 12 - Effectifs assurés selon la CSP

La démographie de chacune des modélisations effectuées et les taux d'adhésion aux options selon la démographie sont présentés en annexe.

2.1.2 Fiabilisation de la base (contrôles et retraitements réalisés)

Nous disposons, comme nous venons de le citer, des données de complémentaire santé de plusieurs entreprises. Toute l'étude a été réalisée à l'aide du logiciel SAS. Un travail préliminaire a consisté dans un premier temps à retraiter les données à disposition, à savoir celles mal renseignées, comme les dates de naissance, localisations etc.

Ensuite, nous avons supprimé les doublons de sorte à ce que chaque acte n'apparaisse plus que sur une unique ligne, sans décomposition du remboursement sur la base de l'option et sur l'option.

Nous avons également normalisé chacun des actes de remboursements afin d'obtenir une même typologie d'actes pour l'ensemble des contrats : agrégation de remboursement dont les libellés diffèrent selon les bases de remboursements, distinction adulte / enfant dans les remboursements optique et classification des verres, agrégations des multiples actes dans le poste Prothèses dentaires, etc.

Puis la base a été fiabilisée, en recalculant tous les montants théoriques de base de remboursement de la sécurité sociale, acte par acte, les remboursements effectifs, ainsi que les montants théoriques de remboursement de la mutuelle, reconstitués à partir des garanties mises à disposition. Ces reconstitutions théoriques nous ont permis de retraiter certains montants qui avaient mal été renseignés, ainsi que de contrôler les montants au global en comparant acte par acte les montants effectifs aux montants théoriques.

Enfin, les actes sous-représentés en raison d'un nombre de remboursements trop faible ont été retirés, comme la kératotomie ou encore les verres enfant ultra-complexes. Enfin, afin de procéder à l'analyse préliminaire de la base de données et à la modélisation, que qui sera faite acte par acte, nous avons regroupé les actes correspondant à la même garantie sur la complémentaire santé, afin d'obtenir 48 actes distincts, que nous modéliserons tous.

Nous présentons en annexe les types d'actes étudiés et les regroupements effectués à l'aide du tableau 1 (les groupes d'actes « Optique » et « Dentaire » seront traités séparément).

2.1.3 Analyse descriptive globale

Afin de présenter le comportement de consommation des individus de la base, nous allons d'abord analyser la base de données au global, à savoir les actes les plus nombreux, les actes les plus chers et ceux comportant la fréquence de sinistralité la plus importante, parmi les 48 actes de santé retenus, en faisant des analyses séparées sur les groupes d'actes « Optique » et « Dentaire », puis sur les autres. Ensuite, toujours au global, nous étudierons les fréquences de consommations par acte, sur la base et sur l'option, ainsi que les coûts moyens et charges moyennes.

En annexe sont présentées les garanties proposées par les complémentaires santé étudiées, sur chaque acte.

2.1.3.1 Analyse globale pour chaque acte

Tout d'abord, les 48 actes ont été regroupés (19 actes pour la modélisation Optique / Dentaire et 29 pour le reste) en 10 groupes d'actes distincts. Les figures ci-dessous montrent comment les actes sont représentés dans la base de données, en nombre d'occurrences et en montant (pourcentage de frais réels pour chacun des actes).

Les soins courants et la pharmacie sont majoritairement représentés dans la base en termes de nombre de prestations (ce sont les actes les plus courants). Les « soins courants » représentent la plus grande partie des données, aussi bien en termes de nombre de prestations, que de dépenses. Nous remarquons également que l'hospitalisation, l'optique et le dentaire sont des actes moins fréquents mais plus coûteux, ce qui est intuitif.

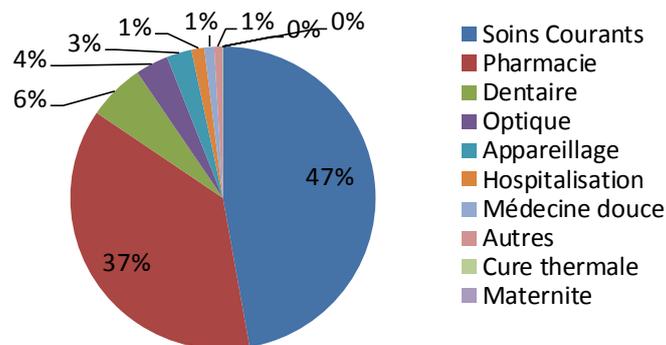


Figure 13- Répartition des prestations selon les groupes d'actes

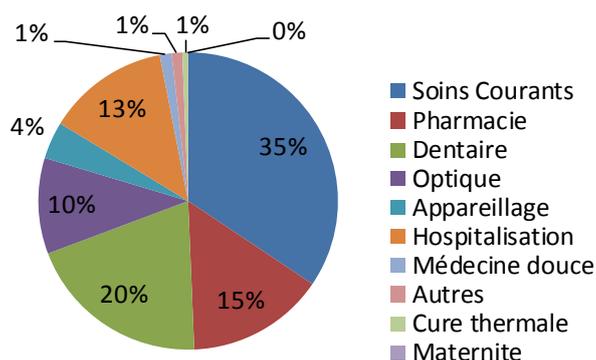


Figure 14 - Répartition des frais réels selon les groupes d'actes

2.1.3.1. a) Optique et Dentaire

Tout d'abord, pour les groupes d'actes optique et dentaire, un tableau général a été établi, qui regroupe les actes concernés, le nombre de bénéficiaires sur la base (Base 1 + Base 2 + Base 3), le nombre de bénéficiaires sur les options (à savoir base concernée + option associée souscrite), le nombre d'occurrences totales de l'acte concerné sur la base et sur l'option, ainsi que les dépenses totales (en termes de frais réels) pour chaque acte.

Certains actes présentent un nombre d'assurés sur la base et sur l'option trop faible. Nous avons décidé de ne pas modéliser ces actes car les résultats des modélisations pourraient entraîner des contre-sens sur ces actes, en vue du trop faible nombre de bénéficiaires ayant eu recours à cet acte dans la base. Ces actes sont notés en bleu. Le seuil qui a été fixé arbitrairement est un minimum de 50 bénéficiaires sur la base ou sur l'option. Le montant total de frais réels correspondant à l'acte est également renseigné et montre que les actes qui ont été écartés de la modélisation sont peu significatifs car possèdent peu d'assurés, et correspondent à des charges relativement faibles. Ils représentent en effet un total de dépenses de 27 000€, soit 1,4% des dépenses totales.

Notons que parmi tous les actes qui figuraient sur les tableaux de garantie, certains n'apparaissent pas dans la base de données car les bénéficiaires n'ont pas consommé sur ces actes. Ici en optique et en dentaire, n'apparaissent pas les actes suivant : Verres ultra complexes enfant, Inlay/Onlay (classés dans les prothèses dentaires), prothèses dentaires refusées, implantologie.

Le tableau ci-dessous montre la répartition des actes d'optique et de dentaire dans la base de données, en termes de frais réels, et de nombre d'occurrences.

Libellé de l'acte	Nombre de bénéficiaires sur la base	Nombre de bénéficiaires sur l'option	Dépenses totales de l'acte sur la base (en €)	Dépenses totales de l'acte sur l'option (en €)	Nombre d'occurrences de l'acte sur la base	Nombres d'occurrences de l'acte sur l'option
Soins dentaires	2236	650	184 950,12 €	63 138,45 €	5829	1840
Monture Adulte	1376	500	243 864,43 €	101 092,61 €	1394	509
Verres Simples Adulte	862	299	158 577,73 €	60 892,97 €	1063	369
Prothèses dentaires acceptées	470	170	395 557,28 €	159 616,85 €	886	357
Verres Complexes Adulte	384	136	74 198,64 €	25 642,26 €	414	143
Lentilles Refusées	365	124	39 559,86 €	16 085,18 €	475	164
Monture Enfant	345	124	57 172,70 €	23 334,35 €	527	196
Verres Ultra Complexes Adulte	251	108	70 401,15 €	31 187,90 €	254	110
Orthodontie acceptée	343	105	180 616,15 €	58 089,91 €	482	154
Verres Simples Enfant	169	57	18 267,54 €	8 116,06 €	225	86
Lentilles Acceptées	22	12	3 065,03 €	1 470,10 €	25	13
Parodontologie	25	12	5 509,28 €	3 869,47 €	26	18
Verres Complexes Enfant	3	5	403,00 €	821,80 €	4	7
Orthodontie refusée	6	4	2 044,65 €	3 893,00 €	7	4
Kératotomie	3	3	2 200,00 €	4 124,00 €	3	4

Tableau 1- Analyse globale des actes d'optique et de dentaire

Les soins dentaires représentent la plus grande partie de la base en termes de nombre prestations, mais sont un acte relativement peu coûteux. En revanche, les prothèses dentaires ne représentent que 8% des sinistres, mais constituent l'acte le plus coûteux de la base en optique et dentaire. Nous observons comme précédemment que l'orthodontie et les montures sont des actes coûteux.

2.1.3.1. b) Autres actes

La même étude a été réalisée pour les actes hors optique et dentaire. Cette structure de garanties est assez différente de celle étudiée précédemment car ici les assurés ont souscrit majoritairement les options (5 fois plus d'assurés sur les options que sur la base).

La désignation « Option », signifie en fait « Base + Option ». Elle rend compte des individus ayant souscrit l'option facultative, en addition de la base obligatoire de leur entreprise, et inclue donc la base de l'étude.

Certains actes en bleu ont de la même façon été exclus de l'étude par manque de données (nous avons gardé les actes comportant plus de 50 bénéficiaires sur la base ou sur l'option, de même que pour l'étude de l'optique et du dentaire). Ces actes représentent 4,7% des dépenses totales de l'étude. Ce pourcentage assez important est dû à certains actes d'hospitalisation écartés de l'étude car ils possèdent trop peu de données sur la base, mais énormément sur l'option (800 bénéficiaires sur l'option pour la chambre particulière par exemple). Nous préférons ne pas modéliser ces actes, car le trop faible nombre de données sur la base pourrait entraîner des erreurs sur la modélisation, un des buts majeurs de modéliser l'anti-sélection étant d'étudier les différences de comportements

entre la base obligatoire et les options facultatives. Aucun coefficient d'anti-sélection ne sera modélisé sur ces actes-là.

Libellé de l'acte	Nombre de bénéficiaires ayant eu l'acte sur la base	Nombre de bénéficiaires ayant eu l'acte sur l'option	Dépenses totales sur la base	Dépenses totales sur l'option	Nombre d'occurrences de l'acte sur la base	Nombre d'occurrences de l'acte sur l'option
Pharmacie 65% (vignette blanche RG)	1035	11739	133 920,99 €	2 999 886,85 €	6785	128985
Consultations & Visites Généralistes	1501	11119	184 247,36 €	2 188 792,57 €	6878	79406
Pharmacie 30% (vignette bleue RG)	506	9944	12 735,27 €	525 539,44 €	1845	54248
Consultations & Visites Spécialistes	1029	8730	149 220,46 €	1 980 469,42 €	4091	56241
Echographie Radiologie ATM	835	7582	135 116,12 €	1 523 481,94 €	2623	29450
Pharmacie 15%	338	7482	6 151,64 €	192 877,31 €	780	23088
Analyses médicales	805	7026	113 165,98 €	1 133 393,84 €	3568	36224
Imagerie	528	5357	56 938,93 €	826 180,37 €	1022	14503
Auxiliaires médicaux	550	5237	106 030,51 €	1 451 241,55 €	5058	71202
Appareillage divers	185	5181	27 413,54 €	904 618,30 €	435	14657
Pharmacie 100%	80	2483	584,04 €	32 747,48 €	122	4502
Médecine douce	78	2472	9 009,00 €	334 321,52 €	168	6212
Honoraires chirurgicaux	167	1842	234 730,10 €	2 849 925,93 €	277	4411
Appareillage auditif	38	1620	3 676,35 €	297 833,12 €	52	2962
Forfait journalier	110	1137	23 566,50 €	214 643,76 €	299	2256
Médicaments non remboursés	46	1089	1 885,55 €	82 009,73 €	85	3437
Petite chirurgie	110	1057	11 575,69 €	152 110,03 €	139	1426
Chambre particulière	29	801	12 015,21 €	327 622,87 €		
Autres Examens	63	651	26 019,70 €	307 776,46 €		
Transport médical	28	353	16 306,69 €	133 829,67 €		
Honoraires cure thermale	3	86	3 917,25 €	116 107,02 €		
Forfait cure thermale		77		80 327,90 €		
Frais séjour	17	74	36 293,50 €	179 924,36 €		
Lit accompagnant	5	27	310,50 €	1 958,35 €		
Pharmacie 90% (vignette blanche RL)	7	25	454,42 €	683,42 €		
Forfait naissance	4	13	1 251,60 €	4 067,70 €		
Vaccins		8		214,76 €		
Pharmacie 80% (vignette bleue RL)	5	7	52,82 €	277,67 €		
Consultations & Visites Spécialistes non conventionnés		2		101,70 €		

Tableau 2 - analyse globale des actes hors optique et dentaire

2.1.3.2 Analyse des fréquences

2.1.3.2. a) Fréquences moyennes pour chaque acte

L'étude réalisée ici consistera donc à analyser les fréquences de sinistralité sur la base et l'option, et ainsi de réaliser une étude préliminaire afin de détecter des présences d'éventuelles surfréquences sur l'option par rapport à la base.

Les fréquences seront annuelles. Pour l'optique et le dentaire, une unique année de survenance est à disposition. En revanche, pour les autres actes, nous disposons de trois années de survenance. Les fréquences seront exprimées en fréquences annuelles moyennes.

Nous avons établi une fréquence moyenne de sinistralité, sur la base et sur l'option, par année.

Tout d'abord, le nombre de sinistres a été calculé pour chaque individu, par acte et par année. Pour un acte donné, le nombre de sinistres est égal au nombre de fois dans l'année où le bénéficiaire a eu recours à l'acte. Si l'individu n'a pas eu de recours à l'acte cette année, la colonne nombre de sinistres sera égale à 0.

Les bénéficiaires qui ont souscrit la base seule seront séparés de ceux qui ont souscrit la base et une de ses options associées, afin de calculer une fréquence moyenne sur la base, et une fréquence moyenne sur l'option.

Pour une année fixée, les fréquences seront donc calculées ainsi :

- $fréquence\ moyenne_{acte\ i, année\ j, base} = \frac{\Sigma_{bénéficiaires\ sur\ la\ base}(nombre\ sinistres_{acte\ i, année\ j})}{nombre\ de\ bénéficiaires\ sur\ la\ base_{année\ j}}$
- $fréquence\ annuelle\ moyenne_{base, acte\ i} = \frac{\Sigma_{année\ j} (fréquences\ moyennes_{acte\ i, année\ j, base})}{nombre\ d'années\ dans\ l'étude}$
- $fréquence\ moyenne_{option, acte\ i, année\ j} = \frac{\Sigma_{bénéficiaires\ sur\ l'option}(nombre\ sinistres_{acte\ i, année\ j})}{nombre\ de\ bénéficiaires\ sur\ l'option_{année\ j}}$
- $fréquence\ annuelle\ moyenne_{option, acte\ i} = \frac{\Sigma_{année\ j} (fréquences\ moyennes_{acte\ i, année\ j, option})}{nombre\ d'années\ dans\ l'étude}$

Optique et dentaire

Le tableau de fréquences ci-dessous est obtenu. Quel que soit l'acte étudié, une situation de surfréquence est observée sur l'option, à savoir que pour tous les actes, la fréquence de consommation est plus importante sur l'option que sur la base.

Les plus grandes fréquences observées sont sur les soins dentaires, sur la base et sur l'option. Il s'agit intuitivement d'un acte très fréquent, qui ne présente pas de grand écart de fréquence entre la base et l'option.

Les actes comportant une surfréquence de consommation entre la base et l'option sont notamment les verres ultra complexes, et les prothèses dentaires. Ceci peut s'expliquer par le fait que les assurés, conscients de leurs risques (problèmes de vue, recours antérieurs aux prothèses dentaires), anticipent des besoins de consommation sur ces actes pouvant être très onéreux, et vont donc être enclin à souscrire des garanties élevées sur ces actes. De plus, les actes d'optique pour les enfants comportent des différences de fréquences de consommation assez importantes entre la base et l'option. Nous avons déjà constaté que les assurés ayant des enfants avaient plus tendance à souscrire des niveaux de garantie plus élevés, par anticipation de dépenses de santé conséquentes (notamment ici en optique s'ils savent que leurs enfants ont des problèmes de vue par exemple).

Libellé de l'acte	Nombre de bénéficiaires sur la base	Nombre de bénéficiaires sur l'option	fréquence moyenne sur la base	fréquence moyenne sur l'option
Soins dentaires	2236	650	0,464	0,696
Monture Adulte	1376	500	0,111	0,193
Verres Simples Adulte	862	299	0,085	0,140
Prothèses dentaires acceptées	470	170	0,071	0,135
Verres Complexes Adulte	384	136	0,033	0,054
Lentilles Refusées	365	124	0,038	0,062
Monture Enfant	345	124	0,042	0,074
Verres Ultra_Complexes Adulte	251	108	0,020	0,042
Orthodontie acceptée	343	105	0,038	0,058
Verres Simples Enfant	169	57	0,018	0,033

Tableau 3 - analyse des fréquences des actes d'optique et dentaire

Autres actes

La même première étude des fréquences de consommation par acte a été réalisée. Les fréquences de consommations des individus sont calculées, pour chaque acte, sur la base et sur l'option, le critère « option » réunissant toutes les options des différentes garanties.

Les fréquences de consommation sont calculées en moyenne par années. Nous disposons de trois années de survenance, nous avons alors calculé les fréquences en 2013, 2014 et 2015 et réalisé la moyenne de ces trois observations, sur la base puis sur l'option.

Les différences de fréquences de consommation entre la base et l'option sont plus élevées que lors de l'étude précédente. Tout d'abord, la fréquence de consommation sur l'option est toujours plus importante que sur la base. De forts écarts de fréquence sont observés sur les actes de Pharmacie. Nous trouvons également de forts ratios de surfréquences sur les appareillages et la médecine douce. En effet, l'appareillage est un acte cher et dont le recours peut être connu par avance par l'assuré, qui décidera de souscrire une option afin d'être remboursé sur ses appareils. De plus, la médecine douce, remboursée uniquement sur l'option, peut dans de nombreux cas être qualifiée d'acte de « confort », un assuré décidant d'aller consulter un ostéopathe ou un acupuncteur s'il sait que sa complémentaire santé prendra en charge ce type d'actes.

Libellé de l'acte	Nombre de bénéficiaires ayant eu l'acte sur la base	Nombre de bénéficiaires ayant eu l'acte sur l'option	fréquence moyenne sur la base	fréquence moyenne sur l'option
Pharmacie 65% (vignette blanche RG)	1035	11739	1,332	3,897
Consultations & Visites Généralistes	1501	11119	1,407	2,409
Pharmacie 30% (vignette bleue RG)	506	9944	0,364	1,644
Consultations & Visites Spécialistes	1029	8730	0,843	1,714
Echographie Radiologie ATM	835	7582	0,535	0,898
Pharmacie 15%	338	7482	0,156	0,698
Analyses médicales	805	7026	0,731	1,097
Imagerie	528	5357	0,209	0,441
Auxiliaires médicaux	550	5237	1,024	2,153
Appareillage divers	185	5181	0,088	0,445
Pharmacie 100%	80	2483	0,030	0,149
Médecine douce	78	2472	0,035	0,189
Honoraires chirurgicaux	167	1842	0,056	0,135
Appareillage auditif	38	1620	0,011	0,090
Forfait journalier	110	1137	0,061	0,068
Médicaments non remboursés	46	1089	0,018	0,104
Petite chirurgie	110	1057	0,028	0,043

Tableau 4 - analyse des fréquences des actes hors optique et dentaire

De façon générale, nous trouvons dans les forts écarts de fréquences entre la base et l'option le forfait journalier d'hospitalisation, les auxiliaires médicaux, les montures adulte, les consultations de spécialistes... Ces résultats préliminaires possèdent une certaine cohérence.

En effet, les actes qui ont des surfréquences élevées de consommation entre la base et l'option sont pour la plupart ou bien des actes qui peuvent être appelés de « confort », ou bien des actes dont le recours peut être anticipé et induire une souscription plus importante.

En optique par exemple, des dépenses de monture élevées sont souvent synonymes de dépenses de confort et non de besoin, et on trouve une forte surfréquence de consommation sur les montures. De même, le recours aux auxiliaires médicaux, ou bien nombreux actes d'optique et de dentaire, peut être anticipé par un problème de santé connu par l'assuré, qui décidera au moment de la souscription de choisir un niveau de garantie élevé.

De plus, les consultations et visites de spécialistes présentent une importante surfréquence de consommation entre la base et l'option. Ceci peut s'expliquer par le fait qu'une personne qui aurait souscrit une option et dont la consultation de tout spécialiste de tout secteur serait remboursée dans son intégralité, aurait moins de difficulté à consulter qu'une personne qui ne serait que peu remboursée, ce qui aura donc un impact à la fois sur la fréquence, et sur le coût de consommation. En effet, ces consultations étant souvent chères, un assuré moins bien remboursé n'ira pas systématiquement consulter, contrairement à l'assuré ayant souscrit l'option, et sera moins regardant sur le tarif appliqué par le médecin spécialiste.

2.1.3.2 b) Analyse de fréquence par démographie

Nous analysons maintenant les fréquences de consommation par démographie, tout d'abord au global, puis sur chaque grand groupe d'actes.

Analyse de la fréquence selon le sexe

Le tableau ci-dessous montre les fréquences moyennes de consommation par année pour chaque groupe d'acte, au global et pour chaque sexe. Nous voyons que la fréquence de consommation des hommes et des femmes est assez généralement assez proche, même si les femmes semblent avoir une fréquence de consommation légèrement supérieure aux hommes sur la plupart des actes. Celle-ci est supérieure à celle des hommes pour tous les actes, exceptés les appareillages, l'hospitalisation (écarts très faibles), ou le dentaire (écart plus important).

Groupe d'actes	Fréquence globale moyenne	Fréquence moyenne HOMME	Fréquence moyenne FEMME
Appareillage	0,562	0,563	0,525
Autres	0,180	0,179	0,173
Cure thermique	0,012	0,010	0,016
Dentaire	0,632	0,858	0,482
Hospitalisation	0,294	0,300	0,263
Maternité	0,001	0,000	0,001
Médecine douce	0,198	0,190	0,205
Optique	0,394	0,461	0,349
Pharmacie	6,946	6,761	6,974
Soins Courants	9,672	9,159	10,323

Tableau 5 - analyse des fréquences selon le sexe

Analyse de la fréquence par âge

Pour l'âge, le portefeuille semble suivre une certaine tendance, à savoir que la fréquence de consommation semble augmenter avec l'âge. Les retraités constituent un cas quelque peu particulier, car ils font partie de notre étude mais ne bénéficient pas nécessairement du même système de remboursement, et les tarifications ordinaires se basent généralement uniquement sur les actifs.

Pour les appareillages et les cures thermales, la fréquence augmente nettement avec l'âge, jusqu'à atteindre des seuils supérieurs à 1 pour les retraités (avec une exception pour les enfants pour les appareillages, dont le recours peut être assez fréquent).

La même tendance est observée pour le dentaire, l'hospitalisation, la pharmacie et les soins courants. Les enfants constituent un cas particulier, car leur fréquence de consommation est généralement élevée, notamment sur les soins courants, ce qui semble intuitif.

L'optique est un cas particulier, où la fréquence de consommation, exceptée pour les enfants, ne croît pas linéairement avec l'âge. Une augmentation de fréquence pour les tranches « 40 – 50 ans » et « 50 – 62 ans » est observée, âges auxquels la vue peut se dégrader, notamment avec l'apparition de la presbytie.

groupe_actes	fréquence globale moyenne par année	Fréquence moyenne "enfant"	Fréquence moyenne "20 - 30 ans"	Fréquence moyenne "30 - 40ans"	Fréquence moyenne "40 - 50 ans"	Fréquence moyenne "50 - 62 ans"	Fréquence moyenne "retraité"
Appareillage	0,562	0,406	0,269	0,433	0,525	0,854	1,505
Autres	0,180	0,098	0,141	0,249	0,229	0,189	0,142
Cure thermique	0,012		0,000	0,001	0,003	0,025	0,140
Dentaire	0,632	0,349	0,468	0,739	0,854	1,061	1,078
Hospitalisation	0,294	0,192	0,190	0,242	0,291	0,412	0,754
Maternité	0,001			0,001			
Médecine douce	0,198	0,146	0,121	0,222	0,258	0,200	0,275
Optique	0,394	0,244	0,432	0,385	0,505	0,578	0,425
Pharmacie	6,946	5,356	3,340	5,014	6,471	10,522	18,372
Soins Courants	9,672	7,493	6,225	8,696	9,726	12,393	20,350

Tableau 6 - Analyse de la fréquence selon l'âge

Analyse de la fréquence selon la localisation

Certaines régions présentent des fréquences de consommation historiquement plus élevées que d'autres. Les habitants de la région « Sud – Ouest » ont une fréquence de consommation notablement supérieure à la moyenne sur la quasi-totalité des groupes d'actes. Les régions « Ile-de-France » et « Nord » possèdent également des fréquences élevées. La région « Ouest » présente les fréquences les plus basses.

La région « Alsace – Moselle » est un cas particulier car dispose d'un système de remboursement différent des autres régions. Ce système de sécurité sociale rembourse de façon plus généreuse qu'en régime général. Les fréquences de consommation restent assez basses dans cette région.

Groupe d'actes	Fréquence moyenne globale	Fréquence moyenne AM	Fréquence moyenne Centre	Fréquence moyenne IDF	Fréquence moyenne Nord	Fréquence moyenne Ouest	Fréquence moyenne Sud - Est	Fréquence moyenne Sud - Ouest
Appareillage	0,5616	0,6196	0,6041	0,5363	0,7748	0,3603	0,6954	0,8286
Autres	0,1801	0,1595	0,1429	0,2565	0,0811	0,0797	0,1423	0,1262
Cure thermale	0,0122	0,0324	0,0108	0,0083	0,0234	0,0124	0,0130	0,0371
Dentaire	0,6319	0,7264	0,6011	0,5750	0,6041	0,6536	0,6587	0,6767
Hospitalisation	0,2940	0,2058	0,4185	0,2797	0,3840	0,2467	0,2911	0,4217
Maternité	0,0005					0,0024		
Médecine douce	0,1979	0,1919	0,2137	0,2066	0,2023	0,0784	0,2697	0,3861
Optique	0,3938	0,5777	0,3493	0,4307	0,4226	0,3661	0,3861	0,3890
Pharmacie	6,9457	6,7857	7,8964	6,2207	8,7254	7,1382	6,9767	7,9044
Soins Courants	9,6722	8,4041	9,1160	10,2800	10,2350	7,2286	9,8748	12,7988

Tableau 7 - Analyse des fréquences selon la localisation

Analyse de la fréquence selon les secteurs d'activité

Pour tous les actes, hormis l'optique et le dentaire, nous disposons de deux secteurs d'activité distincts. On remarque que le secteur d'activité « activités techniques et scientifiques » possède des fréquences de consommation largement supérieures à celles du secteur « transport et entrepôt ».

Groupe d'actes	Fréquence moyenne globale	Fréquence moyenne	
		"activités techniques et scientifiques"	"transport et entrepôt"
Appareillage	0,5616	0,609	0,246
Autres	0,1801	0,202	0,044
Cure thermale	0,0122	0,013	0,004
Hospitalisation	0,2940	0,305	0,202
Maternité	0,0005		0,003
Médecine douce	0,1979	0,230	0,003
Pharmacie	6,9457	6,869	6,585
Soins Courants	9,6722	10,195	5,827

Tableau 8 - analyse des fréquences des actes d'optique et dentaire selon les secteurs d'activité

Pour l'optique et le dentaire, les fréquences ne semblent pas présenter de forts écarts entre les secteurs d'activités, excepté pour le secteur de la santé qui possède des fréquences élevées pour les deux groupes d'actes.

Groupe d'actes	Fréquence moyenne globale	Fréquence moyenne "activités techniques et scientifiques"	Fréquence moyenne "transport et entrepôt"	Fréquence moyenne "activités financières et assurances"	Fréquence moyenne "commerce et réparation auto"	Fréquence moyenne "construction"	Fréquence moyenne "industrie et manufacture"	Fréquence moyenne "locations"	Fréquence moyenne "santé"
		Dentaire	0,632	0,6541	0,6050	0,6386	0,6001	0,6106	0,6351
Optique	0,394	0,3793	0,3903	0,3977	0,4105	0,3526	0,3952	0,3967	0,5098

Tableau 9 - analyse des fréquences de tous les actes selon les secteurs d'activité

Analyse de la fréquence selon la CSP

L'intuition selon laquelle les cadres auraient une fréquence de consommation plus élevée semble être vérifiée à première vue dans cette étude. Les cadres ont une fréquence de consommation supérieure à la moyenne pour tous les actes, et les non cadres inférieure pour tous les actes. Quant aux inconnus, à savoir les conjoints, les enfants, et les retraités, ils possèdent une fréquence de consommation environ égale à la moyenne, bien que légèrement supérieure.

Groupe d'actes	Fréquence globale moyenne	Fréquence moyenne "Cadre"	Fréquence moyenne "Inconnu"	Fréquence moyenne "Non Cadre"
Appareillage	0,562	0,746	0,531	0,389
Autres	0,180	0,232	0,190	0,090
Cure thermale	0,012	0,014	0,010	0,014
Dentaire	0,632	0,818	0,743	0,759
Hospitalisation	0,294	0,403	0,265	0,218
Maternité	0,001	0,001		
Médecine douce	0,198	0,270	0,194	0,114
Optique	0,394	0,425	0,493	0,465
Pharmacie	6,946	7,847	6,882	5,602
Soins Courants	9,672	11,469	9,713	6,937

Tableau 10 - analyse des fréquences selon la CSP

2.1.3.3 Analyse des coûts moyens pour chaque acte

La même étude que pour la fréquence a été réalisée pour les coûts moyens. Une moyenne des frais réels des personnes qui ont eu recours à l'acte a été réalisée pour chacun d'entre eux, par année et par acte, sur la base et sur l'option, et le ratio entre les coûts permet d'étudier les surcoûts moyens de l'option par rapport à la base.

2.1.3.3 a) Coûts moyens pour chaque acte

Optique et dentaire

Le tableau ci-dessous montre également que l'on a des coûts supérieurs sur l'option par rapport à ceux sur la base. Nous remarquons que les écarts entre les coûts sur l'option et sur la base restent plus faibles que pour la fréquence, et sont assez rapprochés.

Les coûts les plus importants sont, sur la base comme sur l'option, sur les prothèses dentaires. L'orthodontie est également un acte coûteux. Nous remarquons que les soins dentaires sont un acte très fréquent mais peu coûteux. En optique, les verres ultra complexes sont l'acte le plus cher. La plus grande différence de coût observée entre la base et l'option est sur les verres simples

enfants. Nous avons en effet déjà noté que les assurés ayant des enfants ont tendance à souscrire un niveau d'assurance plus important.

Libellé d'acte	Nombre de bénéficiaires sur la base	Nombre de bénéficiaires sur l'option	Coût moyen de l'acte sur la base	Coût moyen de l'acte sur l'option
Soins dentaires	2236	650	31,73 €	34,31 €
Monture Adulte	1376	500	174,94 €	198,61 €
Verres Simples Adulte	862	299	149,18 €	165,02 €
Prothèses dentaires acceptées	470	170	446,45 €	447,11 €
Verres Complexes Adulte	384	136	179,22 €	179,32 €
Lentilles Refusées	365	124	83,28 €	98,08 €
Monture Enfant	345	124	108,49 €	119,05 €
Verres Ultra Complexes Adulte	251	108	277,17 €	283,53 €
Orthodontie acceptée	343	105	374,72 €	377,21 €
Verres Simples Enfant	169	57	81,19 €	94,37 €

Tableau 11 - analyse globale des coûts moyens pour les actes d'optique et de dentaire

Autres actes

Nous pouvons émettre le même constat que pour l'optique et le dentaire, à savoir que les écarts de coûts entre la base et l'option sont moins importants que pour la fréquence. Le ratio des coûts moyen sur l'option par rapport à la base n'est pas toujours supérieur à 1. L'acte le plus coûteux est l'hospitalisation, acte cher et peu fréquent. Ensuite, nous trouvons par exemple la petite chirurgie et les appareillages auditifs.

Libellé de l'acte	Nombre de bénéficiaires ayant eu l'acte sur la base	Nombre de bénéficiaires ayant eu l'acte sur l'option	Coût moyen de l'acte sur la base	Coût moyen de l'acte sur l'option
Pharmacie 65% (vignette blanche RG)	1035	11739	19,74 €	23,26 €
Consultations & Visites Généralistes	1501	11119	26,79 €	27,56 €
Pharmacie 30% (vignette bleue RG)	506	9944	6,90 €	9,69 €
Consultations & Visites Spécialistes	1029	8730	36,48 €	35,21 €
Echographie Radiologie ATM	835	7582	51,51 €	51,73 €
Pharmacie 15%	338	7482	7,89 €	8,35 €
Analyses médicales	805	7026	31,72 €	31,29 €
Imagerie	528	5357	55,71 €	56,97 €
Auxiliaires médicaux	550	5237	20,96 €	20,38 €
Appareillage divers	185	5181	63,02 €	61,72 €
Pharmacie 100%	80	2483	4,79 €	7,27 €
Médecine douce	78	2472	53,63 €	53,82 €
Honoraires chirurgicaux	167	1842	847,40 €	646,10 €
Appareillage auditif	38	1620	70,70 €	100,55 €
Forfait journalier	110	1137	78,82 €	95,14 €
Médicaments non remboursés	46	1089	22,18 €	23,86 €
Petite chirurgie	110	1057	83,28 €	106,67 €

Tableau 12 - analyse globale du coût moyen sur les actes hors optique et dentaire

2.1.3.3.b) Analyse de coût par démographie

Nous allons maintenant analyser les coûts moyens par démographie, au global et par groupes d'actes. Le coût moyen est calculé comme le coût moyen par année d'un acte dans le groupe d'actes concernés, pour un individu qui a eu recours à cet acte.

Analyse du coût moyen selon le sexe

Nous remarquons que les coûts moyens sont ici plus élevés pour les hommes que pour les femmes, excepté pour la médecine douce, le dentaire et les soins courants, de façon peu significative. On en déduit que le sexe aurait peu d'impact sur le coût moyen.

Groupe d'actes	coût moyen global	Coût moyen HOMME	Coût moyen FEMME
Appareillage	68,13 €	68,59 €	66,96 €
Autres	57,54 €	58,07 €	56,24 €
Cure thermale	511,10 €	550,23 €	449,99 €
Dentaire	110,10 €	109,22 €	111,14 €
Hospitalisation	425,31 €	444,31 €	373,66 €
Maternité	312,90 €		312,90 €
Médecine douce	53,81 €	53,27 €	55,02 €
Optique	157,14 €	161,58 €	153,26 €
Pharmacie	17,82 €	18,37 €	16,54 €
Soins Courants	32,11 €	31,88 €	32,60 €

Tableau 13 - Analyse du coût moyen selon le sexe

Analyse du coût selon l'âge

Ici, la même tendance que pour la fréquence est observée. De façon similaire, le coût moyen d'un acte augmente avec l'âge, hormis pour les retraités, qui, comme nous l'avons vu, consomment de façon plus fréquente, mais à un coût moins important (peut-être en raison de leur situation financière de retraités qui les conduits à limiter leur reste à charge).

De plus, le coût moyen des actes pour les enfants est inférieur aux autres catégories d'âge, pour tous les groupes d'actes hormis le dentaire. En effet, les praticiens appliquent souvent des prix inférieurs pour les enfants. En dentaire, le coût moyen des enfants est élevé, en raison des actes coûteux auxquels les enfants ont recours, et moins les adultes, l'orthodontie notamment.

groupe_actes	coût moyen global	Coût moyen "enfant"	Coût moyen "20 - 30 ans"	Coût moyen "30 - 40ans"	Coût moyen "40 - 50 ans"	Coût moyen "50 - 62 ans"	Coût moyen "retraité"
Appareillage	68,13 €	45,12 €	56,84 €	55,20 €	67,68 €	75,55 €	104,02 €
Autres	57,54 €	54,31 €	64,61 €	55,34 €	57,78 €	59,58 €	46,26 €
Cure thermique	511,10 €		1 052,88 €	1 517,19 €	834,45 €	558,15 €	418,70 €
Dentaire	110,10 €	156,78 €	73,72 €	87,51 €	106,34 €	120,03 €	121,95 €
Hospitalisation	425,31 €	482,21 €	617,39 €	413,29 €	430,28 €	375,52 €	312,83 €
Maternité	312,90 €			312,90 €			
Médecine douce	53,81 €	52,08 €	53,54 €	56,02 €	53,64 €	53,58 €	53,79 €
Optique	157,14 €	105,75 €	141,10 €	147,79 €	176,11 €	211,96 €	213,73 €
Pharmacie	17,82 €	13,94 €	15,43 €	16,18 €	16,85 €	19,80 €	23,48 €
Soins Courants	32,11 €	30,83 €	32,45 €	33,14 €	31,55 €	32,73 €	32,08 €

Tableau 14 - analyse du coût moyen selon l'âge

Analyse du coût selon la localisation

L'analyse des coûts par région ne suit pas nécessairement la même tendance que l'analyse pour la fréquence. En effet, les coûts des actes peuvent différer de façon significative entre les régions. Nous remarquons que le coût moyen de l'acte en Ile-de-France est nettement supérieur à celui des autres régions, pour la quasi-totalité des groupes d'actes. En Ile-de-France, il est plus fréquent que dans les autres régions que les médecins pratiquent des dépassements d'honoraires importants. La même tendance est observée, mais de façon moins significatives, dans les régions « Sud-Est » et « Sud-Ouest ».

De plus, il semble que le coût moyen des actes soit faible dans les régions « Nord », « Ouest » et « Alsace-Moselle ».

Le coût moyen dépend donc fortement de la localisation géographique.

Groupe d'actes	Coût moyen global	Coût moyen AM	Coût moyen Centre	Coût moyen IDF	Coût moyen Nord	Coût moyen Ouest	Coût moyen Sud - Est	Coût moyen Sud - Ouest
Appareillage	68,13 €	66,50 €	69,09 €	67,55 €	63,16 €	72,58 €	67,94 €	68,46 €
Autres	57,54 €	39,01 €	40,30 €	66,82 €	53,27 €	28,48 €	44,94 €	39,61 €
Cure thermique	511,10 €	399,43 €	325,26 €	539,30 €	365,19 €	646,01 €	461,83 €	483,88 €
Dentaire	110,10 €	105,32 €	97,69 €	138,63 €	107,17 €	96,71 €	116,04 €	105,43 €
Hospitalisation	425,31 €	242,82 €	514,37 €	462,47 €	439,77 €	314,70 €	424,52 €	394,49 €
Maternité	312,90 €					312,90 €		
Médecine douce	53,81 €	49,60 €	50,60 €	57,57 €	50,11 €	49,35 €	51,14 €	47,40 €
Optique	157,14 €	166,86 €	142,89 €	185,12 €	154,76 €	141,03 €	160,46 €	149,87 €
Pharmacie	17,82 €	18,39 €	21,41 €	19,38 €	18,63 €	13,88 €	17,61 €	19,44 €
Soins Courants	32,11 €	30,84 €	30,71 €	34,84 €	29,38 €	25,36 €	32,59 €	29,43 €

Tableau 15 - analyse du coût moyen par localisation

Analyse du coût selon les secteurs d'activité

Pour les actes hors optique et dentaire, nous ne disposons que de deux secteurs d'activité. Nous remarquons que ces deux secteurs comportent des coûts moyens assez différents. Le secteur « activités techniques et scientifiques » comporte des coûts moyens plus élevés sur les groupes d'actes « Autres », « Hospitalisation », « Médecine douce », « Pharmacie » et « Soins Courants », qui sont les actes les plus fréquents, et le secteur « transport et entrepôt » sur les appareillages et les cures thermales, actes plus rares. En optique et en dentaire, on observe que le coût moyen est environ constant selon les secteurs d'activités.

Groupe d'actes	Coût moyen global	Coût moyen "activités	
		techniques et scientifiques"	Coût moyen "transport et entrepôt"
Appareillage	68,13 €	67,23 €	79,91 €
Autres	57,54 €	59,39 €	12,12 €
Cure thermale	511,10 €	477,54 €	1 049,55 €
Hospitalisation	425,31 €	439,69 €	309,92 €
Maternité	312,90 €		312,90 €
Médecine douce	53,81 €	53,86 €	38,83 €
Pharmacie	17,82 €	19,04 €	11,04 €
Soins Courants	32,11 €	33,02 €	23,64 €

Groupe d'actes	Coût moyen global	Coût moyen "activités techniques et scientifiques"	Coût moyen "transport et entrepôt"	Coût moyen "activités financières et assurances"	Coût moyen "commerce et réparation auto"	Coût moyen "construction"	Coût moyen "industrie et manufacture"	Coût moyen "locations"	Coût moyen "santé"
		Dentaire	110,10 €	119,50 €	118,27 €	123,70 €	115,88 €	99,09 €	95,56 €
Optique	157,14 €	163,69 €	153,15 €	137,60 €	168,30 €	156,00 €	149,53 €	152,40 €	146,19 €

Tableau 16 - Analyse du coût moyen selon les secteurs d'activité

Analyse du coût selon la CSP

La CSP semble avoir peu d'impact sur le coût moyen à priori, à savoir que les coûts sont environ identiques entre les cadres et les non cadres (peu d'écarts), bien que les coûts moyens pour les non cadres soient légèrement inférieurs à ceux des cadres. Cette analyse sera ou non vérifiée lors des modélisations ultérieures. Nous avons vu que les non cadres consommaient en moyenne de façon moins fréquente que les cadres. Ils consomment également de façon légèrement moins coûteuse.

Groupe d'actes	Coût moyen global	Coût moyen "Cadre"	Coût moyen "Inconnu"	Coût moyen "Non Cadre"
Appareillage	68,13 €	59,29 €	76,31 €	59,73 €
Autres	57,54 €	59,73 €	57,55 €	51,43 €
Cure thermale	511,10 €	495,04 €	539,44 €	484,27 €
Dentaire	110,10 €	101,66 €	126,71 €	96,19 €
Hospitalisation	425,31 €	399,26 €	443,04 €	429,47 €
Maternité	312,90 €	312,90 €		
Médecine douce	53,81 €	54,05 €	53,68 €	53,72 €
Optique	157,14 €	165,02 €	143,01 €	170,25 €
Pharmacie	17,82 €	20,90 €	16,28 €	17,35 €
Soins Courants	32,11 €	33,47 €	31,77 €	30,72 €

Tableau 17 - Analyse du coût moyen selon la CSP

2.1.3.4 Analyse des charges moyennes pour chaque acte

Enfin, le même genre d'étude a été réalisé sur les charges moyennes, qui reflètent à la fois le coût et la fréquence. Les charges ont été calculées de la façon suivante (puis une moyenne des charges par année a été réalisée) :

- $charge\ moyenne_{acte\ i,base} = \frac{\text{somme des frais réels par individu sur la base pour l'acte } i}{\text{nombre de bénéficiaires sur la base}}$
- $charge\ moyenne_{acte\ i,option} = \frac{\text{somme des frais réels par individu sur l'option pour l'acte } i}{\text{nombre de bénéficiaires sur l'option}}$

La charge moyenne serait donc la dépense moyenne engagée par individu par année pour un acte, au global, c'est-à-dire, que l'assuré ait eu recours à l'acte ou non.

2.1.3.4. a) Charges moyennes par acte

L'analyse des fréquences et des coûts explique donc l'analyse des charges, la charge moyenne étant la multiplication de la fréquence moyenne par le coût moyen. Nous présenterons tout de même les résultats d'analyse de charges.

Optique et dentaire

Les charges sont supérieures sur les options que sur la base, les charges suivant les mêmes tendances que les fréquences et coûts. De plus, les écarts semblent assez élevés. Nous retrouvons des résultats similaires à la fréquence, à savoir des ratios élevés pour les prothèses dentaires, actes d'optiques enfants, mais aussi pour les montures et lentilles refusées, ce qui peut s'expliquer par les mêmes raisons que précédemment.

Libellé de l'acte	Nombre de bénéficiaires sur la base	Nombre de bénéficiaires sur l'option	charge moyenne sur la base	charge moyenne sur l'option
Soins dentaires	2236	650	14,73 €	23,89 €
Monture Adulte	1376	500	19,42 €	38,25 €
Verres Simples Adulte	862	299	12,63 €	23,04 €
Prothèses dentaires acceptées	470	170	31,51 €	60,39 €
Verres Complexes Adulte	384	136	5,91 €	9,70 €
Lentilles Refusées	365	124	3,15 €	6,09 €
Monture Enfant	345	124	4,55 €	8,83 €
Verres Ultra Complexes Adulte	251	108	5,61 €	11,80 €
Orthodontie acceptée	343	105	14,39 €	21,98 €
Verres Simples Enfant	169	57	1,46 €	3,07 €

Tableau 18 - analyse globale des charges moyennes des actes d'optique et de dentaire

Autres actes

De même, les actes possédant des charges importantes de consommation sont sur l'hospitalisation. De forts écarts de charges sont observés entre la base et l'option sur la pharmacie. De façon générale, la charge de consommation est plus élevée sur l'option que sur la base.

Libellé de l'acte	Nombre de bénéficiaires ayant eu l'acte sur la base	Nombre de bénéficiaires ayant eu l'acte sur l'option	charge moyenne sur la base	charge moyenne sur l'option
Pharmacie 65% (vignette blanche RG)	1035	11739	26,88 €	91,01 €
Consultations & Visites Généralistes	1501	11119	37,68 €	66,36 €
Pharmacie 30% (vignette bleue RG)	506	9944	2,58 €	15,99 €
Consultations & Visites Spécialistes	1029	8730	31,16 €	60,52 €
Echographie Radiologie ATM	835	7582	27,85 €	46,48 €
Pharmacie 15%	338	7482	1,22 €	5,82 €
Analyses médicales	805	7026	22,27 €	33,86 €
Imagerie	528	5357	11,78 €	25,16 €
Auxiliaires médicaux	550	5237	21,52 €	43,80 €
Appareillage divers	185	5181	5,47 €	27,42 €
Pharmacie 100%	80	2483	0,15 €	1,00 €
Médecine douce	78	2472	1,90 €	10,19 €
Honoraires chirurgicaux	167	1842	47,14 €	86,93 €
Appareillage auditif	38	1620	0,71 €	9,06 €
Forfait journalier	110	1137	4,56 €	6,49 €
Médicaments non remboursés	46	1089	0,43 €	2,48 €
Petite chirurgie	110	1057	2,30 €	4,52 €

Tableau 19 - analyse globale des charges moyennes hors optique et dentaire

2.1.3.4. b) Analyse des charges moyennes par démographie

Les charges moyennes représentent ici les dépenses moyennes engagées par individu par année pour le groupe d'actes au global. Des charges moyennes élevées sont observées pour les soins courants par exemple, car en moyenne, les assurés consomment plusieurs actes de soins courants par année.

Analyse des charges moyennes selon le sexe

Ici la même tendance que pour le coût moyen est constatée, à savoir que la charge moyenne pour les hommes est supérieure à celle des femmes, de façon peu significative, et que le sexe aurait peu d'impact sur la charge moyenne.

Groupe d'actes	Charge moyenne globale	Charge moyenne HOMME	Charge moyenne FEMME
Appareillage	38,26 €	38,61 €	35,16 €
Autres	10,36 €	10,38 €	9,70 €
Cure thermique	6,21 €	5,69 €	7,10 €
Dentaire	69,57 €	93,74 €	53,59 €
Hospitalisation	125,03 €	133,19 €	98,17 €
Maternité	0,16 €	0,11 €	0,29 €
Médecine douce	10,65 €	10,11 €	11,30 €
Optique	61,88 €	74,49 €	53,55 €
Pharmacie	123,75 €	124,19 €	115,37 €
Soins Courants	310,55 €	291,93 €	336,51 €

Tableau 20 - analyse des charges moyennes selon le sexe

Analyse des charges moyennes selon l'âge

Pour l'âge, les charges moyennes semblent, de même que pour le coût, augmenter avec l'âge sur les classes d'actifs. On constate cette tendance pour tous les groupes d'acte. Cependant, contrairement au coût, les retraités ont des charges moyennes importantes, notamment sur l'appareillage, les cures thermales, la pharmacie, les soins courants, actes qu'ils consomment de façon fréquentes comme nous l'avons vu.

groupe_actes	charge moyenne globale	Charge moyenne "20 - 30 ans"	Charge moyenne "30 - 40ans"	Charge moyenne "40 - 50 ans"	Charge moyenne "50 - 62 ans"	Charge moyenne "enfant"	Charge moyenne "retraité"
Appareillage	38,26 €	15,28 €	23,88 €	35,54 €	64,53 €	18,32 €	156,51 €
Autres	10,36 €	9,10 €	13,80 €	13,22 €	11,28 €	5,34 €	6,57 €
Cure thermique	6,21 €	0,21 €	0,82 €	2,85 €	13,96 €		58,59 €
Dentaire	69,57 €	34,47 €	64,68 €	90,78 €	127,35 €	54,67 €	131,51 €
Hospitalisation	125,03 €	117,04 €	99,90 €	125,08 €	154,89 €	92,69 €	235,99 €
Maternité	0,16 €	0,38 €	0,34 €	0,23 €			
Médecine douce	10,65 €	6,49 €	12,45 €	13,82 €	10,73 €	7,59 €	14,79 €
Optique	61,88 €	60,94 €	56,94 €	88,99 €	122,51 €	25,79 €	90,80 €
Pharmacie	123,75 €	51,53 €	81,14 €	109,05 €	208,30 €	74,68 €	431,43 €
Soins Courants	310,55 €	201,99 €	288,17 €	306,90 €	405,65 €	231,00 €	652,86 €

Tableau 21 - analyse des charges moyennes selon l'âge

Analyse des charges moyennes selon la localisation

La tendance constatée est ici globalement la même que pour le coût, à savoir que l'Île-de-France possède des charges moyennes supérieures en moyenne aux autres régions. Les régions « sud-est » et « sud-ouest » semblent suivre les mêmes tendances. Quant aux régions « Ouest », « AM » et « Centre », les charges moyennes sont assez faibles. De même que pour le coût, la localisation semble jouer un rôle important sur les charges moyennes.

Groupe d'actes	charge moyenne globale	Charge moyenne AM	Charge moyenne Centre	Charge moyenne IDF	Charge moyenne Nord	Charge moyenne Ouest	Charge moyenne Sud - Est	Charge moyenne Sud - Ouest
Appareillage	38,26 €	41,21 €	41,74 €	36,22 €	48,94 €	26,15 €	47,25 €	56,73 €
Autres	10,36 €	6,22 €	5,76 €	17,14 €	4,32 €	2,27 €	6,40 €	5,00 €
Cure thermique	6,21 €	12,93 €	3,53 €	4,47 €	8,56 €	8,01 €	6,01 €	17,96 €
Dentaire	69,57 €	76,50 €	58,72 €	79,72 €	64,74 €	63,21 €	76,44 €	71,34 €
Hospitalisation	125,03 €	49,97 €	215,24 €	129,37 €	168,85 €	77,63 €	123,57 €	166,37 €
Maternité	0,16 €					0,74 €		
Médecine douce	10,65 €	9,52 €	10,81 €	11,90 €	10,14 €	3,87 €	13,79 €	18,30 €
Optique	61,88 €	96,39 €	49,91 €	79,73 €	65,41 €	51,63 €	61,95 €	58,30 €
Pharmacie	123,75 €	124,82 €	169,04 €	120,54 €	162,56 €	99,08 €	122,84 €	153,63 €
Soins Courants	310,55 €	259,20 €	279,94 €	358,14 €	300,66 €	183,30 €	321,80 €	376,63 €

Tableau 22 - analyse des charges moyennes selon la localisation

Analyse des charges moyennes par secteur d'activité

Pour tous les actes, le secteur d'activité ne semble pas impacter significativement la charge moyenne. On trouve cependant des charges moyennes élevées dans le domaine de la santé pour les actes en optique et en dentaire.

Groupe d'actes	Charge moyenne globale	Charge moyenne	
		"activités techniques et scientifiques"	Charge moyenne "transport et entrepôt"
Appareillage	38,26 €	40,97 €	19,65 €
Autres	10,36 €	12,00 €	0,53 €
Cure thermique	6,21 €	6,38 €	4,64 €
Hospitalisation	125,03 €	134,21 €	62,52 €
Maternité	0,16 €		1,02 €
Médecine douce	10,65 €	12,41 €	0,13 €
Pharmacie	123,75 €	130,80 €	72,68 €
Soins Courants	310,55 €	336,65 €	137,76 €

Groupe d'actes	Charge moyenne globale	Charge moyenne	Charge moyenne	Charge moyenne	Charge moyenne	Charge moyenne	Charge moyenne	Charge moyenne	Charge moyenne
		"activités techniques et scientifiques"	"transport et entrepôt"	"activités financières et assurances"	"commerce et réparation auto"	"construction"	"industrie et manufacture"	"locations"	"santé"
Dentaire	69,57 €	78,17 €	71,55 €	79,00 €	69,53 €	60,50 €	60,69 €	78,26 €	82,66 €
Optique	61,88 €	62,09 €	59,78 €	54,72 €	69,08 €	55,00 €	59,10 €	60,46 €	74,52 €

Tableau 23 - analyse des charges moyennes selon les secteurs d'activité

Analyse des charges moyennes selon la CSP

Contrairement au coût moyen, la CSP semble avoir un impact important sur la charge moyenne. Quand le coût moyen d'un groupe d'acte est environ le même pour les cadres que les non cadres, les charges moyennes engagées sur le groupe d'actes sont significativement plus élevées pour les cadres que les non cadres, et ce, sur tous les groupes. Ceci signifie que les dépenses moyennes engagées par année par bénéficiaire sur chacun des groupes d'actes dans leur globalité sont bien plus importantes pour les cadres que pour les non cadres.

Groupe d'actes	Charge moyenne globale	Charge	Charge	Charge
		moyenne "Cadre"	moyenne "Inconnu"	moyenne "Non Cadre"
Appareillage	38,26 €	57,51 €	31,48 €	29,71 €
Autres	10,36 €	13,87 €	10,91 €	4,63 €
Cure thermique	6,21 €	6,98 €	5,36 €	6,80 €
Dentaire	69,57 €	83,12 €	94,15 €	72,96 €
Hospitalisation	125,03 €	160,94 €	117,54 €	93,74 €
Maternité	0,16 €	0,23 €		0,45 €
Médecine douce	10,65 €	14,61 €	10,41 €	6,14 €
Optique	61,88 €	70,08 €	70,51 €	79,14 €
Pharmacie	123,75 €	164,00 €	112,03 €	97,19 €
Soins Courants	310,55 €	383,94 €	308,57 €	213,15 €

Tableau 24 - analyse des charges moyennes selon la CSP

2.2 Approche générale

L'idée de la modélisation est d'aboutir à l'obtention d'un barème de coefficients d'anti-sélection, par segment démographique.

Pour cela, nous modéliserons des coefficients d'anti-sélection en fréquence et en coût, afin de répondre à la large utilisation des modèles de tarification en fréquence x coût sur le marché.

2.2.1 Méthode fréquence x coût pour tarifer

La méthode fréquence x coût est utilisée en tarification santé de la manière suivante. Le risque maladie est l'agrégation de plusieurs risques sur tous les actes présents dans le portefeuille. La prime pure représente la charge moyenne attendue. Elle est obtenue comme somme des primes pures des différents risques, sous l'hypothèse d'indépendance entre les risques. Elle est calculée en décomposant chacun des actes, pour lesquels les lois de fréquences et de coût moyens sont différentes. Chaque risque est supposé être aléatoire, les risques sont également supposés être indépendants et identiquement distribués, c'est-à-dire que les individus ne sont pas soumis aux mêmes risques de la même manière. Cette hypothèse est nécessaire à l'établissement de la prime pure par la méthode fréquence*coût moyen, bien qu'elle soit réfutable en réalité, les risques n'étant pas totalement indépendants.

L'hypothèse d'indépendance entre fréquence et coût sur l'ensemble des actes est également formulée, essentielle à la mise en place de ce modèle.

La prime pure sera ainsi calculée de la manière suivante :

$$\text{Prime pure} = \text{fréquence} * \text{coût moyen}$$

Les fréquences et coûts moyens seront calculés par risque donc par acte, puis la prime pure totale sera égale à la somme des primes pures sur chacun des actes.

Pour un risque donné i , le coût total des sinistres du risque i est donné par le modèle individuel :

$$S_i = \sum_{k=1}^N S_k$$

Où N est le nombre total de sinistres, réparti de façon aléatoire, et S_k le montant du k -ème sinistre, sachant que S_1, \dots, S_n sont iid et ne dépendent pas de N .

Le calcul de la prime pure correspond à l'espérance mathématique du coût annuel des sinistres déclaré pour un risque i . On a alors, pour un risque i donné,

$$E(S_i) = E(S_1) * E(N)$$

Où $E(N)$ est l'espérance du nombre de sinistres et $E(S_1)$ l'espérance du coût moyen.

Nous allons donc construire des coefficients d'anti-sélection à l'aide de tarification en fréquence et en coût pour chacun des actes, après avoir déterminé pour chacun d'entre eux le modèle le plus approprié.

2.2.2 Que modélise-t-on ?

Le but de cette étude est d'obtenir des coefficients d'anti-sélection sous forme d'un barème qui pourra être appliqué à chaque catégorie d'assurés, dans n'importe quelle tarification future.

Il semble ici important de noter que l'anti-sélection modélisée est entendue dans son sens large, comprenant l'aléa moral. En effet, les données à notre disposition ne permettent pas de séparer l'anti-sélection de l'aléa moral, qui seront alors modélisés conjointement dans un souci de cohérence. L'anti-sélection modélisée peut donc aussi être une anti-sélection de « confort », qui correspondrait à une forme d'aléa moral ex-post comme nous l'avons évoqué précédemment. Nous testerons plusieurs modèles, et sélectionnerons le plus approprié pour chaque acte, en fréquence et en coût, afin d'avoir l'évaluation la plus précise de ces derniers pour chacun des actes. Ensuite, nous établirons des coefficients d'anti-sélection en fréquence et en coût pour chacun des actes, puis au global, ce qui nous permettra d'obtenir un barème.

De la base de données initiale, autant de tableaux qu'il y a d'actes ont été extraits. Nous aurons donc une base par acte.

Pour la modélisation en fréquence, la maille employée est par bénéficiaire (une ligne par bénéficiaire, qu'il ait eu recours à l'acte ou non). La variable à expliquer sera une variable appelée « nombre de sinistres » qui correspond au nombre de fois où le bénéficiaire a eu recours à cet acte dans notre base. La variable vaudra zéro s'il n'y a jamais eu recours, et sera ensuite égale au nombre de fois où il a eu l'acte dans la base au total. Pour la modélisation en coût moyen, toutes les lignes de sinistralité seront conservées, c'est-à-dire que nous ne regrouperons pas les actes par bénéficiaire mais garderons une vision de tous les actes qu'il a eus. La modélisation se fera également ici acte par acte.

Les variables explicatives seront quant à elles les variables tarifaires, auxquelles s'ajouteront des variables représentatives du niveau de garantie souscrit.

Les variables tarifaires sont les mêmes pour les deux types de modélisations effectuées, à savoir le sexe, l'âge, la localisation, le secteur d'activité, et la CSP.

La seule différence est pour le secteur d'activité : nous disposons de 13 secteurs d'activités différents pour la modélisation en optique/dentaire, et uniquement de 2 pour tous les autres actes.

Ensuite, la variable significative du niveau de garantie a été exprimée différemment pour la modélisation en optique et en dentaire, que pour les autres actes, comme les structures de garantie sont assez différentes.

2.2.2.1 Modélisation des actes d'optique et de dentaire

Pour les actes d'optique et de dentaire, trois bases sont proposées par la mutuelle aux entreprises qui l'ont souscrite. L'entreprise détermine une de ces trois bases et l'impose à tous ses salariés, qui auront le choix de souscrire une option facultative.

Trois classes d'études ont été créées, étant donné que le but de l'étude est d'étudier les différences de comportements entre la base et les options, pour une base donnée. En effet, d'autres approches plus intuitives ont été testées et n'ont pas fonctionné en raison des différences importantes dans les niveaux de remboursements des contrats proposés.

Une première approche a consisté à sélectionner deux variables continues dans les variables explicatives, qui reflétaient les niveaux de remboursement proposés par la base et par l'option du contrat. Cependant, comme la base de données étudiée regroupe des contrats différents, ces derniers proposent des niveaux de garantie très variables, et la fréquence et le coût de sinistralité n'augmenteront pas nécessairement avec le niveau de garantie, puisque par exemple le niveau proposé par l'option la plus haute d'un des contrats peut être égal à celui proposé par une option basse d'un autre contrat. Cette approche ne permet donc pas de refléter correctement l'anti-sélection.

Une deuxième approche a consisté à normaliser les niveaux de remboursement, en ayant toujours deux variables continues indicatrices du remboursement sur la base et sur l'option du contrat, mais l'idée était de diviser le montant de remboursement proposé par celui de l'option la plus haute du contrat. Ainsi, les variables étaient fixées à 1 pour l'option la plus haute, puis comprises entre 0 et 1 pour les options plus basses. Or, cette approche n'était pas pertinente parce qu'elle ne prend pas en compte les niveaux de remboursement, et donc elle ne permettra pas de tarifier n'importe quels niveaux de garanties. Par exemple, si une option rembourse 200% BR, et l'option la plus haute 400%BR, les mêmes valeurs de variables sont les mêmes que si la première remboursait 500%BR et la deuxième 1000%BR.

Finalement, nous créerons des classes de remboursement, ici appelées « classe 1 », « classe 2 » et « classe 3 ». Lorsque nous tarifierons acte par acte, les classes seront exprimées en intervalle de remboursement. Ainsi, en prenant n'importe quelle structure de remboursement, chaque garantie sur chaque acte correspondra à un intervalle de remboursement, et donc à une classe.

Nous aurons donc trois classes, avec trois ou quatre modalités:

- $Classe1 = structure\ Base\ 1 = \begin{cases} 'Base' & \text{si l'assuré a choisi la base 1 seule} \\ 'Option\ 1' & \text{si l'assuré est sur l'option 1 de la base 1} \\ 'Option\ 2' & \text{si l'assuré est sur l'option 2 de la base 1} \\ 'non\ souscrite' & \text{si l'entreprise de l'assuré n'apas la structure "Base 1"} \end{cases}$
- $Classe2 = structure\ Base\ 2$

$$= \begin{cases} \text{'Base' si l'assuré a choisi la base 2 seule} \\ \text{'Option 1' si l'assuré est sur l'option 1 de la base 2} \\ \text{'Option 2' si l'assuré est sur l'option 2 de la base 2} \\ \text{'non souscrite' si l'entreprise de l'assuré n'a pas la structure "Base 2"} \end{cases}$$

- *Classe3 = structure Base 3*

$$= \begin{cases} \text{'Base' si l'assuré a choisi la base 3 seule} \\ \text{'Option' si l'assuré est sur l'option unique de la base 3} \\ \text{'non souscrite' si l'entreprise de l'assuré n'a pas la structure Base 3} \end{cases}$$

Les variables explicatives seront donc pour cette modélisation les variables tarifaires, ainsi que ces trois classes. Le but sera donc d'analyser, pour un acte fixé, et pour une classe fixée, l'évolution des coefficients entre la base et les options, une des modalités étant fixée comme référence.

2.2.2.2 Modélisation pour tous les autres actes

Cette modélisation est plus intuitive car la structure de garantie employée ici possède une base unique et deux options différentes. Nous voulons donc étudier les variations des coefficients, pour chaque acte, entre la base et les différentes options.

Les variables explicatives seront donc les variables démographiques, ainsi qu'une variable indicatrice du niveau de garantie. Par exemple pour une étude en fréquence, si la modalité « base » est choisie comme référence et que la fréquence de consommation augmente avec le niveau de garantie, le coefficient sera positif pour la modalité « option 1 », et le coefficient pour la modalité « option 2 » sera positif et supérieur au premier.

Cette variable a pour modalités :

$$\text{Niveau de garantie} = \begin{cases} \text{'Base' si l'assuré a souscrit la base seule} \\ \text{'Option 1' s'il a fait le choix de la première option} \\ \text{'Option 2' s'il a fait le choix de la seconde option} \end{cases}$$

Encore une fois, ici les modalités sont exprimées en « Option 1 » et « Option 2 », mais lorsque les tarifications seront réalisées actes par acte, ces modalités deviendront des intervalles de remboursement.

2.3 Modélisation de type GLM

Une méthode très classique en assurance est la méthode des modèles linéaires généralisés, que nous allons employer ici dans le but de trouver un modèle adéquat pour modéliser chaque acte en fréquence et en coût moyen. Pour chaque acte, nous développerons plusieurs types de modèles, sélectionnerons le plus pertinent, puis l'utiliserons afin d'établir des coefficients d'anti-sélection selon les caractéristiques démographiques des assurés.

2.3.1 Cadre théorique

La théorie des modèles linéaires généralisés est développée de façon succincte la, puis utilisée par la suite afin de réaliser les modèles.

Famille exponentielle

Une hypothèse simplificatrice des modèles linéaires généralisés consiste à considérer que la variable à expliquer Y a une loi de densité appartenant à la famille exponentielle naturelle. On dit qu'une variable aléatoire Y possède une densité de probabilité, par rapport à la mesure dominante γ , notée $f_{\theta, \varphi}(y)$ appartenant à la famille exponentielle naturelle F_{θ}^{Nat} si

$$f_{\theta, \varphi}(y) = \exp\left(\frac{y\theta - b(\theta)}{\varphi} + c(y, \varphi)\right)$$

Où $b(\cdot)$ et $c(\cdot)$ sont des fonctions connues et dérivables telles que :

- $b(\cdot)$ est trois fois dérivable
- $b'(\cdot)$ est inversible
- θ est un réel appelé « paramètre naturel » et Φ est un réel strictement positif appelé « paramètre de dispersion ».

De plus, si Y admet une densité appartenant à la famille exponentielle naturelle F_{θ}^{Nat} , alors

1. $E_{\theta}(Y) = b'(\theta)$
2. $V_{\theta}(Y) = b''(\theta) \Phi$

Et si Y admet une densité appartenant à la famille exponentielle naturelle telle que $E_{\theta}(Y) = b'(\theta) = \mu$, alors la fonction $g(\mu) = (b')^{-1}(\mu)$ est appelée fonction de lien canonique.

Par exemple, si Y suis une loi de Poisson de paramètre $\lambda > 0$, alors la fonction de lien canonique est $g(\mu) = \log(\mu)$, appelée lien logarithmique, que nous utiliserons par la suite dans nos modèles. Si Y suit une loi de Bernoulli, ou Binomiale, alors on aura $g(\mu) = \log\left(\frac{\mu}{1-\mu}\right)$, appelée fonction logit, dont l'inverse est égale à $g^{-1}(x) = \frac{e^x}{1+e^x}$

La fonction de régression $E(Y|x)$ est la meilleure prévision de Y sachant x . Dans les modèles linéaires classiques, on a fait l'hypothèse que $E_\beta(Y|x) = x' \beta$, c'est-à-dire :

$$Y = x' \beta + \varepsilon \text{ avec } \varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$$

Or, ce modèle ne permet pas de traiter le cas où, par exemple, la variable à expliquer Y est dichotomique, ou simplement non continue.

Pour cela, il a fallu introduire de nouveaux modèles. Une généralisation du modèle linéaire consiste à garder une partie linéaire ($x^T \beta$) de l'explicatif dans la régression, mais cette fois telle que :

$$g(E_\beta(Y|x)) = x' \beta$$

Où $g(\cdot)$ est une fonction inversible appelée fonction de lien. Notons que ce nouveau modèle inclut le modèle linéaire classique en prenant comme fonction de lien la fonction identité.

On cherche donc à estimer la fonction de régression $E_\beta(Y|x) = g^{-1}(x' \beta)$

Ainsi, dans les modèles linéaires généralisés, contrairement aux modèles linéaires classiques, le caractère normal de la variable réponse Y n'est plus imposé. Seule l'appartenance à la famille exponentielle est nécessaire.

Nous avons donc (p est le nombre de variables significatives) :

$$g(E_\beta(Y|x_1, x_2, \dots, x_p)) = \sum_{k=1}^p \beta_k x_k$$

La fonction de lien retenue sera la fonction log, qui permet d'obtenir un tarif multiplicatif.

Afin de modéliser les lois de fréquences, nous utiliserons dans un premier temps les lois classiques pour ce type de modélisation : loi de Poisson et loi binomiale négative. Pour modéliser les coûts moyens, nous utiliserons la loi log-normale et la loi Gamma.

Modélisation de la fréquence

- Loi de Poisson

La loi de Poisson est définie de la façon suivante :

Soit une variable aléatoire Y suivant une loi de Poisson de paramètre λ . Y est à valeurs discrètes (processus de comptage). Sa fonction de densité est de la forme

$$P(Y = y) = \exp(-\lambda) \frac{\lambda^y}{y!}$$

Qui peut être mise sous la forme

$$P(Y = y) = \exp(y * \ln(\lambda) - \lambda - \ln(y!))$$

Ainsi, la loi de Poisson appartient à la famille exponentielle naturelle avec :

- $\theta = \ln(\lambda)$ donc $\lambda = \exp(\theta)$
- $\varphi = 1$
- $a(\varphi) = 1$
- $b(\theta) = \exp(\theta)$
- $c(y; \theta) = -\ln(y!)$

- Loi binomiale négative

La loi binomiale négative est le nombre d'échecs avant l'obtention de n succès pour une expérience dont la probabilité de succès est égale à p. La loi binomiale négative est en fait un mélange de Poisson lorsque son paramètre λ suit lui-même une loi gamma. La binomiale négative prend donc en compte une hétérogénéité qui est non observable, ce qui semble à première vue correspondre à notre situation. Sa particularité est que la variance est supérieure à l'espérance. Cette loi est donc employée lorsqu'un phénomène de surdispersion est observé.

Soit Y une variable aléatoire suivant une loi binomiale négative de paramètres r et p (r étant un entier strictement positif, p un réel compris entre 0 et 1 exclus).

L'expérience consiste donc en une série de tirages indépendants dont la probabilité de succès est p (constante durant toute l'expérience) (et donc la probabilité d'échec est égale à 1-p). Y, à valeurs entières, est le nombre de tirages nécessaires pour obtenir r succès.

Sa fonction de densité est :

$$P(Y = y) = \binom{y+r-1}{y} p^r (1-p)^y$$

Qui peut être mise sous la forme :

$$P(Y = y) = \exp\left(y * \ln(1-p) + r * \ln(p) + \ln\left(\frac{y^{r-1}}{\Gamma(r)}\right)\right)$$

Où $\Gamma(x) = \int_0^{\infty} e^{-u} u^{x-1} du$

Ainsi, la loi binomiale négative appartient à la famille exponentielle naturelle avec :

- $\theta = \ln(1-p)$
- $\varphi = 1$
- $a(\varphi) = 1$
- $b(\theta) = -r * \ln(1 - e^\theta)$
- $c(y; \theta) = \ln\left(\frac{y^{r-1}}{\Gamma(r)}\right)$

Modélisation des coûts moyens

- Loi Gamma

La loi Gamma est une loi fréquemment utilisée pour le coût. Soit Y une variable aléatoire suivant une loi Gamma de paramètre a et b (tous deux strictement positifs).

La densité s'écrit :

$$f_{a,b}(y) = \frac{b^a}{\Gamma(a)} * y^{a-1} * e^{-by} \text{ où } \Gamma(x) = \int_0^{\infty} e^{-u} u^{x-1} du$$

Cette fonction peut également être mise sous la forme :

$$f_{a,b}(y) = \exp(-a * \ln(b) - b * y + (a - 1) * \ln(y) - \ln(\Gamma(a)))$$

Ainsi, la loi gamma appartient à la famille exponentielle naturelle avec :

- $\theta = -b$
- $\varphi = 1$
- $a(\varphi) = 1$
- $b(\theta) = -a * \ln(-\theta)$
- $c(y; \theta) = (r - 1) * \ln(y) - \ln(\Gamma(a))$

- Loi lognormale

Enfin, la loi log-normale est un cas particulier car cette loi n'est pas une exponentielle naturelle. Soit Y une variable aléatoire suivant une log-normale de paramètres μ et θ . On ne peut pas appliquer un modèle linéaire généralisé sur Y directement. On pose donc $X = \ln(Y)$, qui suit une loi normale de paramètres μ et θ .

La fonction de densité de Y s'écrit :

$$f_{\mu,\theta}(y) = \frac{1}{y * \sigma * \sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(\ln(y) - \mu)^2}{2 \sigma^2}\right)$$

Une fois les modèles établis, il faudra mesurer la qualité de l'ajustement des modèles. On utilisera souvent la déviance, ou le critère AIC. Plusieurs critères existent pour mesurer l'adéquation des modèles, que nous allons définir.

2.3.2 Méthode de calibration et tests d'adéquation

Les modèles mis en place ont tous été calibrés à l'aide du logiciel SAS. Nous allons tout d'abord commencer par présenter le fonctionnement des procédures employées, sur ce logiciel.

2.3.2.1 Modèle employé

2.3.2.1. a) Pour les actes d'optique et dentaire

Les variables utilisées pour modéliser les actes d'optique et de dentaire sont les suivantes, avec Y la variable à expliquer, différente selon si la modélisation est en fréquence ou en coût, et X_i les variables explicatives (tarifaires + niveau de garantie), qui seront-elles les mêmes pour les modélisations en fréquence et en coût.

Pour chaque acte :

- $Y = \begin{pmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_n \end{pmatrix} = \text{variable réponse} = \begin{cases} \text{nombre de sinistre si modélisation en fréquence} \\ \text{coût moyen si modélisation en coût} \end{cases}$

Avec $i=1\dots n$ pour un individu.

Et $\text{Nombre de sinistres}_{\text{individu } i} = \sum_{\text{sinistres } j} 1_{\{\text{individu } i = \text{sinistre } j\}}$

Et $\text{Coût moyen}_{\text{individu } i} = \frac{\sum \text{frais réels pour l'individu } i \text{ sur cet acte}}{\text{nombre d'actes pour l'individu } i \text{ sur cet acte}}$

- $X_1 = \text{sexe} \begin{cases} = 1 \text{ si l'assuré est un homme} \\ = 2 \text{ si l'assurée est une femme} \end{cases}$

- $X_2 = \text{groupe d'âge} \begin{cases} = \text{enfant} \\ = 20 - 30 \text{ ans} \\ = 30 - 40 \text{ ans} \\ = 40 - 50 \text{ ans} \\ = 50 - 62 \text{ ans} \\ = \text{retraité} \end{cases}$

- $X_3 = \text{groupe de région} \begin{cases} = \text{Alsace - Moselle} \\ = \text{Centre} \\ = \text{Ouest} \\ = \text{Île - de - France} \\ = \text{Sud - Est} \\ = \text{Sud - Ouest} \\ = \text{Corse et DOMTOM} \\ = \text{Nord} \end{cases}$

- $X_4 = \text{secteur d'activité}$
 - = Transport et entrepôt
 - = Activités spécialisées scientifiques et techniques
 - = Construction
 - = Industrie et manufacture
 - = Commerce et réparation auto
 - = Autres services
 - = Santé
 - = Activités financières et assurances
 - = Locations
 - = Arts et spectacles
 - = Production et distribution de l'eau
 - = Immobilier
 - = Construction
- $X_5 = \text{csp}$
 - = Cadre
 - = Non Cadre
 - = Inconnue (Conjoints, Enfants, Retraités)
- $X_6 = \text{classe 1}$
 - = 'Base' si l'assuré a choisi la base 1 seule
 - = 'Option 1' si l'assuré est sur l'option 1 de la base 1
 - = 'Option 2' si l'assuré est sur l'option 2 de la base 1
 - = 'non souscrite' si l'entreprisede l'assuré n'apas la structure "Base 1"
- $X_7 = \text{classe 2}$
 - = 'Base' si l'assuré a choisi la base 2 seule
 - = 'Option 1' si l'assuré est sur l'option 1 de la base 2
 - = 'Option 2' si l'assuré est sur l'option 2 de la base 2
 - = 'non souscrite' si l'entreprisede l'assuré n'apas la structure "Base 2"
- $X_8 = \text{classe 3}$
 - = ' Base' si l'assuré a choisi la base 3 seule
 - = ' Option' si l'assuré a choisi l'option unique de la base 3
 - = ' non souscrite' si l'entreprisede l'assuré n'a pas la structure "Base 3"

L'idée de créer trois classes afin de comparer les bases entre elles, la base 1 correspondant à un contrat « Entrée de Gamme », la base 2 à un contrat « Milieu de Gamme » et la base 3 à un contrat « Haut de Gamme ». La comparaison des coefficients permettra donc d'observer, à la fois les différences de comportement en fréquence et en coût des assurés entre une base et ses options, mais aussi les différences entre les bases elles-mêmes.

Certaines variables étant qualitatives, le modèle s'écrit alors :

$$\begin{aligned}
Y = & \beta_0 + \beta_1 1_{\{x1=1\}} + \beta_2 1_{\{x1=2\}} + \beta_3 1_{\{x2=enfant\}} + \beta_4 1_{\{x2=20-30\text{ ans}\}} \\
& + \beta_5 1_{\{x2=30-40\text{ ans}\}} + \beta_6 1_{\{x2=40-50\text{ ans}\}} + \beta_7 1_{\{x2=50-62\text{ ans}\}} \\
& + \beta_8 1_{\{x3=Ouest\}} + \beta_9 1_{\{x3=Nord\}} + \beta_{10} 1_{\{x3=Centre\}} + \beta_{11} 1_{\{x3=Alsace-Moselle\}} \\
& + \beta_{12} 1_{\{x3=Sud-est\}} + \beta_{13} 1_{\{x3=Sud-Ouest\}} + \beta_{14} 1_{\{x3=Ile-de-France\}} \\
& + \beta_{15} 1_{\{x4=Activites-spe-techni\}} + \beta_{16} 1_{\{x4=Construction\}} \\
& + \beta_{17} 1_{\{x4=industrie-manufacture\}} + \dots + \beta_{27} 1_{\{x4=transport-entrepot\}} \\
& + \beta_{28} 1_{\{x5=Cadre\}} + \beta_{26} 1_{\{x5=Non Cadre\}} + \beta_{27} 1_{\{x5=Inconnu\}} \\
& + \beta_{28} 1_{\{x6=non souscrite\}} + \beta_{29} 1_{\{x6=Option 2\}} + \beta_{30} 1_{\{x6=Option 1\}} \\
& + \beta_{31} 1_{\{x6=Base\}} + \beta_{32} 1_{\{x7=non souscrite\}} + \beta_{33} 1_{\{x7=Option 2\}} \\
& + \beta_{34} 1_{\{x7=Option 1\}} + \beta_{35} 1_{\{x7=Base\}} + \beta_{36} 1_{\{x8=non souscrite\}} \\
& + \beta_{37} 1_{\{x8=Option\}} + \beta_{38} 1_{\{x8=Base\}}
\end{aligned}$$

Les variables étant qualitatives, il faut choisir une référence pour chacune des variables, et les coefficients seront calculés par rapport à cette modalité de référence. Par exemple, pour le sexe, la modalité choisie a été « homme », donc le coefficient correspondant à « Sexe=1 » est 0. Si le coefficient attribué à « sexe=2 », c'est-à-dire aux femmes, est positif, cela signifie que la modalité « femme » augmente le nombre de sinistres (ou le coût moyen) sur l'acte étudié par rapport à la modalité de référence. Si la variable possède plus de deux modalités, plus le coefficient obtenu sera grand, plus la modalité conduit à une augmentation de la sinistralité.

Les références choisies, et ce, pour les deux modélisations, sont :

- Pour le sexe : « Homme »
- Pour l'âge : « 30 – 40 ans »
- Pour la localisation : « Ile-de-France »
- Pour le secteur d'activité : « transport et entrepôt »
- Pour la csp : « Non Cadre »
- Pour les classes de garanties : « Base » de la classe 2, et « Non Souscrite » pour les autres classes.

2.3.2.1. b) Pour les autres actes

Les variables tarifaires sont les mêmes, à la différence que l'on ne dispose uniquement de deux secteurs d'activités dans cette modélisation (transport et entrepôt, et activités techniques et scientifiques). L'expression du niveau de garantie se fait par une unique variable, X_6 , qui peut s'écrire :

- $X_6 = \begin{cases} = 'Base' \text{ si l'assuré a souscrit la base seule} \\ = 'Option 1' \text{ s'ila souscrit (base + Option1)} \\ = 'Option2' \text{ s'ila souscrit (base + Option2)} \end{cases}$

Le modèle s'écrit alors :

$$\begin{aligned}
Y = & \beta_0 + \beta_1 1_{\{x_1=1\}} + \beta_2 1_{\{x_1=2\}} + \beta_3 1_{\{x_2=enfant\}} + \beta_4 1_{\{x_2=20-30\text{ ans}\}} \\
& + \beta_5 1_{\{x_2=30-40\text{ ans}\}} + \beta_6 1_{\{x_2=40-50\text{ ans}\}} + \beta_7 1_{\{x_2=50-62\text{ ans}\}} \\
& + \beta_8 1_{\{x_3=Ouest\}} + \beta_9 1_{\{x_3=Nord\}} + \beta_{10} 1_{\{x_3=Centre\}} + \beta_{11} 1_{\{x_3=Alsace-Moselle\}} \\
& + \beta_{12} 1_{\{x_3=Sud-est\}} + \beta_{13} 1_{\{x_3=Sud-Ouest\}} + \beta_{14} 1_{\{x_3=Ile-de-France\}} \\
& + \beta_{15} 1_{\{x_4=Activites-spe-techni\}} + \beta_{16} 1_{\{x_4=transport-entrepot\}} \\
& + \beta_{17} 1_{\{x_5=Cadre\}} + \beta_{18} 1_{\{x_5=Non\text{ Cadre}\}} + \beta_{19} 1_{\{x_5=Inconnu\}} \\
& + \beta_{20} 1_{\{x_6=Option\ 2\}} + \beta_{21} 1_{\{x_6=Option\ 1\}} + \beta_{22} 1_{\{x_6=Base\}}
\end{aligned}$$

Les variables de référence choisies seront les mêmes que pour le modèle d'optique et de dentaire.

2.3.2.2 Sélection, choix et validation du modèle

Comme évoqué précédemment, nous avons à disposition plusieurs modèles qui semblent correspondre à nos données. La question est donc : à partir de ces modèles, comment choisir le « meilleur » modèle à partir des observations dont on dispose ?

2.3.2.2. a) Déviance

La déviance est un outil de test d'adéquation qui s'interprète comme une distance. Elle mesure l'écart entre la statistique de vraisemblance maximum (modèle saturé) et la statistique de vraisemblance du modèle étudié.

En effet, se faire une idée de la qualité d'un modèle en se basant sur la vraisemblance est difficile, étant donné qu'elle dépend, entre autres, de la taille de l'échantillon. On préfère comparer la vraisemblance d'un modèle à celle d'un modèle de référence, le modèle dit « saturé ». Ce modèle est celui qui possède la même loi de probabilité et la même fonction de lien, mais contenant autant de variables explicatives indépendantes que de données. Elle estime donc exactement les données.

C'est celui où la moyenne de la variable est définie par l'observation elle-même :

$$E(Y_i|x_i) = Y_i$$

Notons que le modèle saturé est le plus complexe car le plus complet. Tous les autres modèles sont emboîtés dans celui-ci. On préférera donc un modèle qui a une vraisemblance proche de la vraisemblance du modèle saturé. Les deux statistiques utilisées pour juger de l'adéquation du modèle aux données sont la déviance normalisée et la statistique du khi-deux de Pearson.

La déviance normalisée d'un modèle M définie par rapport au modèle saturé M_{sat} est notée D_M et est égale à :

$$D_M^* = 2 (L_{M_{sat}} - L_M) \geq 0$$

Où $L_{M_{sat}}$ et L_M sont respectivement les logarithmes des vraisemblances dans le modèle saturé et dans la modèle de base. Ce rapport généralise l'usage des sommes de carrés propres au cas gaussien donc à l'estimation par les moindres carrés.

Alors :

$$D_M^* = 2 \log(\lambda) = 2 \log\left(\frac{L(b_{max}; y)}{L(b; y)}\right)$$

Où b et b_{max} sont respectivement les estimations du vecteur des paramètres β pour le modèle normal et saturé.

On montre qu'asymptotiquement, D^* suit une loi un chi-deux à $n-p$ degrés de liberté lorsque le modèle est exact, ce qui permet de construire un test de rejet ou d'acceptation du modèle selon que la déviance est jugée significativement ou non importante. Cette approximation au chi-deux n'est cependant pas très bonne en général.

En supposant que tous les poids ω_i des individus sont égaux à 1, on obtient le tableau suivant de déviance pour les lois usuelles :

Loi de probabilité	Déviance
Normale	$\sum_i (y_i - \hat{\mu}_i)^2$
Binomiale ¹¹	$2(\sum_i m_i \{y_i \log \frac{y_i}{\hat{\mu}_i} + (1 - y_i) \log \frac{1 - y_i}{1 - \hat{\mu}_i}\})$
Poisson	$2(\sum_i \{y_i \log \frac{y_i}{\hat{\mu}_i} + (y_i - \hat{\mu}_i)\})$
Gamma	$2 \sum_i \frac{(y_i - \hat{\mu}_i)^2}{\hat{\mu}_i^2 y_i}$

Tableau 25 - Déviations selon les lois statistiques

Un estimateur de la déviance, utilisé également pour comparer les valeurs observées à leur prévision par le modèle, est donné par le logiciel SAS dans la procédure (PROC GENMOD) que nous utiliserons. Il s'agit du critère de Pearson, qui doit suivre aussi une loi du Chi-2 à $n-p$ degrés de liberté. Ce test est utilisé pour comparer les valeurs observées y_i à leur prévision par le modèle.

La statistique du test de Pearson est définie par :

$$\chi = \sum_{i=1}^n \frac{(y_i - \hat{y}_i)^2}{var(\hat{y}_i)}$$

Elle admet asymptotiquement la même loi que la déviance.

Si le critère de Pearson (divisé par le nombre de degrés de liberté) est proche de 1 par valeurs inférieures, alors le modèle sera jugé adéquat, l'espérance d'un chi-deux à n degrés de liberté étant égal à n .

S'il est élevé par rapport à 1, alors il y aura surdispersion. La surdispersion est un phénomène qui concerne la modélisation des données selon une loi binomiale ou de Poisson.

¹¹ : pour la loi Binomiale, $y_i = \frac{r_i}{m_i}$, où r_i est le nombre de succès et m_i le nombre d'essais.

Dans le cas d'un modèle de Poisson avec un critère de Pearson supérieur à 1, on choisira un modèle de binomiale négative, qui prend mieux en compte la surdispersion.

2.3.2.2. b) Tests d'hypothèses concernant les hypothèses du modèle

L'hypothèse linéaire générale :

$$H_0 : L' \beta = 0$$

Peut être testée à l'aide d'un test de Wald ou d'un test basé sur le rapport des vraisemblances.

Test de Wald

Nous utiliserons ici le test de Wald pour tester l'hypothèse de nullité des coefficients.

Sous l'hypothèse H_0 , la statistique :

$$S = (L'b)'(L'J - 1L)^{-1} (Lb)$$

suit une loi du khi-deux à r degrés de liberté, où r est le rang de L , et J est la matrice d'information du modèle, à savoir $J = E(UU') = Var(U)$, où U est le score du modèle, c'est-à-dire égale à la dérivée de la fonction de log-vraisemblance.

Pour le test $H_0 : \beta_j = 0$ où β_j est la j -ième composante de β , il découle de ce résultat général que le test d'un coefficient du modèle se fonde sur la statistique $\left(\frac{\beta_j}{s_j}\right)^2$, où s_j est le j -ème coefficient de J^{-1} , et qu'elle suit sous l'hypothèse de nullité du coefficient une loi du khi-deux à un degré de liberté.

L'intervalle de confiance pour le test de Wald de β_j est : $\left[b_j - z_{1-\frac{\alpha}{2}} s_j ; b_j + z_{1-\frac{\alpha}{2}} s_j \right]$, puisque b est approximativement distribuée selon une loi normale $N(\beta; J^{-1})$, où $z_{1-\frac{\alpha}{2}} s_j$ est le fractile d'ordre $1 - \frac{\alpha}{2}$ d'une loi centrée réduite.

On testera ainsi l'hypothèse de nullité de chacun des coefficients, afin d'observer la significativité de chaque modalité de chacune de nos variables.

Test du rapport de vraisemblance

Ce test est très utilisé dans les modèles linéaires généralisés. Si b^* est l'estimation du maximum de vraisemblance de β sous l'hypothèse $H_0 : L' \beta = 0$, alors on a $l(b^*; y) = \max_{H_0}(l(\beta; y))$.

Sous l'hypothèse H_0 , la statistique $S = 2(l(b; y) - l(b^*; y))$ suit approximativement une loi du khi-deux à r degrés de liberté, où r est le rang de L .

2.3.2.2. c) Vraisemblance

Nous introduisons maintenant d'autres critères qui permettent de comparer des modèles qui ne sont pas nécessairement emboîtés les uns dans les autres.

On comprend que plus la vraisemblance d'un modèle est élevée, meilleur est le modèle (le but étant de maximiser la vraisemblance). Un inconvénient de ce critère est que la vraisemblance (ou son logarithme) d'un modèle augmente avec la complexité (le nombre de variables explicatives) du modèle. Sélectionner le modèle qui maximise la vraisemblance revient donc à choisir le modèle saturé.

Plusieurs critères existent pour parer à ce problème, notamment deux très utilisés en tarification IARD, à savoir le critère AIC et le critère BIC. Ces critères maximisent la vraisemblance tout en pénalisant les grands modèles. Il s'agit d'une sorte de balance entre la vraisemblance la plus grande et les modèles les plus petits (le moins de variables explicatives).

Le critère AIC (Akaike Informative Criterion) est défini pour un modèle à p paramètres par

$$AIC = -2L + 2p$$

Le critère BIC (Bayesian Informative Criterion) est défini pour un modèle à p paramètres et n observations par

$$BIC = -2L + p * \log(n)$$

Nous sélectionnerons donc le modèle en fonction des valeurs des AIC et des BIC issus des calibrations.

2.3.2.3 Validation du modèle

Une fois le modèle choisi, la question qui se pose est : ce modèle est-il adéquat ? Il faut tout d'abord valider le modèle par des tests d'adéquation tels que nous l'avons vu ci-avant (Déviance, AIC, BIC).

Les tests d'adéquation indiquent donc globalement comment le modèle s'ajuste aux données. On obtient une information plus précise en comparant individuellement les valeurs observées et les valeurs estimées. Une l'analyse des résidus sera alors effectuée. Les méthodes sont essentiellement graphiques.

Les résidus d'un modèle, ou « erreurs observées » sont les différences entre les valeurs observées et les valeurs estimées par un modèle de régression, et représentent la partie non expliquée par l'équation de régression.

Nous les notons $\varepsilon_i = Y_i - \hat{Y}_i$. L'analyse des résidus consiste à tester la validité d'un modèle de régression. Elle permet éventuellement de déceler les défaillances du modèle. Les méthodes principales d'analyse des résidus sont graphiques. On utilisera le résidu de Pearson, qui est un résidu « standardisé » des résidus, comme noté précédemment.

En effet, les résidus non « standardisés » possèdent l'inconvénient de détenir de grosses différences à partir du moment où l'espérance est élevée (par exemple, pour le modèle de Poisson, l'écart-type d'un effectif est de $\sqrt{\hat{y}_i}$).

La méthode consiste à tracer le graphique des résidus standardisés de Pearson, et de vérifier que la représentation des résidus ne présente aucune structure particulière. En effet, si une structure est présente dans les résidus, alors cela signifiera que les résidus ont un pouvoir explicatif sur le modèle, et donc que l'on aura « oublié » des potentielles variables explicatives.

De plus, une hypothèse forte des modèles employés est que l'espérance des résidus doit être nulle. Il s'agit alors de réaliser graphiquement la distribution de résidus pour les différents modèles, un modèle sera jugé meilleur si les résidus sont centrés d'avantage autour de l'axe des abscisses.

Ainsi, pour chaque acte, la détermination d'un modèle passera par plusieurs critères. Nous étudierons tout d'abord la significativité des variables pour chacun des modèles, un modèle ayant un meilleur pouvoir explicatif quand les variables sont les plus significatives possibles. Nous regarderons ensuite les résultats des tests d'adéquation, pour déterminer quel modèle est le meilleur parmi ceux proposés. Trois tests seront donc réalisés : la valeur du critère de Pearson divisé par le nombre de degrés de liberté, puis l'AIC et le BIC.

Enfin, nous validerons le modèle possédant les meilleurs critères d'adéquation à l'aide d'une analyse des résidus, en fréquence et en coût.

Nous présenterons les résultats statistiques en fin de partie suivante, car nous allons proposer deux nouveaux modèles de fréquence, afin de comparer pour chaque acte quatre modèles différents (pour la fréquence), puis sélectionner parmi ces quatre modèles lequel est le plus adéquat. Ces modèles seront :

- Fréquence :
 - Poisson
 - Binomiale négative
 - Poisson à inflation de zéros
 - Binomiale négative à inflation de zéros

- Coût moyen :
 - Gamma
 - Log normale

2.4 Amélioration de la modélisation par des modèles à inflation de zéros

2.4.1 Cadre théorique

Les modèles à inflation de zéros, utilisés pour modéliser la fréquence de sinistralité, consistent à prendre en compte des excès de zéros qui peuvent être connus par avance, les « zéros certains ». La modélisation décompose le nombre de sinistres observés en deux variables, afin de séparer les zéros probables et les zéros certains. En effet, en assurance, une forte proportion de « zéros » dans une étude peut être mal interprétée, en raison de différentes causes qui créent ces zéros excessifs.

Le modèle ZIP (« *Zero-Inflated Poisson* ») établit deux régressions séparées, une logistique qui modélise la probabilité d'être éligible dans un comptage de « non-zéro ». L'autre régression, de Poisson, établit la taille du comptage. Ces deux régressions utilisent les mêmes variables prédictives mais estiment leurs coefficients séparément.

Le modèle ZINB (« *Zero-Inflated Negative Binomial* ») suit le même principe mais utilise la loi binomiale négative.

Ainsi, les prédicteurs peuvent avoir des effets assez différents sur les deux processus. Le principe de « zéro certain » est ici introduit. En effet, un « zéro certain » n'est pas éligible pour un processus de comptage car il est connu et certain que ce sinistre sera nul. Par exemple, considérons une étude de nombre de verres d'alcool consommés par jour. Un zéro pourrait correspondre à un assuré qui d'ordinaire consomme de l'alcool mais n'en a pas bu le jour de l'étude, ou bien un assuré qui ne boit jamais, et donc sera un « zéro certain » pour l'étude.

Le modèle ZIP peut déterminer quels prédicteurs affectent la probabilité de devenir consommateur chronique d'alcool, et quels prédicteurs affectent le nombre de boissons consommées par les personnes de l'étude.

Les prédicteurs ne seront donc intuitivement pas les mêmes pour les deux modèles, ils peuvent même avoir des effets opposés pour les deux modèles.

Dans le cas de notre étude, nous avons repéré des cas d'excès de zéros qui pourraient être modélisés grâce à des modèles à inflation de zéros, en optique et en dentaire.

En effet, ces domaines sont assez spécifiques et une grande partie d'assurés peuvent de pas être concernés par ces derniers.

Ces modèles permettent alors de palier à la problématique des assurés qui vont souscrire une option en ciblant certains actes pour lesquels ils ont une forte propension à consommer, alors que sur d'autres actes renforcés par l'option souscrite ils n'auront de façon certaine aucun sinistre.

Par exemple, en optique, certains assurés ayant une très bonne vue auront pour sûr des dépenses nulles dans les verres ou les montures (si l'on fait l'hypothèse que la vue d'un assuré ne se dégrade pas brutalement d'une année à l'autre). En dentaire, ceci n'est pas le cas pour les soins dentaires, consommés potentiellement par tous, mais une catégorie importante d'assurés n'aura pas de dépenses de prothèses dentaires par exemple, de façon certaine.

Ces cas peuvent correspondre à des zéros excessifs dus à une grande proportion de zéros qui sont

certains et connus d'avance.

Nous établirons donc plusieurs modélisations, normales et zéro-inflaté, et nous les comparerons.

Les modèles de zéros-inflaté se mettent en place de la manière suivante. On pose $Y = B \times Y^*$, où B est une indicatrice qui vaut 1 si le sinistre a été déclaré et 0 sinon.

Deux modèles d'inflations de zéro seront établis, un où Y^* est supposée suivre une loi de Poisson (modèle ZIP), et un où Y^* suit une loi binomiale négative (ZINB).

Les équations sont donc :

- $Y = BY^*$
- $P(B = 0) = q = 1 - P(B = 1) = \frac{e^{x'\beta}}{1 + e^{x'\beta}}$ (fonction de lien logit)
- $P(Y^* = y) = \begin{cases} e^{-\lambda} \frac{\lambda^y}{y!} \text{ si } Y^* \sim \text{Poisson}(\lambda) & \text{(cadre ZIP)} \\ \frac{\Gamma(y+r)}{\Gamma(r)y!} p^r (1-p)^y \text{ si } Y^* \sim \text{Binomiale négative}(p, r) & \text{(cadre ZINB)} \end{cases}$

Dans le cadre d'un modèle ZIP,

- $P(Y = 0|x) = P(B = 0|x) + P((B = 1 \cap Y^* = 0)|x) = q + (1 - q)e^{-\lambda}$

(En supposant l'indépendance entre B et Y^* conditionnellement à x)

- pour $y \neq 0$, $P(Y = y|x) = P((B = 1 \cap Y^* = y)|x) = (1 - q) e^{-\lambda} \frac{\lambda^y}{y!}$
 et $q = \frac{e^{x'\beta}}{1 + e^{x'\beta}}$ (fonction de lien logit) pour la partie « inflation de zéros » et un modèle GLM habituel pour la variable Y^* , non observable dans son intégralité par faute de sinistres non déclarés.

La procédure PROC GENMOD mise à disposition par le logiciel SAS a été utilisée, qui permet de réaliser des GLM, incluant les méthodes de zéro-inflaté.

2.4.2 Pertinence du modèle à inflation de zéros par type d'acte : test de Vuong

Nous testerons si la version avec inflation de zéro du modèle est préférable ou non, à l'aide du test de Vuong. Ce test repose sur la statistique qui tend vers une loi normale centrée réduite sous l'hypothèse nulle (qui est que $E(l_i) = 0$) :

$$Z = \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{i=1}^n \frac{l_i}{\sigma_n} - \frac{p_1 - p_2}{2} \ln(n)$$

avec $l_i = \ln\left(\frac{f_i(y_i|\beta_1)}{f_i(y_i|\beta_2)}\right)$ et $\sigma_n^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (l_i - \bar{l})^2$.

L'hypothèse nulle est la suivante :

$$E \left[\ln \left(\frac{f_i(y_i|\beta_1)}{f_i(y_i|\beta_2)} \right) \right] = 0$$

Un test de Vuong s'appuie donc sur une statistique qui compare deux modèles (ici le modèle de Poisson avec le modèle ZIP, et le modèle binomiale négative avec le modèle ZINB). Il s'agit d'un ratio de vraisemblances qui compare des modèles qui peuvent être emboîtés ou non. La statistique teste donc l'hypothèse nulle selon laquelle les modèles sont identiques face aux données, c'est-à-dire qu'aucun des deux modèles ne correspond mieux aux données que l'autre. L'hypothèse alternative sera alors que l'un des modèles est préférable à l'autre. Il renseigne donc uniquement lequel des deux modèles est préférable face à l'autre.

Nous regarderons si la statistique Z dépasse le $(1-\alpha)^{\text{ème}}$ quantile de la distribution de la loi normale. p_1 et p_2 représentent les nombres de paramètres dans les modèles 1 et 2 que l'on cherche à comparer.

2.4.3 Résultats statistiques

2.5.4.1 Résultats des tests d'adéquation et sélection des modèles

Nous allons représenter les résultats des tests d'adéquation pour chacun de nos actes, sous la forme d'un tableau récapitulatif des résultats pour le modèle retenu.

Etude en fréquence

En fréquence, le modèle retenu a été sélectionné parmi les 4 modèles proposés ci-dessus, à savoir : le modèle de Poisson, le modèle de Poisson à inflations de zéro (ZIP), le modèle de binomiale négative, et le modèle de binomiale négative à inflation de zéros (ZINB). Nous analyserons tout d'abord l'espérance et la variance du nombre de sinistres. Si ces deux dernières sont proches, on choisira plutôt un modèle de Poisson ou un ZIP. Si la variance est supérieure à l'espérance, de façon significative, il y a surdispersion et on optera plutôt une négative binomiale, ou bien une ZINB. Cette analyse ne doit constituer qu'une première intuition. Nous comparerons les résultats des tests d'adéquation pour les quatre lois. Nous sélectionnerons le modèle ayant le meilleur critère AIC, BIC, ou bien l'estimation de la déviance (divisée par le nombre de degrés de liberté) la plus proche de 1 par valeurs inférieures.

Parallèlement, nous verrons si les modèles ZIP et ZINB sont significatifs par rapport aux modèles simples sans inflations de zéro, en notant si le paramètre supplémentaire a un rôle significatif (étude de p-valeur à l'aide d'un test de Fisher). Puis nous effectuerons un test de Vuong pour noter, quel modèle est préférable, entre ZIP et Poisson d'un côté, et ZINB et Binomiale négative de l'autre.

Les résultats du test de Vuong seront explicités uniquement dans la modélisation pour l'optique et le

dentaire, car, de façon intuitive, ce sont pour ces actes que l'on trouve des zéros « certains ». Expérimentalement, le test de Vuong a révélé que pour ces actes, les modèles de zéro-inflats sont préférables aux modèles simples, en raison d'une forte présence de « zéros certains » pour ces actes. Un test de Fisher a montré que, avec un seuil de confiance de 5%, tous les paramètres supplémentaires des modèles ZIP et ZINB sont significatifs par rapport aux modèles simples. Pour tous les actes hors optique et dentaire, le test de Vuong indique toujours une préférence pour les modèles simples, ie non-inflats.

A l'aide de tous ces tests, nous choisirons quel modèle est le plus adéquat. Ensuite, nous réaliserons une étude des résidus, afin d'observer si les résidus sont bien centrés autour de l'axe des abscisses. Nous pourrions également comparer des analyses graphiques de résidus de plusieurs modèles pour un acte, en cas de doute sur le modèle sélectionné.

Rappelons que l'étude se fait acte par acte, et la variable explicative est le nombre de sinistre par individu, le tableau étudié ayant autant de lignes que le nombre d'individus. A chaque individu correspond ses variables tarifaires, son niveau de garantie souscrit pour l'acte, et son nombre de sinistres total durant l'étude, étant égal à 0 s'il n'a pas eu recours à l'acte étudié.

Etude en coût

En coût, l'étude est plus simple car nous utiliserons deux uniques lois pour modéliser ce dernier, à savoir une loi Gamma et une loi lognormale. La loi lognormale n'appartenant pas à la famille exponentielle, nous appliquerons une loi normale au logarithme du coût moyen.

Comme nous l'avons déjà dit, l'étude du coût se fait en conservant toutes les lignes de sinistralité pour les bénéficiaires qui ont eu l'acte. Le coût correspond aux frais réels engagés.

2.5.4.1. a) Pour les actes d'optique et de dentaire

En fréquence

Un tableau est ici présenté avec les résultats des tests d'adéquation pour le modèle retenu pour chaque acte. Les variables non significatives pour le modèle retenu seront explicitées, ainsi que le test de Vuong qui indique si le modèle ZIP est préférable à celui de Poisson, et si le modèle ZINB est préférable à celui de la binomiale négative.

De plus, les espérances et variances du nombre de sinistres sont indiquées pour la modélisation en fréquence, qui donnent une indication sur la loi à sélectionner. Si l'espérance est proche de la variance, il n'y aura pas de surdispersion et on peut sélectionner un modèle de Poisson ou de ZIP. On optera pour un modèle de binomiale négative ou ZINB si la variance est grande face à l'espérance du nombre de sinistres.

Les actes des tableaux ci-dessous sont exprimés en nombre de données décroissantes, les soins dentaires étant l'acte sur lequel on dispose du plus de données de prestations, et les verres simples enfant le moins de données.

Le résultat du test de Vuong rend compte que pour la quasi-totalité des actes en optique et en dentaire, les modèles zéro-inflatés sont préférables aux modèles « simples », ce qui s'explique par des excès de zéros dus à une connaissance préalable de l'assuré face à son risque sur ces actes-ci.

Nous observons pour ces actes peu de phénomènes de surdispersion. Pour les soins dentaires, le modèle sélectionné est un modèle de binomiale négative, ce qui est intuitif car la présence de « zéros certains » n'existe pas pour cet acte. Pour tous les autres actes, exceptés les verres simples, les modèles sélectionnés seront des modèles zéro-inflatés.

De plus, l'espérance et la variance du nombre de sinistres sont proches pour les actes d'optique et de dentaire, ce qui permet de sélectionner plusieurs modèles de Poisson ou de ZIP, contrairement aux actes hors optique et dentaire, qui présenteront de forts phénomènes de surdispersion.

Les critères de Pearson sont proches de 1 pour la plupart des actes, ce qui montre une bonne adéquation des modèles, sauf pour les actes possédant peu de données (ce qui peut expliquer une mauvaise adéquation des modèles proposés).

Libellé Acte	Espérance du nombre de sinistre	Variance du nombre de sinistre	Résultat test de Vuong : Poisson ou ZIP?	Résultat test de Vuong: Binomiale négative ou ZINB?
Soins dentaires	0,34	0,792	Poisson	binomiale négative
Monture Adulte	0,125	0,118	Poisson	binomiale négative
Verres Simples Adulte	0,077	0,073	Poisson	binomiale négative
Prothèses dentaires acceptées	0,059	0,098	ZIP	ZINB
Verres Complexes Adulte	0,034	0,034	Poisson	binomiale négative
Orthodontie acceptée	0,038	0,053	Poisson	ZINB
Lentilles Refusées	0,029	0,054	ZIP	ZINB
Monture Enfant	0,032	0,033	ZIP	binomiale négative
Verres Ultra Complexes Adulte	0,024	0,024	ZIP	binomiale négative
Lentilles Acceptées	0,002	0,02	ZIP	binomiale négative
Verres simples Enfant	0,015	0,016	ZIP	binomiale négative

Tableau 26 - Résultats des tests d'adéquation en fréquence pour les actes en optique et dentaire

Libellé Acte	Modèle retenu en fréquence	variables non significatives modèle fréquence	AIC du modèle retenu en fréquence	BIC du modèle retenu en fréquence	critère pearson du modèle retenu en fréquence
Soins dentaires	Binomiale négative	secteur d'activité non significatif	21271	21569	1,0678
Monture Adulte	ZIP	toutes significatives	10275	10550	0,9024
Verres Simples Adulte	Poisson	toutes significatives	7535	7826	0,964
Prothèses dentaires acceptées	ZIP	csp non significative	5841	6138	1,1947
Verres Complexes Adulte	ZIP	toutes significatives	4202	4477	0,9706
Orthodontie acceptée	ZINB	toutes significatives	3700	4005	0,7886
Lentilles Refusées	ZINB	secteur d'activité non significatif	4533	4838	1,1898
Monture Enfant	ZIP	csp non significative	3226	3516	0,3076
Verres Ultra Complexes Adulte	ZIP	toutes significatives	2562	2852	0,589
Lentilles Acceptées	ZIP	toutes significatives	495	785	0,9197
Verres simples Enfant	ZIP	csp non significative	1914	2204	0,3214

Tableau 27 - Résultats des tests d'adéquation en fréquence pour les actes en optique et dentaire

Les critères AIC et BIC semblent décroître avec le nombre de données. La comparaison de ces critères entre plusieurs n'actes n'a donc pas de sens. Ces critères ont servi uniquement pour la sélection du modèle retenu ici, qui possède à chaque fois les critères AIC et BIC minimaux par rapport aux autres modèles testés.

En coût moyen

En coût, le modèle log normal est pour tous les actes préférable au modèle gamma. Le modèle lognormal a été réalisé en appliquant un modèle normal au logarithme des coûts. Les variables non significatives ont été renseignées et cette étude montre que les variables sont globalement bien moins significatives dans le modèle en coût que dans le modèle en fréquence. Le sexe est rarement significatif.

Libellé Acte	Modèle retenu en coût	variables non significatives modèle cout
Soins dentaires	log normale	csp et classe 1 non significatives
Monture Adulte	log normale	sexe âge csp secteur activite non significatives
Verres Simples Adulte	log normale	sexe, csp et classe 3 non significatives
Prothèses dentaires acceptées	log normale	sexe, age, csp, classes 1 et 3 non significatives
Verres Complexes Adulte	log normale	sexe, région, csp non significatives
Orthodontie acceptée	log normale	rien n'est significatif
Lentilles Refusées	log normale	seuls region secteur activite classe3 significatifs
Monture Enfant	log normale	rien n'est significatif sauf classe3
Verres Ultra Complexes Adulte	log normale	sexe, secteur d'activité et csp non significatives

Tableau 28 - Résultats des tests d'adéquation en coût pour les actes en optique et dentaire

Nous avons ici utilisé des tableaux avec uniquement les lignes de prestations. Pour les deux derniers actes (lentilles acceptées et verres simples enfant), les résultats des tests n'ont pas été jugés satisfaisant par manque de données (une cinquantaine de prestations dans la base). Ces actes seront donc exclus de l'étude et on ne calculera pas de coefficients d'anti-sélection correspondants.

Le tableau ci-dessous renseigne les résultats des tests d'adéquation. L'étude en coût a la particularité de disposer de beaucoup moins de données que pour la fréquence, où nous avons sélectionné tous les individus, qu'ils aient eu recours à l'acte en question ou non. Nous voyons donc encore que les critères diminuent avec les données. Les résultats des tests d'adéquation sont donc bien moins bons en coût qu'en fréquence, faute de données. Nous avons tout de même retenu le modèle qui minimise l'AIC et le BIC (modèle lognormal à chaque fois).

Libellé Acte	AIC du modèle retenu en cout	BIC du modèle retenu en cout	Critère pearson du modèle retenu en cout
Soins dentaires	9955	10050	0,400
Monture Adulte	2151	2361	0,179
Verres Simples Adulte	13749	13936	0,240
Prothèses dentaires acceptées	1980	2162	0,516
Verres Complexes Adulte	1030	1183	0,391
Orthodontie acceptée	1633	1785	0,963
Lentilles Refusées	1109	1254	0,357
Monture Enfant	5465	5578	0,979
Verres Ultra Complexes Adulte	161	168	0,083

Tableau 29 - Résultats des tests d'adéquation en coût pour les actes en optique et dentaire

Une étude graphique sera réalisée pour quelques actes, afin de montrer l'adéquation relative des données de coût au modèle lognormal, et sa comparaison avec le modèle de loi gamma.

Exemple des verres simples adulte

Nous avons pour cet exemple tracé la distribution des logarithmes des coûts moyens pour les verres simples adulte, et superposé cette distribution avec la densité d'une loi normale, possédant les espérances et variances de l'étude. Nous réaliserons une étude de coût moyen car les résultats de la modélisation ont montré que les adéquations en coût moyen étaient moins bonnes qu'en fréquence. Il s'agit donc de valider les modèles en coût.

Le graphique montre une adéquation correcte du coût moyen pour les verres simples adulte à la loi lognormale.

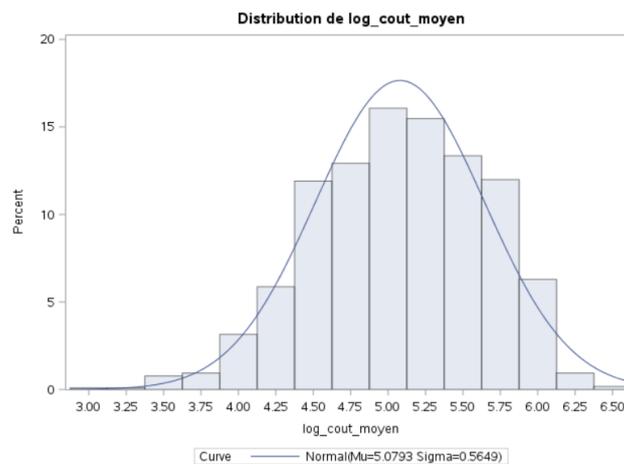
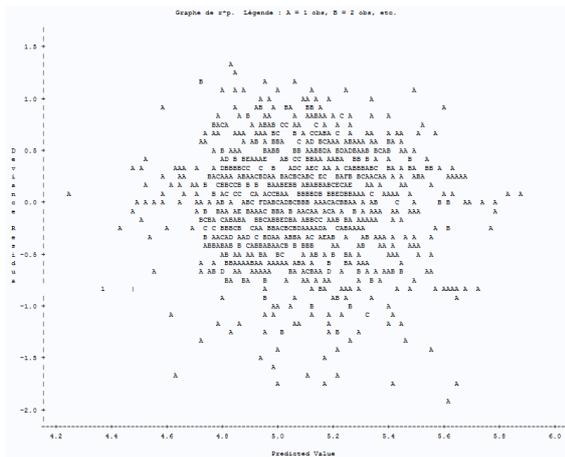
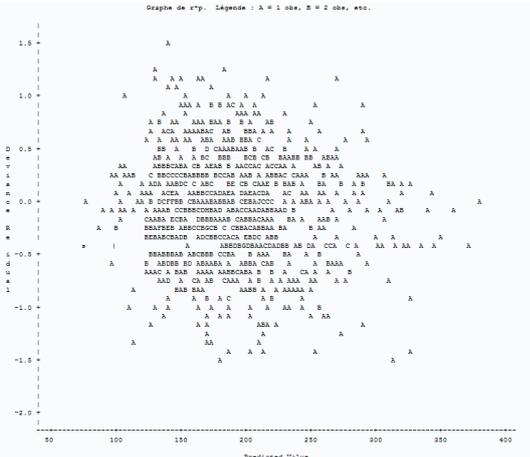


Figure 15 - distribution du logarithme du coût moyen pour les verres simples adulte

De plus, une étude des résidus a été menée pour chaque acte. Montrons un exemple de cette étude pour cet exemple. Nous avons comparé les résidus des modèles pour la loi Gamma et la loi Lognormale. Le modèle sélectionné sera donc théoriquement celui dont les résidus seront le plus centrés autour de l'axe des abscisses, en s'appuyant de plus sur les résultats des tests d'adéquation. Pour les verres simples adultes, les résidus semblent plus centrés pour le modèle lognormal (graphique de gauche) que pour le modèle gamma (modèle de droite), bien que la seule étude des résidus ne serait pas suffisante car le résultat n'est pas évident.



Distribution des résidus pour le modèle lognormal



Distribution des résidus pour le modèle gamma

Enfin, nous avons réalisé un QQ-plot afin de tester la normalité des résidus. Si les résidus sont alignés avec la bissectrice (quantiles normaux), cela montre que les résidus sont normaux. Ci-dessous le résultat pour les verres simples adulte, qui montre un alignement correct des quantiles des résidus avec les quantiles d'une loi normale centrée réduite.

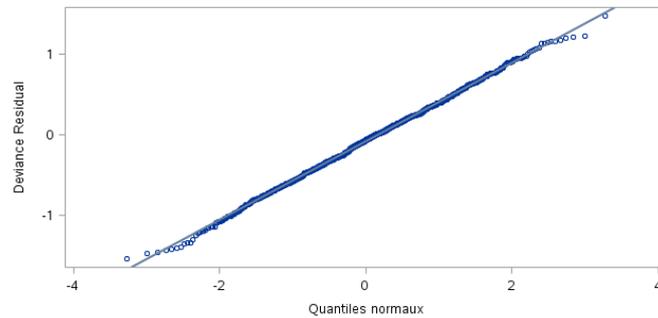


Figure 16 - Résultats du QQ-plot pour les verres simples adulte

Exemple des prothèses dentaires acceptées

Un deuxième exemple est présenté, cette fois en dentaire, pour montrer l'adéquation du coût moyen à la loi lognormale. Tout d'abord nous traçons la distribution du logarithme du coût moyen, superposée avec celle d'une loi normale.

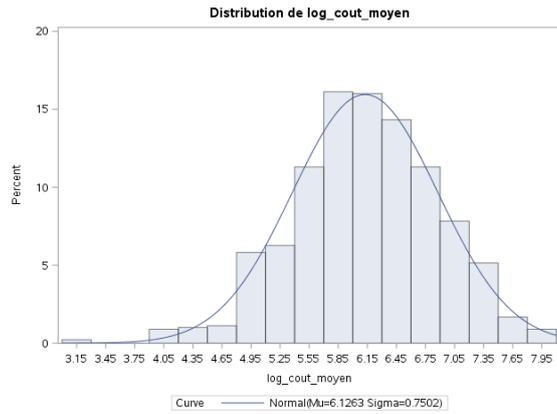
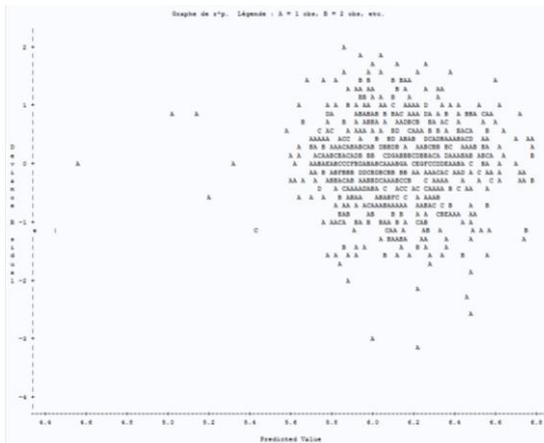
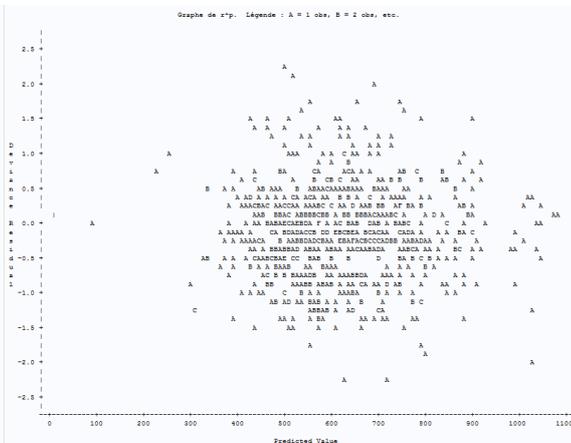


Figure 17 - distribution du logarithme du coût moyen pour les prothèses dentaires acceptées

Ensuite, nous comparons l'analyse de la distribution des résidus pour une loi gamma et une loi normale. Encore une fois, nous voyons que les résidus pour la loi lognormale semblent davantage centrés que pour la loi Gamma, mais ces tests ne sont pas suffisant et viennent uniquement dans le cadre d'un complément aux tests d'adéquation proposés plus haut.



Distribution des résidus pour le modèle lognormal



Distribution des résidus pour le modèle gamma

Enfin, nous avons réalisé un test QQ-plot pour les prothèses dentaires prises en charge par la sécurité sociale, qui montre que les résidus peuvent être globalement considérés comme normaux, excepté en début et fin de distribution.

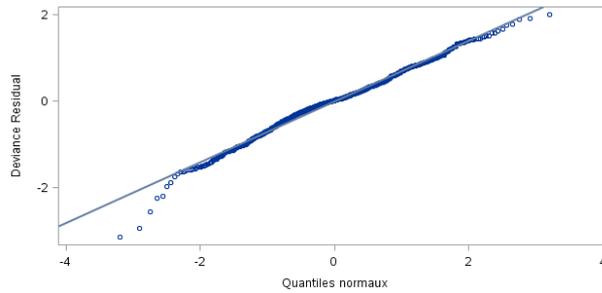


Figure 18 - Résultats du QQ-plot pour les prothèses dentaires acceptées

2.5.4.1. b) Pour tous les autres actes

Les mêmes modélisations ont été réalisées pour les autres actes, à la seule exception que l'on ne reporte ici pas les résultats des tests de Vuong pour la modélisation en fréquence, qui montrent que pour tous ces actes, les modèles simples sont préférables aux modèles zéro-inflatés.

En fréquence

Comme renseigné plus tôt, quelques actes ne sont pas modélisables par manque de données de prestations. Nous les excluons de la modélisation.

Les tests de Vuong révélant toujours une préférence pour les modèles simples, nous comparerons les modèles de Poisson aux modèles de binomiale négative.

Or, pour tous les actes présentés ici, la variance du nombre de sinistres est (largement pour la plupart) supérieure à l'espérance de ce dernier. Un phénomène de surdispersion semble donc être présent pour la totalité de ces actes, qui montrerait une préférence pour le modèle de binomiale négative. Les tests d'adéquation ont en effet confirmé ce postulat, avec des meilleurs résultats pour la binomiale négative. Cette loi sera donc sélectionnée en fréquence pour tous nos actes modélisés ici.

Les actes ont été classés toujours par décroissance de nombre de prestations. La significativité des variables est présentée, montrant que toutes les variables sont significatives pour les actes qui comportent beaucoup de données de prestations. Pour les actes dont nous avons moins de prestations (chambre particulière, autres examens, petite chirurgie, forfait journalier, appareillage auditif, honoraires chirurgicaux), quelques variables ne sont pas significatives, dont le sexe pour la plupart. Les actes qui n'ont pas pu être modélisés ne sont pas présentés ici.

Libellé Acte	Espérance du nombre de sinistre	Variance du nombre de sinistre	Modèle retenu en fréquence	Variables non significatives modèle fréquence
Pharmacie 65% (vignette blanche RG)	6,85	96,29	binomiale négative	toutes significatives
Consultations & Visites Généralistes	4,7	20,32	binomiale négative	toutes significatives
Pharmacie 30% (vignette bleue RG)	2,98	28,69	binomiale négative	toutes significatives
Consultations & Visites Spécialistes	2,22	25,53	binomiale négative	toutes significatives
Echographie Radiologie ATM	1,5	8,41	binomiale négative	toutes significatives
Pharmacie 15%	1,31	8,11	binomiale négative	sexe non significatif
Analyses médicales	1,36	7,61	binomiale négative	toutes significatives
Auxiliaires médicaux	3,45	126,4	binomiale négative	toutes significatives
Imagerie	0,66	1,77	binomiale négative	toutes significatives
Appareillage divers	0,83	8,81	binomiale négative	Sexe non significatif
Médecine douce	0,35	1,31	binomiale négative	toutes significatives
Pharmacie 100%	7,16	94,97	binomiale négative	toutes significatives
Honoraires chirurgicaux	0,16	0,45	binomiale négative	sexe et région non significatifs
Appareillage auditif	0,13	0,42	binomiale négative	région non significative
Médicaments non remboursés	0,19	1,86	binomiale négative	toutes significatives
Forfait journalier	0,14	1,16	binomiale négative	Région, csp, secteur d'activité, support cotisation non significatifs
Petite chirurgie	0,08	0,11	binomiale négative	sexe, région et secteur d'activité non significatifs
Autres Examens	0,32	17,57	binomiale négative	sexe et région non significatifs
Chambre particulière	0,064	0,139	binomiale négative	sexe non significatif

Tableau 30 - Résultats des tests d'adéquation en fréquence pour les actes hors optique et dentaire

Ensuite, nous présentons les résultats des tests d'adéquation pour le modèle retenu en fréquence, à savoir le modèle de binomiale négative.

Libellé Acte	AIC du modèle retenu en fréquence	BIC du modèle retenu en fréquence	critère pearson du modèle retenu en fréquence
Pharmacie 65% (vignette blanche RG)	100912	101091	1,004
Consultations & Visites Généralistes	92424	92662	0,922
Pharmacie 30% (vignette bleue RG)	74130	74278	1,328
Consultations & Visites Spécialistes	68764	68935	1,620
Echographie Radiologie ATM	55634	55782	1,204
Pharmacie 15%	51845	51993	1,377
Analyses médicales	52699	53847	1,270
Auxiliaires médicaux	58198	58347	1,264
Imagerie	38005	38153	1,121
Appareillage divers	38841	38990	2,085
Médecine douce	21906	22054	1,243
Pharmacie 100%	103060	103208	0,947
Honoraires chirurgicaux	15775	15947	1,945
Appareillage auditif	12411	12559	1,482
Médicaments non remboursés	12092	12240	1,360
Forfait journalier	12154	12302	0,734
Petite chirurgie	9745	9893	1,040
Autres Examens	4645	9778	1,881
Chambre particulière	7389	7537	2,424

Tableau 31 - Résultats des tests d'adéquation en fréquence pour les actes hors optique et dentaire

Comme évoqué précédemment, l'AIC et le BIC diminuent avec le nombre de prestations. Ces tests sont donc utilisés pour comparer plusieurs modèles pour un seul acte, et non pour comparer les adéquations des actes entre eux. De plus, le fait que le critère de Pearson soit proche de 1 pour la plupart des actes est un indicateur de bonne adéquation de la fréquence à la loi binomiale négative. Ce critère est pour souvent supérieur à 1, ce qui indique un phénomène de surdispersion des fréquences pour la majorité des actes.

En coût moyen

La même étude a été réalisée en coût, afin de comparer les adéquations des coûts moyens aux lois de Gamma ou Lognormale. Ici encore, les analyses ont donné de meilleurs résultats pour la loi lognormale. Ici également, tous les actes ne sont pas modélisables à cause d'un manque de données de prestations. De même que pour l'optique et le dentaire, moins de variables sont significatives pour le coût moyen. En effet, le sexe n'est pas significatif pour 8 actes sur 18. La CSP n'est pas significative pour 6 actes.

Libellé Acte	logvraisemblance du modèle retenu en coût	variables non significatives modèle cout
Pharmacie 65% (vignette blanche RG)	log normale	toutes significatives
Consultations & Visites Généralistes	log normale	csp non significative
Pharmacie 30% (vignette bleue RG)	log normale	sexe non significatif
Consultations & Visites Spécialistes	log normale	toutes significatives
Echographie Radiologie ATM	log normale	toutes significatives
Pharmacie 15%	log normale	niveau de garantie non significatif
Analyses médicales	log normale	sexe, secteur d'activité et csp non significatifs
Auxiliaires médicaux	log normale	sexe non significatif
Imagerie	log normale	toutes significatives
Appareillage divers	log normale	sexe non significatif
Médecine douce	log normale	sexe et csp non significatifs
Pharmacie 100%	log normale	sexe non significatif
Honoraires chirurgicaux	log normale	csp non significative
Appareillage auditif	log normale	région csp et niveau garantie non significatifs
Médicaments non remboursés	log normale	toutes significatives
Forfait journalier	log normale	sexe non significatif
Petite chirurgie	log normale	sexe région csp secteur d'activité non significatifs

Tableau 32 - Résultats des tests d'adéquation en coût pour les actes hors optique et dentaire

Les résultats pour le coût moyen pour ces actes sont globalement les mêmes que pour les actes d'optique et de dentaire : les critères de Pearson semblent faibles, ceci est dû à un manque de données pour le coût moyen. Nous illustrerons l'adéquation correcte du coût moyen à la loi lognormale à l'aide d'un exemple graphique d'analyse des résidus.

Libellé Acte	AIC du modèle retenu en cout	BIC du modèle retenu en cout	critère pearson du modèle retenu en cout
Pharmacie 65% (vignette blanche RG)	372363	372538	1,1687
Consultations & Visites Généralistes	39236	39432	0,0926
Pharmacie 30% (vignette bleue RG)	122109	122269	0,5618
Consultations & Visites Spécialistes	77079	77235	0,3489
Echographie Radiologie ATM	61054	61202	0,5544
Pharmacie 15%	78427	78572	1,6155
Analyses médicales	61565	61711	0,7131
Auxiliaires médicaux	121992	122154	0,4131
Imagerie	24625	24758	0,453
Appareillage divers	45202	45342	1,1961
Médecine douce	649	770	0,0646
Pharmacie 100%	387058	387233	1,3153
Honoraires chirurgicaux	9992	10100	1,7417
Appareillage auditif	6857	6961	0,9647
Médicaments non remboursés	11378	11489	1,5178
Forfait journalier	6113	6218	0,6416
Petite chirurgie	3951	4046	0,9513

Tableau 33 - Résultats des tests d'adéquation en fréquence pour les actes hors optique et dentaire

Exemple pour la pharmacie 65%

La distribution du logarithme du coût moyen a été tracée pour la pharmacie 65%, avec la densité d'une loi normale superposée, qui montre une adéquation correcte à la loi lognormale sauf en début de distribution.

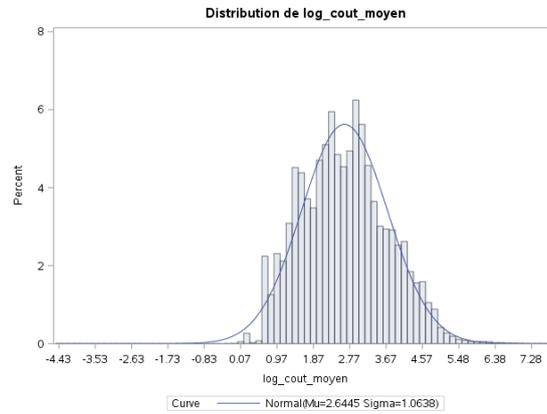
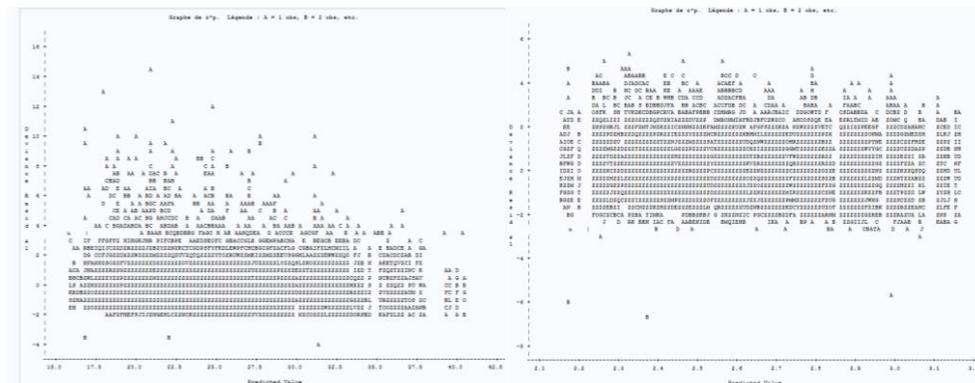


Figure 19 - distribution du logarithme du coût moyen pour la pharmacie 65%

Ensuite nous avons comparé les distributions des résidus pour les lois gamma et lognormale afin d'observer lequel des modèles possède les résidus les plus centrés.



Distribution des résidus pour le modèle gamma

Distribution des résidus pour le modèle lognormal

Ici également, les distributions des résidus montrent une meilleure adéquation des coûts moyens à la loi lognormale car les résidus sont plus centrés que pour la loi gamma, qui présente presque uniquement des résidus positifs.

Le résultat du QQ-plot montre la normalité des résidus en milieu de distribution. Ils confirment alors que le modèle n'est pas très adapté en début de distribution.

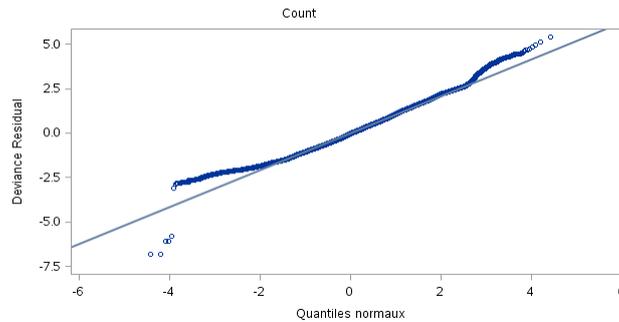


Figure 20 - Résultats du QQ-plot pour la pharmacie 65%

Les modèles ont donc été sélectionnés et validés. Les résultats ont donné que les modélisations en fréquence étaient plus adéquats qu'en coût. Cependant, les études de validation des modèles ont montré une correcte modélisation des coûts moyen, à travers la loi lognormale. Ce sont ces modèles qui permettront de construire un barème d'anti-sélection.

2.5 Construction d'un barème de coefficients d'anti-sélection à partir des modèles précédents par démographie et niveau de garantie

2.5.1 Construction d'un barème d'anti-sélection

La construction d'un barème d'anti-sélection consistera tout d'abord à établir des coefficients en fréquence et en coût pour chaque acte, adaptés à chaque catégorie d'individus, et pour chaque tranche de niveau de garantie.

Les coefficients finaux constitués seront des coefficients de charge. En effet, la modélisation employée est une modélisation en fréquence-coût, aboutissant à un tarif multiplicatif. Un coefficient de charge sera donc la multiplication d'un coefficient de fréquence par un coefficient de coût, afin d'obtenir une prime globale après intégration des coefficients d'anti-sélection.

Le calcul de la prime avec anti-sélection sera alors le suivant :

$$\begin{aligned}
 \text{Prime avec anti - sélection}_{i_{\text{indiv } i}} &= (\text{Fréquence}_{i_{\text{indiv } i}} * a_{\text{fréquence, indiv } i}) * (\text{coût}_{i_{\text{indiv } i}} * a_{\text{coût, indiv } i}) \\
 &= \text{Fréquence}_{i_{\text{indiv } i}} * \text{coût}_{i_{\text{indiv } i}} * a_{\text{charge, indiv } i}
 \end{aligned}$$

Où les $a_{i_{\text{indiv } i}}$ représentent les coefficients d'anti-sélection, en fréquence, coût, et charge, pour un individu possédant ses propres caractéristiques démographiques, et indicatrices du niveau de garantie souscrit (la maille d'individu comprendra le fait que l'individu est sur la base ou bien l'option).

Nous présenterons dans cette partie les coefficients d'anti-sélection pour quelques catégories d'individus et pour quelques actes, la multitude des modalités pour chaque variable et le

nombre d'actes important ne permettant pas de présenter tous les résultats.

Ensuite, nous présenterons l'impact des coefficients modélisés sur la tarification d'un contrat type avec base obligatoire et option facultative. Pour cela, nous utiliserons le logiciel ADDACTIS PREVOYANCE OFFICE ® afin de tarifer les primes pures par acte, et la prime globale, hors anti-sélection. Puis nous intégrerons les coefficients d'anti-sélection modélisés, à savoir des coefficients de majoration sur les options, et de minoration sur la base, comme coefficients multiplicatifs de la charge moyenne attendue par acte ce qui nous conduira à des primes par acte incluant l'anti-sélection, en fonction de la démographie moyenne de l'entreprise. Enfin, nous agrégerons les primes obtenues pour calculer la prime totale de chaque régime avec anti-sélection. Le rapport des primes avec et sans anti-sélection nous donnera l'impact global de l'anti-sélection, que nous comparerons aux majorations globales fréquemment utilisées par le marché. Nous montrerons enfin l'impact de la démographie en faisant varier les caractéristiques moyenne de la population de référence que l'on se donnera.

Les coefficients d'anti-sélection ont été calculés à partir des modélisations retenues pour chaque acte, les variables démographiques sélectionnées étant les mêmes pour tous les actes, en fréquence et en coût. Comme nous l'avons vu, les variables indicatrices du niveau de garantie sélectionnées ne seront pas les mêmes pour les modélisations en Optique/Dentaire que pour les autres actes.

Le modèle s'écrit donc :

$$Y = \left\{ \begin{array}{l} \text{nombre de sinistres} \\ \text{coût moyen} \end{array} \right\} = \exp[\beta_0 + \beta_1 1_{\{x_1=1\}} + \beta_2 1_{\{x_1=2\}} + \beta_3 1_{\{x_2=\text{enfant}\}} \\ + \beta_4 1_{\{x_2=20-30 \text{ ans}\}} + \beta_5 1_{\{x_2=30-40 \text{ ans}\}} + \beta_6 1_{\{x_2=40-50 \text{ ans}\}} + \beta_7 1_{\{x_2=50-62 \text{ ans}\}} \\ + \beta_8 1_{\{x_3=\text{Ouest}\}} + \beta_9 1_{\{x_3=\text{Nord}\}} + \beta_{10} 1_{\{x_3=\text{Centre}\}} + \beta_{11} 1_{\{x_3=\text{Alsace-Moselle}\}} \\ + \beta_{12} 1_{\{x_3=\text{Sud-est}\}} + \beta_{13} 1_{\{x_3=\text{Sud-Ouest}\}} + \beta_{14} 1_{\{x_3=\text{Ile-de-France}\}} \\ + \beta_{15} 1_{\{x_4=\text{Activites-spe-techni}\}} + \beta_{16} 1_{\{x_4=\text{Construction}\}} \\ + \beta_{17} 1_{\{x_4=\text{industrie-manufacture}\}} + \dots + \beta_{27} 1_{\{x_4=\text{transport-entrepot}\}} \\ + \beta_{28} 1_{\{x_5=\text{Cadre}\}} + \beta_{26} 1_{\{x_5=\text{Non Cadre}\}} + \beta_{27} 1_{\{x_5=\text{Inconnu}\}} \\ + \beta_{28} 1_{\{x_6=\text{non souscrite}\}} + \beta_{29} 1_{\{x_6=\text{Option 2}\}} + \beta_{30} 1_{\{x_6=\text{Option 1}\}} + \beta_{31} 1_{\{x_6=\text{Base}\}} \\ + \beta_{32} 1_{\{x_7=\text{non souscrite}\}} + \beta_{33} 1_{\{x_7=\text{Option 2}\}} + \beta_{34} 1_{\{x_7=\text{Option 1}\}} + \beta_{35} 1_{\{x_7=\text{Base}\}} \\ + \beta_{36} 1_{\{x_8=\text{non souscrite}\}} + \beta_{37} 1_{\{x_8=\text{Option}\}} + \beta_{38} 1_{\{x_8=\text{Base}\}}]$$

Pour l'optique et le dentaire, et

$$Y = \left\{ \begin{array}{l} \text{nombre de sinistres} \\ \text{coût moyen} \end{array} \right\} = \exp[\beta_0 + \beta_1 1_{\{x_1=1\}} + \beta_2 1_{\{x_1=2\}} + \beta_3 1_{\{x_2=\text{enfant}\}} \\ + \beta_4 1_{\{x_2=20-30 \text{ ans}\}} + \beta_5 1_{\{x_2=30-40 \text{ ans}\}} + \beta_6 1_{\{x_2=40-50 \text{ ans}\}} + \beta_7 1_{\{x_2=50-62 \text{ ans}\}} \\ + \beta_8 1_{\{x_3=\text{Ouest}\}} + \beta_9 1_{\{x_3=\text{Nord}\}} + \beta_{10} 1_{\{x_3=\text{Centre}\}} + \beta_{11} 1_{\{x_3=\text{Alsace-Moselle}\}} \\ + \beta_{12} 1_{\{x_3=\text{Sud-est}\}} + \beta_{13} 1_{\{x_3=\text{Sud-Ouest}\}} + \beta_{14} 1_{\{x_3=\text{Ile-de-France}\}} \\ + \beta_{15} 1_{\{x_4=\text{Activites-spe-techni}\}} + \beta_{16} 1_{\{x_4=\text{transport-entrepot}\}} + \beta_{17} 1_{\{x_5=\text{Cadre}\}} \\ + \beta_{18} 1_{\{x_5=\text{Non Cadre}\}} + \beta_{19} 1_{\{x_5=\text{Inconnu}\}} + \beta_{20} 1_{\{x_6=\text{Option 2}\}} + \beta_{21} 1_{\{x_6=\text{Option 1}\}} \\ + \beta_{22} 1_{\{x_6=\text{Base}\}}]$$

pour les autres actes.

Les modalités notées en rouge sont les modalités choisies comme références, les β associés seront donc nuls. La valeur de ces modalités sera comprise dans le paramètre β_0 . Ainsi, la valeur de β_0 correspondra à :

- Pour l'optique et le dentaire : à un individu de type : Homme, tranche « 30 – 40 ans », résidant en Ile-de-France, travaillant dans le secteur d'activité du transport et de l'entrepôt, Non cadre, et qui a souscrit la base seule de la classe 2.
- Pour les autres actes : au même type d'individu, qui a souscrit la base unique proposée de façon obligatoire par le contrat auquel a adhéré son entreprise.

En fréquence, des valeurs de coefficients négatives pour une modalité signifieront que cette modalité améliore la sinistralité (diminue le nombre de sinistres) par rapport à la modalité de référence. Des valeurs positives signifieront que la modalité augmente la sinistralité par rapport à la modalité de référence. Ainsi, les valeurs des coefficients sont relatives et dépendent des valeurs de référence.

Les coefficients des modalités qui ne sont pas significatives (nous avons choisi un seuil de significativité à 5%) seront nuls dans notre étude.

On calculera tout d'abord la fréquence et le coût moyens du portefeuille, par acte. Ensuite, la fréquence et le coût de l'individu de référence sera calculée, à l'aide de la formule :

- Coût moyen_{ref} = $Y = \exp(\beta_0')$ (on notera β_i' pour les coefficients de la modélisation en coût).
- Fréquence moyenne_{ref} = $Y = \exp(\beta_0)$

Les coefficients d'anti-sélection seront ainsi calculés pour les individus de référence, en faisant le rapport avec la fréquence moyenne du portefeuille. Ensuite, nous calculerons des coefficients d'anti-sélection par rapport à la moyenne du portefeuille toujours.

Le coefficient global d'anti-sélection pour un individu, en charge totale, par exemple une femme de « 20-30 ans », résidant dans la région « Centre », secteur d'activité « construction », cadre et ayant souscrit l'option 2 de la base 1, sera égal, pour un acte en optique ou dentaire, à :

$$a_{charge} = \frac{\exp(\beta_0 + \beta_2 + \beta_4 + \beta_{10} + \beta_{16} + \beta_{29} + \beta_{32})}{\text{fréquence moyenne du portefeuille}} * \frac{\exp(\beta_0' + \beta_2' + \beta_4' + \beta_{10}' + \beta_{16}' + \beta_{29}' + \beta_{32}')} {\text{coût moyen du portefeuille}}$$

, puisque $\beta_{36} = 0$ (référence pour la classe 3 : « non souscrite »). Ce calcul nous donnera une valeur d'un coefficient de majoration ou de minoration, en charge, c'est-à-dire au global.

Nous calculerons ainsi des coefficients d'anti-sélection en charge globale du portefeuille. Nous obtiendrons des primes pures hors anti-sélection pour chaque acte. Alors nous appliquerons les coefficients d'anti-sélection pour chaque catégorie d'individu par acte, ce qui donnera une prime pure par catégorie d'individu, et par niveau de garantie, avec prise en compte de l'anti-sélection. Les actes qui n'ont pas pu être modélisés par manque de données auront des coefficients d'anti-sélection à 1, sur la base et sur l'option.

2.5.2 Quelques exemples

Quelques coefficients d'anti-sélection sont présentés dans cette partie, sélectionnés pour quelques actes. Les coefficients d'anti-sélection sont explicités en fréquence, en coût, et ensuite en charge, c'est-à-dire en multipliant les coefficients de fréquence par ceux de coût.

2.5.2.1 Etude des coefficients d'anti-sélection pour les verres simples adulte

Nous étudierons ici les verres simples adulte. Nous présenterons les résultats du modèle, puis calculerons quelques coefficients d'anti-sélection afin d'expliquer la démarche proposée lors de cette étude. Les verres simples, de même que les montures, présentent à priori et d'après les études préliminaires un fort taux d'anti-sélection (à la fois d'anti-sélection et d'aléa moral). En effet, le recours à ces actes (problèmes de vue) est à priori connu et peut être anticipé par l'assuré au moment de la souscription. Il choisira donc un niveau d'assurance élevé s'il anticipe d'avoir fréquemment des dépenses de santé en optique. De plus, cet acte comporte également un phénomène d'aléa moral ex-post important car un assuré pourrait refaire de nouvelles paires de lunettes de façon plus fréquente que nécessaire, et en étant moins regardant sur le prix, s'il sait que sa complémentaire santé prendra en charge l'intégralité de ses dépenses.

Les classes de garanties que l'on utilisera pour n'importe quelle tarification pour les verres simples adultes seront les suivantes (tarif hors remboursement SS) :

Verres simples adulte		
Classe 1	Base	[0 ; 4% PMSS]
	Option 1	[0 ; 4% PMSS + 125€]
	Option 2	[0 ; 4% PMSS + 170€]
Classe 2	Base	[0 ; 6% PMSS]
	Option 1	[0 ; 6% PMSS + 210€]
	Option 2	[0 ; 6% PMSS + 250€]
Classe 3	Base	[0 ; 7% PMSS]
	Option	[0 ; 7% PMSS + 300€]

Figure 21 - Garantie des verres simples adulte

Les résultats de la modélisation en fréquence et en coût sont présentés ici.

L'assuré de référence est donc un Homme, de 30-40 ans, habitant en Île-de-France, dont le secteur d'activité est « transport et entrepôt », non cadre et qui a souscrit la base seule de la classe 2, soit pour les verres simples adulte, sur la tranche de garantie : [0 ; 6%PMSS].

Les coefficients déterminés peuvent être des coefficients de minoration ou de majoration, selon les modalités de l'individu et son niveau de garantie souscrit. En effet, si la fréquence de l'individu est inférieure à la fréquence moyenne globale sur le portefeuille, le coefficient de fréquence pour cet individu sera inférieur à 1 et il correspondra à une minoration du tarif appliqué, et de même pour le coût. En multipliant ces deux ratio, nous obtenons un coefficient d'anti-sélection (de majoration ou de minoration) au global pour la charge.

Le tableau ci-dessous donne les résultats des modélisations en fréquence et en coût pour les verres simples adulte.

	Modèle retenu	Poisson	Lognormale
	Moyenne de la fréquence / du coût moyen	0,077	5,079
Variables	Modalités des variables	Fréquence	Coût moyen
intercept	β_0 / β_0'	-2,4081	1,5837
Sexe	Homme	0	0
	Femme	0,4975	0
Groupe d'âge	Enfant	-3,0574	0
	20 - 30 ans	0	0
	30 - 40 ans	0	0
	40 - 50 ans	0,0238	0,0438
	50 - 62 ans	0	0,0785
	Retraité	0	0,1126
Groupe de régions	Centre	0	0
	Sud - Ouest	0	-0,0421
	Sud - Est	0	0
	Nord	0	0
	AM	-0,1145	0
	Ouest	-0,2109	-0,0414
Secteur d'activité	Île-de-France	0	0
	Industrie et manufacture	0	0
	Commerce et réparation auto	0	0,0304
	Activités spécialisées techniques et scientifiques	0	0
	Autres services	0,2421	0
	Santé	0,2624	0,0436
	construction	0	0,021
	locations	0	0
	Production et distribution d'eau	0,5898	0
	immobilier	0	0
	Activités financières et assurantielles	0	0
	Arts et spectacles	-1,2682	0
	Administration publique	0	-0,1317
	enseignement	0	0,1466
Transport et entrepôt	0	0	
CSP	Inconnue	-0,1433	0
	Cadre	0,1071	0
	Non Cadre	0	0
classe de garantie 1	[0 ; 4% PMSS]	-0,9546	-0,0962
	[0 ; 4% PMSS + 125€]	0	-0,0938
	[0 ; 4% PMSS + 170€]	-0,2421	0
	non souscrite	0	0
classe de garantie 2	[0 ; 6% PMSS]	0	0
	[0 ; 6% PMSS + 210€]	0,3139	0
	[0 ; 6% PMSS + 250€]	0,453	0,0464
	non souscrite	0,5088	0,0479
classe de garantie 3	[0 ; 7% PMSS]	0	0
	[0 ; 7% PMSS + 300€]	0	0
	non souscrite	0	0

Tableau 34 - Résultats de la modélisation des verres simples adulte

Les modalités en rouge sont les modalités de référence. Leurs coefficients seront nuls. Les modalités qui ne sont pas significatives seront nulles.

En coût moyen, une loi normale a été appliquée (avec une fonction de lien log) au logarithme du coût moyen. La moyenne indiquée est donc la moyenne du logarithme du coût moyen.

Tout d'abord, le sexe, la classe de garantie 3 et la CSP ne sont pas significatifs en coût moyen pour les verres simples.

Notons qu'un coefficient négatif pour une modalité, par rapport à la modalité de référence, signifie que cette modalité diminue le nombre de sinistres pour la fréquence, et le logarithme du coût moyen, pour le coût. Un coefficient négatif signifie donc que la modalité améliore la sinistralité.

Le critère « Femme » augmente la sinistralité en fréquence de façon significative, ce qui semble confirmer les hypothèses émises lors de l'analyse préliminaire.

Pour l'âge, la référence est « 30-40 ans ». En fréquence, les enfants (qui peuvent avoir des verres simples adultes s'ils ont plus de 18 ans et sont toujours affiliés à la complémentaire santé d'entreprise de leurs parents) diminuent la sinistralité en fréquence. Le critère « 40-50 ans » augmente la sinistralité en fréquence et en coût, ainsi que les critères « 50-62 » et « retraité ». Les autres modalités ne sont pas significatives. Nous retrouvons donc ici que la sinistralité augmente avec l'âge, en fréquence et en coût.

Pour la région, nous observons que toutes les modalités sont négatives, en fréquence et en coût, par rapport à la modalité de référence qui est l'Île-de-France. Cela signifie que toutes les régions diminuent la sinistralité par rapport à l'Île-de-France, ce qui semble confirmer les résultats préliminaires qui exprimaient que l'Île-de-France était la région détenant le plus fort taux de sinistralité.

Pour le secteur d'activité, peu de variables sont significatives, le nombre de secteurs d'activités, en comparaison avec le nombre de données, étant très important.

Pour la CSP, la modalité de référence est « non cadre ». La modalité « cadre » augmente donc la sinistralité par rapport aux « non cadres », et la modalité « inconnue » (conjoints, enfants) la diminue.

Enfin, pour les niveaux de garantie, pour la première classe, la modalité de référence est « non souscrite », ce qui signifie que l'individu de référence se trouve sur une classe supérieure, à savoir qui possède un niveau de garantie plus élevé.

Les coefficients des modalités de la première classe sont donc négatifs car ils diminuent la sinistralité par rapport à une référence qui possède un niveau de garantie supérieur.

Les coefficients sont plus faibles sur la base que sur l'option (en coût le coefficient sur la base est positif), ce qui signifie que la sinistralité est moins importante sur la base que sur l'option.

La modalité de référence de la classe 2 est la base. Les coefficients des options sont donc positifs car ils augmentent la sinistralité par rapport à la référence qui est la base. Le coefficient de l'option possédant le niveau de garantie le plus élevé ([0 ; 6% PMSS +250€]) est supérieur à celui de l'option inférieure ([0 ; 6% PMSS +210€]). Ainsi, plus le niveau de garantie augmente, plus la sinistralité augmente, ce qui confirme la présence d'une anti-sélection assez significative au sein de cet acte.

De plus, nous avons $f_{moyenne} = E(\text{nombre de sinistres}) = 0,077$ et $CM_{moyen} = E(\log \text{coût moyen}) = 5,079$

La fonction de lien sélectionnée étant logarithmique, la fréquence de l'individu de référence sera égale à : $f_{ref} = \exp(\beta_0) = \exp(-2,4081) = 0,090$ et le coût moyen de l'individu de référence est égal à : $CM_{ref} = \exp(\beta'_0) = \exp(1,5837) = 4,873$.

Le coefficient d'anti-sélection, en charge, de référence, est donc égal à :

$a_{ref} = \left(\frac{f_{ref}}{f_{moyenne}} * \frac{CM_{ref}}{CM_{moyenne}} \right) = 1,12$. Il s'agit d'un coefficient de majoration, l'individu de référence ayant donc une charge moyenne supérieure à la moyenne du portefeuille. Cet individu de référence consomme donc en moyenne 1,12 de fois plus que la moyenne du portefeuille. Il faudra donc multiplier les tarifs de prime pure par 1,12 pour obtenir le tarif de cet individu, avec prise en compte de l'anti-sélection.

Nous allons montrer deux exemples de calculs de coefficients d'anti-sélection.

Exemple 1 : Prenons l'exemple d'une femme de « 40-50 ans » vivant dans la région « Sud-Est », dont le secteur d'activité est « activités financières et assurantielles », Cadre et qui a souscrit l'option 2 de la base 2, c'est-à-dire qui dispose d'un niveau de garantie compris dans [0 ; 6% PMSS+210€].

Les coefficients de fréquence et de coût étant calculés par rapport à l'individu de référence, nous multiplierons les facteurs obtenus par le coefficient d'anti-sélection de l'individu de référence.

Son coefficient d'anti-sélection sera donc égal à :

$$a_{indiv i} = \frac{f_{indiv i}}{f_{ref}} * \frac{CM_{indiv i}}{CM_{ref}}$$

$$= \frac{\exp(-2,4081 + 0,4975 + 0,0238 + 0 + 0 + 0,1071 + 0 + 0,453 + 0)}{0,077} * \frac{\exp(1,5837 + 0 + 0,0438 + 0 + 0 + 0,0464 + 0)}{5,079} = 3,73$$

Les tarifs de cette catégorie d'individu seront donc multipliés par 3,73 (correspondant à 3,44 en fréquence et 1,08 en coût). Ce coefficient semble assez important et provient de la grande surfréquence de consommation de cette catégorie d'individus. Il reflète des caractéristiques possédant du niveau d'anti-sélection un des plus élevés. En effet, nous avons vu dans l'analyse préliminaire que les critères « Femme », « Cadre », région « Sud-Est » possédaient de forts niveaux de fréquence et de coûts moyens. De plus, la tranche d'âge concernée est assez consommatrice, et le niveau de garantie est ici le plus fort.

Exemple 2 : Prenons maintenant l'exemple d'un homme, de « 20-30 ans », vivant dans la région « Ouest », dont le secteur d'activité est « commerce et réparation auto », « Non Cadre » et qui a souscrit la base de l'option 1. On s'attend alors à un coefficient d'anti-sélection relativement faible, car les critères présentés ici possèdent de faibles fréquences et coûts.

On aura :

$$a_{indiv i} = \frac{\exp(-2,4081 + 0 + 0 - 0,2109 + 0 + 0 - 0,9546 + 0,5088 + 0)}{0,077} * \frac{\exp(1,5837 + 0 + 0 - 0,0414 + 0,0304 + 0 - 0,0962 + 0,0479 + 0)}{5,079} = 0,55$$

Le coefficient d'anti-sélection de cet individu sera donc 0,55, ce qui correspond à une minoration de 45%. En effet, cette catégorie de personnes est peu consommatrice (modalités peu

consommatrices) et possède une charge moyenne bien inférieure à la charge moyenne du portefeuille au global.

Nous voyons donc que notre barème d'anti-sélection peut varier de façon significative selon la démographie sur cet acte, et comporte donc des phénomènes d'anti-sélection importants. L'anti-sélection est donc très marquée sur cet acte, ce qui confirme l'analyse préliminaire effectuée précédemment.

2.5.2.2 Etude des coefficients d'anti-sélection pour les soins dentaires

Nous étudions ici les soins dentaires car il s'agit d'un acte de la modélisation Optique / Dentaire qui ne comporte pas de fort taux d'anti-sélection, à priori. Nous voulons confirmer ou infirmer cette hypothèse. En effet, le renfort proposé en optique et en dentaire ne s'applique pas sur les soins dentaires : les options remboursent de la même manière que la base, donc il n'y a pas à priori d'anti-sélection. Cependant, les assurés qui ont souscrit le renfort sur l'optique et le dentaire auront à priori des dépenses élevées et fréquentes sur ces actes, et également sur les soins dentaires. Il est donc possible que les soins dentaires comportent de l'anti-sélection.

Les garanties sont :

Soins Dentaires (y compris SS)		
Classe 1	Base	[0 ; 150% BR]
	Option 1	[0 ; 150% BR]
	Option 2	[0 ; 150% BR]
Classe 2	Base	[0 ; 200% BR]
	Option 1	[0 ; 200% BR]
	Option 2	[0 ; 200% BR]
Classe 3	Base	[0 ; 470% BR]
	Option	[0 ; 470% BR]

Figure 22- Garanties pour les soins dentaires

Les résultats de la modélisation des soins dentaires seront renseignés en annexe.

Les résultats renseignent que la modalité « Femme » augmente la sinistralité en fréquence et la diminue en coût moyen pour les soins dentaires, comme nous l'avons constaté dans l'analyse préliminaire. Le phénomène selon lequel la sinistralité augmente avec l'âge est également retrouvé ici (les modalités qui représentent un âge inférieur à la référence, soit « 30-40 ans », diminuent la sinistralité par rapport à la référence, et les âges supérieurs l'augmentent).

Pour les soins dentaires, les régions sont toutes plus consommatrices en fréquence que l'Île-de-France, et moins en coût. On retrouve également le fait que les cadres sont plus consommateurs que les non cadres, en fréquence et en coût, et que la sinistralité augmente avec le niveau de garantie. En effet, pour une classe donnée, le coefficient associé aux niveaux de garantie augmente avec ceux-ci. Nous sommes donc en présence d'anti-sélection sur cet acte, bien qu'il soit remboursé de la même manière sur la base et sur les options. Ceci s'explique car les assurés qui ont souscrit un renfort en dentaire auront recours aux soins dentaires de façon plus systématique que ceux qui ne l'ont pas souscrit, même si le renfort ne porte pas sur cet acte.

Le coefficient de charge pour l'individu de référence est le suivant: $a_{ref} = \left(\frac{f_{ref}}{f_{moyenne}} * \frac{CM_{ref}}{CM_{moyenne}} \right) = \left(\frac{\exp(-1,3165)}{0,3394} * \frac{\exp(1,3479)}{3,5963} \right) = 0,85$

L'individu de référence possède donc un coefficient d'anti-sélection de 0,85 (0,79 en fréquence et 1,07 en coût moyen), ce qui correspond à un coefficient de minoration de 15%. En effet, l'individu de référence possède des modalités qui sous-consomment en fréquence par rapport à la fréquence moyenne du portefeuille (modalités « Hommes », « non cadres », sur la base).

Reprenons les mêmes exemples que précédemment afin d'observer comment évoluent les coefficients d'anti-sélection selon les actes.

Exemple 1 : Le coefficient en charge pour une femme, de « 40-50 ans », « Cadre », vivant en région « Sud-Est », secteur d'activité « activités financières et assurantielles », qui a souscrit l'option 2 de la base 2 est le suivant : $a_i = \left(\frac{f_i}{f_{moyenne}} * \frac{CM_i}{CM_{moyenne}} \right) = 2,26$

Cette catégorie d'assuré aura donc un coefficient d'anti-sélection de 2,26 (2,03 en fréquence et 1,10 en coût), c'est-à-dire que ce segment de population consomme en moyenne 2,26 fois plus que la moyenne du portefeuille. Encore une fois, ces résultats semblent confirmer l'analyse préliminaire qui supposait que ces modalités étaient très consommatrice, surtout en fréquence, mais aussi en coût. Ce coefficient est tout de même inférieur à celui de la même catégorie d'assurés pour les verres simples adulte.

Exemple 2 : Le coefficient en charge pour un homme, de « 20 - 30 ans », « Non cadre », vivant en région « Ouest », secteur d'activité « commerce et réparation auto », qui a souscrit la base de la classe 1 est le suivant : $a_i = \left(\frac{f_i}{f_{moyenne}} * \frac{CM_i}{CM_{moyenne}} \right) = 0,54$

Cette catégorie d'assuré se verra donc appliquer un coefficient de minoration de 46% car elle consomme moins que la population de référence, surtout en fréquence (coefficient de 0,54 en fréquence et 0,99 en coût).

Les soins dentaires comportent donc un phénomène d'anti-sélection, mais il est moins important que pour les verres simples adulte. Nous remarquons que les écarts sont plus marqués en fréquence qu'en coût, bien que nous étudions le résultat final en charge. L'anti-sélection est donc plus significativement représentée en fréquence.

2.5.2.3 Etude des coefficients d'anti-sélection pour les prothèses dentaires prises en charge par la sécurité sociale

Nous allons maintenant étudier l'anti-sélection sur les prothèses dentaires acceptées par la sécurité sociale. Cet acte semble comporter un fort taux d'anti-sélection, car son recours peut être anticipé par l'assuré qui peut alors choisir de souscrire un niveau d'assurance plus élevé sur cet acte. Il possède la particularité de posséder peu de variables significatives ce qui rend l'étude compliquée, notamment sur le coût moyen.

Les classes de garantie pour cet acte sont les suivantes (tarifs sécurité sociale comprise) :

Prothèses dentaires prises en charge SS		
Classe 1	Base	[0 ; 300% BR]
	Option 1	[0 ; 300% BR + 150€]
	Option 2	[0 ; 300% BR+ 180€]
Classe 2	Base	[0 ; 400% BR]
	Option 1	[0 ; 400% BR + 240€]
	Option 2	[0 ; 400% BR + 290€]
Classe 3	Base	[0 ; 550% BR]
	Option	[0 ; 550% BR + 340€]

Figure 23 - Garanties pour les prothèses dentaires acceptées

Les résultats de la modélisation des prothèses dentaires sont renseignés en annexe.

Nous avons ici peu de modalités significatives pour le coût. Les phénomènes démographiques influençant la fréquence sont les mêmes que pour les soins dentaires.

Le coefficient pour l'individu de référence (Homme, « 30-40 ans », « IDF », « transport et entrepôt », « non cadre », base de la classe 2) est égal à :

$$a_{ref} = \left(\frac{f_{ref}}{f_{moyenne}} * \frac{CM_{ref}}{CM_{moyenne}} \right) = \left(\frac{\exp(-3.2145)}{0.059} * \frac{\exp(6.1263)}{1.8119} \right) = 0,68$$

Comme nous l'avons vu, l'individu de référence possède des modalités dont la fréquence est largement inférieure à la moyenne du portefeuille. Il se verra donc appliquer un coefficient de minoration de charge de 0,68, soit 32% de minoration (0,68 en fréquence et 0,99 en coût).

Nous allons reprendre les mêmes exemples que précédemment afin de comparer les coefficients d'anti-sélection par acte :

Exemple 1 : L'individu possédant les modalités de l'exemple 1 (fortes fréquences) aura un coefficient d'anti-sélection de : $a_i = \left(\frac{f_i}{f_{moyenne}} * \frac{CM_i}{CM_{moyenne}} \right) = 3,03$. Ce coefficient indique que cette catégorie d'individu consomme en charge trois fois plus que la moyenne du portefeuille (2,9 en fréquence et 1,04 en coût). Ce coefficient est inférieur à celui des verres simples et supérieur à celui des soins dentaires.

Exemple 2 : L'individu possédant les modalités de l'exemple 2 (faibles fréquences) aura un coefficient d'anti-sélection de : $a_i = \left(\frac{f_i}{f_{moyenne}} * \frac{CM_i}{CM_{moyenne}} \right) = 0,36$. Ce coefficient indique une minoration de 64% pour cet individu (0,37 en fréquence et 0,94 en coût). Il est inférieur à celui des soins dentaires et des verres simples adulte. Les gros écarts constatés avec la moyenne du portefeuille sont en fréquence.

2.5.2.4 Etude des coefficients d'anti-sélection pour les consultations spécialistes

L'anti-sélection est maintenant étudiée sur les consultations de spécialistes, où l'on s'attend à en détecter moins que sur les actes d'optique et de dentaire. Cependant, le phénomène d'anti-sélection peut s'observer sur les consultations de spécialistes, à la fois en fréquence et en coût. En fréquence, un assuré qui a par exemple des problèmes chroniques au cœur nécessitant des visites fréquentes chez le cardiologue fera probablement le choix d'une assurance plus importante. En coût, nous pouvons présager une forte anti-sélection de « confort » : si l'assuré a souscrit une assurance qui rembourse les dépassements d'honoraires, il fera moins attention au tarif appliqué par le spécialiste et privilégiera la localisation ou encore la notoriété du médecin.

Les garanties pour cet acte sont les suivantes :

Consultations spécialistes (y compris SS)	
Base	[0 ;100% BR]
Option 1	[0 ;150% BR]
Option 2	[0 ;250% BR]

Figure 24 - garanties pour les consultations spécialistes

Les résultats de la modélisation pour les consultations généralistes sont renseignés en annexe.

Une seule classe de niveau de garantie est présente dans cette modélisation, à savoir une base et deux options. L'individu de référence sera : un homme, de la tranche d'âge « 30-40 ans », domicilié en Île-de-France, dont le secteur d'activité est « transport et entrepôt », non cadre et qui a souscrit la base seule.

Notons que nous avons choisi comme références les modalités les plus représentées dans notre base de données, exceptées pour le niveau de garantie où nous avons choisi le niveau le plus bas (moins représenté que les options). La CSP n'est pas significative ici sur le coût moyen.

Les résultats renseignent que la sinistralité augmente avec la modalité « Femme » par rapport à « Homme », que le coût et la fréquence augmentent quand l'âge augmente, et que le coût diminue quand l'âge diminue (par rapport à la modalité de référence « 30 – 40 ans », que toutes les régions sont moins consommatrices que l'Île-de-France. De plus, les cadres consomment de façon plus fréquente que les non cadres. Enfin, par rapport à la modalité de référence « Base » pour le niveau de garantie, nous remarquons que plus le niveau de garantie augmente, plus les coefficients augmentent, ce qui signifie que la sinistralité (fréquence et coût) augmente avec le niveau de garantie.

Le coefficient d'anti-sélection pour l'individu de référence est : $a_{ref} = \left(\frac{f_{ref}}{f_{moyenne}} * \frac{CM_{ref}}{CM_{moyenne}} \right) = \left(\frac{\exp(-0.1112)}{2.22} * \frac{\exp(1.3013)}{3.72} \right) = 0,40$, ce qui correspond à une minoration du tarif de 60% car cet individu consomme de façon moins fréquente (0,40 en fréquence et 0,99 en coût), que la moyenne du portefeuille.

Exemple 1 : L'individu étudié lors de l'exemple 1, est une femme, de « 40-50 ans », cadre, dans le secteur d'activité de la finance et des assurances, vivant dans le sud-est et qui est sur la tranche de

garantie la plus élevée pour cet acte ([0 ;250%BR]). Cet individu aura un coefficient d'anti-sélection : $a_i = \left(\frac{f_i}{f_{moyenne}} * \frac{CM_i}{CM_{moyenne}} \right) = 1.36$. Son tarif sera donc majoré de 1,36, ce qui est inférieur aux résultats obtenus pour l'optique et le dentaire. Ce résultat est en cohérence avec l'analyse préliminaire effectuée qui supposait de fortes fréquences et coûts moyens pour ces modalités, bien que les différences de charges entre la base et l'option étaient moins importantes que pour les actes d'optique et de dentaire.

Exemple 2 : L'individu étudié ici sera : un homme, de « 20-30 ans », non cadre, vivant dans la région « Ouest », ayant souscrit la base seule. Son coefficient d'anti-sélection sera de : $a_i = \left(\frac{f_i}{f_{moyenne}} * \frac{CM_i}{CM_{moyenne}} \right) = 0.29$, soit un coefficient de minoration du tarif de 81%, ce qui semble cohérent avec l'analyse préliminaire où les individus de ces modalités consommaient le moins.

Ainsi, nous avons montré quelques exemples de calculs de coefficients d'anti-sélection pour certains actes de l'étude, pour différents types de population. Le résultat a montré que les coefficients d'anti-sélection pouvaient s'exprimer de façon très différente selon les actes, d'où l'importance de les tarifier acte par acte avant d'agréger la prime finale. Les résultats montrent que l'anti-sélection est très présente pour les actes d'optique et de dentaire. Elle s'exprime également de façon plus importante pour les femmes que les hommes, pour les cadres que les non cadres. De plus, la tendance observée est également que la région « Ile-de-France » possède des taux d'anti-sélection assez élevés. Nous remarquons également que l'anti-sélection est un phénomène plus marqué en fréquence qu'en coût moyen.

Les critères démographiques retenus lors de la modélisation se sont donc avérés pertinents. Par exemple, la CSP et le sexe impactent de façon significative les résultats. Nous avons montré ici que le phénomène d'anti-sélection était notamment marqué pour les femmes, et pour les cadres. De plus, on s'attendait à un phénomène d'anti-sélection très prononcé sur les actes d'optique et de dentaire, ce qui s'est révélé véridique. Les actes où l'on s'attendait intuitivement à peu d'anti-sélection, par exemple en honoraires ou hospitalisation, ont révélé lors de leur modélisation, que le phénomène était néanmoins présent. Rappelons également que les coefficients sont calculés par catégorie d'individus, mais ce barème s'appliquerait pour des tarifications collectives, c'est-à-dire que tous les assurés d'une entreprise paieront le même tarif in fine, les barèmes influant sur la démographie globale de l'entreprise.

La partie qui va suivre comporte une confirmation numérique des phénomènes qui ont été ici mesurés.

Partie 3 : Etude d'un cas pratique : intégration des coefficients d'anti-sélection à une tarification classique

Le but de cette partie est de mettre en pratique l'étude précédente en l'appliquant à une tarification type. Nous tarifierons une garantie classique, hors coefficients d'anti-sélection, puis nous intégrerons les coefficients modélisés sur chaque acte à la tarification, afin d'obtenir un tarif au global après anti-sélection. Le but de cette partie est de mesurer mesure quantitativement l'impact des coefficients modélisés sur des contrats et des démographies types, ce qui permettra de proposer une grille de tarifs plus fine.

3.1 Tarification d'une garantie classique hors coefficients d'anti-sélection

Nous considérons un contrat fictif, non responsable par soucis de cohérence avec notre étude. Ce contrat propose une base obligatoire et une option facultative. Nous allons tout d'abord tarifier ce contrat à l'aide du logiciel ADDACTIS Prevoyance Office®, avec un tarif pour les adultes et un tarif pour les enfants (coefficients d'anti-sélection différents). Les tarifs sont dans un premier temps obtenus par individu et par garantie, puis agrégés pour déterminer la prime pure totale du contrat. Dans un second temps, nous appliquerons les coefficients d'antisélection calculés précédemment aux primes pures individuelles de chacune des garanties, que nous agrègerons à nouveau afin d'obtenir la prime pure totale incluant le coût de l'antisélection.

Nous avons, pour les individus j et k fixés, qui ont des caractéristiques démographiques et un niveau de garantie fixés (les individus j seront ceux sur la base sur les k sur l'option) , les primes pures hors et avec anti-sélection. Il est important de noter que la notion d'individu comprend le niveau de garantie qu'il a souscrit. Ainsi, les tarifs seront exprimés différemment sur la base et sur l'option du contrat. Sur la base et sur l'option :

$$\left\{ \begin{array}{l} Prime\ pure_{hors\ anti-sélection,base}(indiv\ j) = \sum_{acte\ i} Prime\ pure_{acte\ i,base}(indiv\ j) = \sum_{acte\ i} fréquence_{acte\ i,base}(indiv\ j) * coût_{acte\ i,base}(indiv\ j) \\ Prime\ pure_{hors\ anti-sélection,option}(indiv\ k) = \sum_{acte\ i} Prime\ pure_{acte\ i,option}(indiv\ k) = \sum_{acte\ i} fréquence_{acte\ i,option}(indiv\ k) * coût_{acte\ i,option}(indiv\ k) \end{array} \right.$$

Puis

$$\left\{ \begin{array}{l} Prime\ pure_{hors\ anti-sélection,base}(totale) = \sum_{indiv\ j} Prime\ pure_{hors\ anti-sélection,base}(indiv\ j) \\ Prime\ pure_{hors\ anti-sélection,option}(totale) = \sum_{indiv\ j} Prime\ pure_{hors\ anti-sélection,option}(indiv\ k) \end{array} \right.$$

Et

$$\left\{ \begin{array}{l} Prime\ pure_{avec\ anti-sélection,base}(indiv\ j) = \sum_{acte\ i} (fréquence_{acte\ i,base}(indiv\ j) * a_{fréquence,base}(acte\ i, indiv\ j)) * (coût_{acte\ i,base}(indiv\ j) * a_{coût,base}(acte\ i, indiv\ j)) \\ \quad = \sum_{acte\ i} (fréquence_{acte\ i,base}(indiv\ j) * coût_{acte\ i,base}(indiv\ j) * a_{charge,base}(acte\ i, indiv\ j)) \\ Prime\ pure_{avec\ anti-sélection,option}(indiv\ k) = \sum_{acte\ i} (fréquence_{acte\ i,option}(indiv\ k) * a_{fréquence,option}(acte\ i, indiv\ k)) * (coût_{acte\ i,option}(indiv\ k) * a_{coût,option}(acte\ i, indiv\ k)) \\ \quad \sum_{acte\ i} (fréquence_{acte\ i,option}(indiv\ k) * coût_{acte\ i,option}(indiv\ k) * a_{charge,option}(acte\ i, indiv\ k)) \end{array} \right.$$

Et enfin

$$\left\{ \begin{array}{l} Prime\ pure_{avec\ anti-sélection,base}(totale) = \sum_{indiv\ j} Prime\ pure_{avec\ anti-sélection,base}(indiv\ j) \\ Prime\ pure_{avec\ anti-sélection,option}(totale) = \sum_{indiv\ k} Prime\ pure_{avec\ anti-sélection,option}(indiv\ k) \end{array} \right.$$

Où $a_{charge}(acte\ i, individu\ j)$ est le coefficient d'anti-sélection en charge correspondant à l'acte i , pour un individu j donné, sur la base, et k pour l'option.

3.1.1 Démographie tarifiée

Le contrat tarifié possède la démographie suivante :

	GRUPE 1	GRUPE 2	GRUPE 3	GRUPE 4
Localisation	Ile-de-France		Sud-Est	
Activité	activités scientifiques et techniques		Transport et entrepôt	
CSP	Cadres		Non Cadres	
Sexe	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Nombre Hommes	34	0	76	0
Nombre Femmes	0	20	0	52
Age moyen	41	41	41	41
CVDS Total	17	10	49	32
CVDS 0	12	8	41	28
CVDS 1	1	0	5	2
CVDS 2	3	1	3	2
CVDS 3+	1	1	0	0
MKVM Total	17	10	27	20
MKVM 0	6	3	8	5
MKVM 1	3	2	9	5
MKVM 2	7	5	5	6
MKVM 3+	1	0	5	4

Tableau 35 - démographie du contrat tarifié

Ce contrat a été tarifié sur les quatre groupes différents, afin d'obtenir quatre primes pures différentes, sur chaque acte, que nous déclinerons ensuite en tarif Adulte/Enfant. Nous avons séparé les cadres/non cadres et les hommes/femmes afin de pouvoir intégrer des coefficients d'anti-sélection différenciés pour chacune de ces modalités. Les actes que nous n'avons pas pu modéliser lors de notre étude par manque de données se verront appliquer des coefficients d'anti-sélection

égaux à 1, sur la base et sur l'option : la prime pure sur ces actes sera la prime pure de la modélisation hors anti-sélection.

3.1.2 Garantie tarifée

Les garanties du contrat tarifé sont les suivantes.

NATURE DES ACTES	Prestations exprimées y compris le remboursement de la Sécurité Sociale, dans la limite des frais réels engagés	
	REGIME DE BASE Obligatoire	REGIME OPTION 1 Optionnel (y compris Base)
HOSPITALISATION MEDICALE ET CHIRURGICALE (Etablissements conventionnés et non conventionnés)		
Frais de séjour	100 % BR	400% BR
Frais d'honoraires	100 % BR	400%BR
Forfait journalier hospitalier (par jour, hors psychiatrie et maison de repos)	100 % FR	100% FR
Chambre particulière (y compris maternité)	1,5% PMSS par jour	3 % PMSS par jour
Lit d'accompagnant (enfant de moins de 12 ans)	0,5 % PMSS par jour	1,5% PMSS par jour
Actes de spécialités et actes de chirurgie	100 % BR	400 % BR
Forfait de 18 € pour les actes > 120 €	18	18
TRANSPORT		
Ambulance, VSL, SAMU pris en charge par la Sécurité Sociale	100% BR	100% BR
HONORAIRES MEDICAUX ET PARAMEDICAUX (Hors hospitalisation - Secteur conventionné et non conventionné)		
Consultations - visites	100% BR	250% BR
Auxiliaires médicaux	100% BR	200% BR
Radiologie	100% BR	200% BR
Analyses médicales, examens de Laboratoires	100% BR	200% BR
Actes de spécialités	100% BR	350% BR
PHARMACIE (toutes vignettes confondues)		
Pharmacie à 65%	100% BR	100% BR
Pharmacie à 30%	0	100% BR
Pharmacie à 15%	0	100% BR
DENTAIRE		
	Limité à 1000€ / an / bénéficiaire, hors soins dentaires)	Limité à 3000€ / an / néficiaire, hors soins dentaires
Soins dentaires	100% BR	250% BR
Prothèses dentaires remboursées par la Sécurité sociale	150% BR	400% BR
Prothèses dentaires non remboursées par la Sécurité sociale	0	300 % BR
Implants (forfait annuel par bénéficiaire)	0	15% PMSS
Inlay / Onlay	-	15% PMSS
Orthodontie remboursée par la Sécurité sociale	125% BR	300% BR
Orthodontie non remboursée par la Sécurité sociale	-	200% BR
OPTIQUE		
	un équipement par an pour les enfants un équipement tous les 2 ans pour les adultes	
Monture Enfants		5% PMSS
Verres Enfants (la paire)		9% PMSS
Monture Adultes	4% PMSS pour chaque acte	5% PMSS
Verres Adultes simples (la paire)		12% PMSS
Verres Adultes complexes et très complexes (la paire)		15% PMSS
Lentilles remboursées ou non par la Sécurité sociale (y compris jetables)	8% PMSS	12% PMSS
Opération de la myopie au laser (par an et par œil)	-	15% PMSS
MEDECINE DOUCE		
Ostéopathe, acupuncteur, chiropracteur, étio-pathe, nutritionniste	-	30€ par séance (limité à 3 séances par an)
APPAREILLAGES AUTRES QUE DENTAIRE		
Prothèses orthopédiques	100% BR	100% BR + 150 €
Prothèses auditives	100% BR + 10 % PMSS	100% BR + 20 % PMSS
Autres prothèses non dentaires	100% BR + 150 €	100% BR + 250 €
CURE THERMALE		
Forfait annuel par bénéficiaire	0	150
MATERNITE		
Allocation naissance (par enfant né viable et inscrit comme ayant-droit du participant sur le présent contrat)	0	5% PMSS
ACTES DE PREVENTION		
Ensemble des actes de prévention décrits à l'Article R.871-2 du Code de la Sécurité sociale dans sa rédaction du 21 mars 2012	OUI	OUI

Tableau 36 - garanties proposées par le contrat tarifé

3.1.3 Résultats de la tarification

Nous indiquons ici les résultats de la tarification en prime pure au total par année en tarif Adulte/Enfant pour les quatre groupes afin d'avoir une idée de la répartition du tarif sur les différentes familles de soins.

Sur la Base seule

Type de tarif (par an)	Groupe 1 Cadres IDF Hommes		Groupe 2 Cadres IDF Femmes		Groupe 3 Non Cadres Sud-Est Hommes		Groupe 4 Non Cadres Sud-Est Femmes	
	Tarif Adulte	Tarif Enfant	Tarif Adulte	Tarif Enfant	Tarif Adulte	Tarif Enfant	Tarif Adulte	Tarif Enfant
Coût	355,48 €	221,54 €	395,79 €	221,54 €	369,18 €	234,06 €	380,15 €	234,06 €
Honoraires - Pharmacie	109,86 €	89,54 €	125,91 €	89,54 €	111,99 €	92,92 €	117,23 €	92,92 €
Hospitalisation - Chirurgie	84,67 €	57,79 €	89,75 €	57,79 €	93,06 €	63,36 €	94,12 €	63,36 €
Dentaire	68,57 €	18,39 €	73,49 €	18,39 €	65,64 €	18,33 €	66,73 €	18,33 €
Optique	82,09 €	51,68 €	95,33 €	51,68 €	87,20 €	54,91 €	90,53 €	54,91 €
Autres	10,28 €	4,14 €	11,30 €	4,14 €	11,30 €	4,54 €	11,53 €	4,54 €
Hors nomenclature	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €
Spécifique	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €

Tableau 37 - Résultats de la tarification sur la base seule par groupe d'acte

Sur la Base + Option

Type de tarif (par an)	Groupe 1 Cadres IDF Hommes		Groupe 2 Cadres IDF Femmes		Groupe 3 Non Cadres Sud-Est Hommes		Groupe 4 Non Cadres Sud-Est Femmes	
	Tarif Adulte	Tarif Enfant	Tarif Adulte	Tarif Enfant	Tarif Adulte	Tarif Enfant	Tarif Adulte	Tarif Enfant
Coût	799,38 €	460,05 €	909,45 €	460,05 €	825,39 €	480,32 €	852,01 €	480,32 €
Honoraires - Pharmacie	305,93 €	238,79 €	357,61 €	238,79 €	306,65 €	243,82 €	322,13 €	243,82 €
Hospitalisation - Chirurgie	113,85 €	80,35 €	120,97 €	80,35 €	125,03 €	88,09 €	126,57 €	88,09 €
Dentaire	237,09 €	54,31 €	253,23 €	54,31 €	232,41 €	56,89 €	235,90 €	56,89 €
Optique	139,22 €	81,14 €	162,75 €	81,14 €	146,38 €	85,53 €	152,20 €	85,53 €
Autres	3,29 €	5,46 €	14,88 €	5,46 €	14,92 €	5,98 €	15,21 €	5,98 €
Hors nomenclature	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €
Spécifique	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €

Tableau 38 - Résultats de la tarification sur la base+option par groupe d'acte

Ainsi, la cotisation adoptée sera « Adulte / Enfant », afin d'appliquer des coefficients d'anti-sélection différents selon les deux modalités.

En effet, un assuré qui cotise pour lui et pour deux de ses enfants se verra appliquer un coefficient d'anti-sélection pour lui-même, et un coefficient d'anti-sélection différent pour ses enfants, ce qui changera du tarif obtenu avec une cotisation « uniforme famille ».

Pour déterminer les coefficients d'anti-sélection pour les enfants, dont le sexe est inconnu, une modélisation séparée a été réalisée, sans la variable explicative « sexe ».

Nous supposons que les enfants ont la même localisation que leurs parents, le même secteur d'activité, et sont de CSP « inconnue ».

Ainsi, les coefficients d'anti-sélection des enfants seront les mêmes sur les groupes 1 et 2, et également les mêmes sur les groupes 3 et 4, le sexe n'intervenant pas chez les enfants.

Nous avons donc calculé les primes pures (nettes de chargements, taxes, et de coefficients d'anti-sélection). Il s'agit ensuite d'intégrer les coefficients d'anti-sélection calculés précédemment, acte par acte, pour chaque groupe de démographie et pour chaque niveau de garantie (Base et Base+Option), pour les adultes et pour les enfants. Les primes pures des actes que nous n'avons pu modéliser par manque de données seront laissées telles qu'elles, avec un coefficient d'anti-sélection égal à 1. Nous appliquerons donc les coefficients de charge acte par acte, puis sommerons les primes pures par acte afin d'obtenir un tarif au global.

Les modalités sélectionnées dans les modélisations précédentes sont donc, avec pour chaque groupe un tarif sur la base et un tarif sur l'option :

	GROUPE 1	GROUPE 2	GROUPE 3	GROUPE 4
Sexe	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Âge	40 – 50 ans	40 – 50 ans	40 – 50 ans	40 – 50 ans
Localisation	Île-de-France	Île-de-France	Sud-Est	Sud-Est
CSP	Cadres	Cadres	Non cadres	Non cadres
Nombre moyen d'enfant	0,47	0,45	0,35	0,37

Tableau 39 - Résumé des groupes employés dans la tarification

3.2 Exemples d'intégration de coefficients d'anti-sélection sur quelques actes

3.2.1 Premier exemple : Verres Simples Adulte & Enfant

Nous prendrons comme exemple les verres simples adultes pour la tarification en tarif Adulte, et les verres simples enfants pour la tarification en tarif Enfant. La tarification nous donne pour cet acte (le tarif est exprimé en euros par an, pour l'acte donné) :

Verres simples (Adultes & Enfants)	Groupe 1		Groupe 2		Groupe 3		Groupe 4		TOTAL	
	Base	Option	Base	Option	Base	Option	Base	Option	Base	Option
Tarif Adulte	14,35 €	29,98 €	16,57 €	34,62 €	14,42 €	30,14 €	15,00 €	31,35 €	60,34 €	126,10 €
Tarif Enfant	14,92 €	27,61 €	14,92 €	27,61 €	15,21 €	28,15 €	15,21 €	28,15 €	60,26 €	111,54 €

Tableau 40 - tarifs hors anti-sélection déterminés pour les verres simples sur chacun des groupes

Nous calculons maintenant les huit coefficients d'anti-sélection correspondant, sachant que base = [0 ; 4% PMSS] et option = [0 ; 12% PMSS]. Nous assimilerons donc la base tarifée ici à la base de la première classe de notre garantie précédente, et l'option à la première option de la deuxième base, selon les valeurs des PMSS correspondantes.

D'après les modélisations obtenues (tableaux de verres simples adulte plus haut et verres simples enfants pour les tarifs enfants) :

- $$a_{charge\ groupe\ 1\ (ADULTE\ HOMMES\ CADRES\ IDF),\ base} = \left(\frac{f_{groupe\ 1,\ base}}{f_{moyenne\ portefeuille}} * \frac{CM_{groupe\ 1,\ base}}{CM_{moyenne\ portefeuille}} \right) = 0,81$$
- $$a_{charge\ groupe\ 1\ (ADULTE\ HOMMES\ CADRES\ IDF),\ option} = 1,83$$
- $$a_{charge\ groupe\ 2\ (ADULTE\ FEMMES\ CADRES\ IDF),\ base} = 1,34$$
- $$a_{charge\ groupe\ 2\ (ADULTE\ FEMMES\ CADRES\ IDF),\ option} = 3,01$$
- $$a_{charge\ groupe\ 3\ (ADULTE\ HOMMES\ NON\ CADRES\ SUD\ EST)\ base} = 0,73$$

- $a_{charge\ groupe\ 3\ (ADULTE\ HOMMES\ NON\ CADRES\ SUD\ EST)\ option} = 1,64$
- $a_{charge\ groupe\ 4\ (ADULTE\ FEMMES\ NON\ CADRES\ SUD\ EST)\ base} = 1,20$
- $a_{charge\ groupe\ 4\ (ADULTE\ FEMMES\ NON\ CADRES\ SUD\ EST)\ option} = 2,70$
- $a_{charge\ groupes\ 1\ et\ 2\ (ENFANT\ IDF),\ base} = 0,92$
- $a_{charge\ groupes\ 1\ et\ 2\ (ENFANT\ IDF),\ option} = 1,54$
- $a_{charge\ groupes\ 3\ et\ 4\ (ENFANT\ SUD\ EST),\ base} = 0,79$
- $a_{charge\ groupes\ 3\ et\ 4\ (ENFANT\ SUD\ EST),\ option} = 1,27$

Un barème d’anti-sélection est alors obtenu pour les verres simples. Nous voyons que pour un groupe fixé, à niveau de garantie fixé, le coefficient d’anti-sélection est bien plus important pour les femmes que pour les hommes. On remarque aussi qu’il est plus important pour les groupes 1 et 2 représentant les cadres d’Île-de-France, dont l’anti-sélection de « confort » peut sembler importante.

Les taux d’anti-sélection sont élevés sur cet acte comme nous l’avons déjà vu. Le phénomène d’anti-sélection est donc très prononcé sur les verres simples, et de façon générale sur les actes d’optique, ce qui confirme l’analyse préliminaire. Il faut cependant noter que régions tarifées sont celles qui comportent les taux d’anti-sélection les plus élevées (Ile-de-France et Sud-Est), ce qui peut expliquer des valeurs de coefficients assez élevées.

Nous obtenons alors la nouvelle prime avec intégration des coefficients d’anti-sélection, de minoration ou majoration:

Verres simples (Adultes & Enfants)		Groupe 1		Groupe 2		Groupe 3		Groupe 4		TOTAL	
		Base	Option	Base	Option	Base	Option	Base	Option	Base	Option
Tarif Adulte	HORS ANTI-SELECTION	14,35 €	29,98 €	16,57 €	34,62 €	14,42 €	30,14 €	15,00 €	31,35 €	60,34 €	126,10 €
	APRES ANTI-SELECTION	11,69 €	54,79 €	22,20 €	104,07 €	10,56 €	49,50 €	18,06 €	84,66 €	62,50 €	293,02 €
	Variation	-19%	83%	34%	201%	-27%	64%	20%	170%	4%	132%
Tarif Enfant	HORS ANTI-SELECTION	14,92 €	27,61 €	14,92 €	27,61 €	15,21 €	28,15 €	15,21 €	28,15 €	60,26 €	111,54 €
	APRES ANTI-SELECTION	13,73 €	42,52 €	13,73 €	42,52 €	12,02 €	35,76 €	12,02 €	35,76 €	51,49 €	156,56 €
	Variation	-8%	54%	-8%	54%	-21%	27%	-21%	27%	-15%	40%

Tableau 41 - tarifs hors et après anti-sélection pour les verres simples sur chacun des groupes

Nous avons noté la variation de tarif, qui représente l’écart entre le tarif initial et celui prenant en compte l’anti-sélection, soit aux coefficients appliqués. Nous voyons que nous avons des coefficients de majoration sur les options et de minoration sur la base, excepté pour les femmes adulte, qui détiennent des coefficients de majoration sur la base. En effet, les modélisations ont donné comme résultat des fréquences de sinistralité pour les femmes bien supérieures à celles des hommes. Sur la base, pour les verres simples adulte, les femmes consomment donc de façon plus fréquente et plus couteuse que la moyenne globale du portefeuille. Ainsi, elles se voient appliquer des coefficients d’anti-sélection de majoration au global pour cet acte, à savoir sur la base et sur les options.

3.2.2 Deuxième exemple : Consultations Spécialistes

Ici nous étudions les consultations de spécialistes (conventionnés), dont le tarif obtenu hors coefficients est (tarif exprimé en euros par an, pour l'acte fixé) :

Consultations spécialistes	Groupe 1		Groupe 2		Groupe 3		Groupe 4		TOTAL	
	Base	Option	Base	Option	Base	Option	Base	Option	Base	Option
Tarif Adulte	22,12 €	49,70 €	25,84 €	58,12 €	20,57 €	46,23 €	21,70 €	48,78 €	90,23 €	202,83 €
Tarif Enfant	23,30 €	53,79 €	23,30 €	53,79 €	22,34 €	51,61 €	22,34 €	51,61 €	91,28 €	210,80 €

Tableau 42 - tarifs déterminés pour les consultations spécialistes sur chacun des groupes

Nous calculons maintenant les douze coefficients d'anti-sélection correspondant, sachant que base = [0 ; 100%BR] = base de notre étude et option = [0 ; 250% BR] = option 2 de notre étude.

D'après les modélisations obtenues (tableaux des consultations spécialistes plus haut) :

- $$a_{charge\ groupe\ 1\ (ADULTE\ HOMMES\ CADRES\ IDF),\ base} = \left(\frac{f_{groupe\ 1,\ base}}{f_{moyenne\ portefeuille}} * \frac{CM_{groupe\ 1,\ base}}{CM_{moyenne\ portefeuille}} \right) = 0,67$$
- $$a_{charge\ groupe\ 1\ (ADULTE\ HOMMES\ CADRES\ IDF),\ option} = 1,33$$
- $$a_{charge\ groupe\ 2\ (ADULTE\ FEMMES\ CADRES\ IDF),\ base} = 0,91$$
- $$a_{charge\ groupe\ 2\ (ADULTE\ FEMMES\ CADRES\ IDF),\ option} = 1,79$$
- $$a_{charge\ groupe\ 3\ (ADULTE\ HOMMES\ NON\ CADRES\ SUD\ EST)\ base} = 0,32$$
- $$a_{charge\ groupe\ 3\ (ADULTE\ HOMMES\ NON\ CADRES\ SUD\ EST)\ option} = 0,63$$
- $$a_{charge\ groupe\ 4\ (ADULTE\ FEMMES\ NON\ CADRES\ SUD\ EST)\ base} = 0,43$$
- $$a_{charge\ groupe\ 4\ (ADULTE\ FEMMES\ NON\ CADRES\ SUD\ EST)\ option} = 0,85$$
- $$a_{charge\ groupes\ 1\ et\ 2\ (ENFANT\ IDF),\ base} = 1,02$$
- $$a_{charge\ groupes\ 1\ et\ 2\ (ENFANT\ IDF),\ option} = 1,39$$
- $$a_{charge\ groupes\ 3\ et\ 4\ (ENFANT\ SUD\ EST),\ base} = 0,94$$
- $$a_{charge\ groupes\ 3\ et\ 4\ (ENFANT\ SUD\ EST),\ option} = 1,33$$

Un barème d'anti-sélection est alors obtenu pour les consultations spécialistes. Les taux d'anti-sélection mesurés sont moins conséquents que pour les verres simples. Cet acte comporte en effet moins d'anti-sélection. Sur cet acte, on ne s'attendait intuitivement pas à observer un phénomène d'anti-sélection. La modélisation a montré qu'il était présent au sein de cet acte, bien que moins marqué que sur les actes d'optique ou de dentaire.

Plusieurs critères possèdent des coefficients de minoration assez importants, notamment sur les non cadres qui possèdent des coefficients de minoration sur les options. En effet, ce groupe de population consomme de façon moins fréquente que la moyenne globale du portefeuille sur cet acte de santé. Ils se verront donc appliquer des coefficients de minoration, à la fois sur la base du contrat, et sur l'option. L'anti-sélection est donc peu marquée sur cet acte, bien que présente. On observe ici une fois de plus que l'anti-sélection est très différenciée selon les critères démographiques.

La nouvelle prime avec intégration des coefficients d'anti-sélection, de minoration ou majoration, est alors obtenue.

Consultations Spécialistes		Groupe 1		Groupe 2		Groupe 3		Groupe 4		TOTAL	
		Base	Option	Base	Option	Base	Option	Base	Option	Base	Option
Tarif Adulte	HORS ANTI-SELECTION	22,12 €	49,70 €	25,84 €	58,12 €	20,57 €	46,23 €	21,70 €	48,78 €	90,23 €	202,83 €
	APRES ANTI-SELECTION	14,89 €	65,97 €	23,43 €	103,89 €	6,57 €	29,12 €	9,34 €	41,39 €	54,24 €	240,38 €
	Variation	-33%	33%	-9%	79%	-68%	-37%	-57%	-15%	-40%	19%
Tarif Enfant	HORS ANTI-SELECTION	23,30 €	53,79 €	23,30 €	53,79 €	22,34 €	51,61 €	22,34 €	51,61 €	91,28 €	210,80 €
	APRES ANTI-SELECTION	23,76 €	74,81 €	23,76 €	74,81 €	21,00 €	68,64 €	21,00 €	68,64 €	89,53 €	286,89 €
	Variation	2%	39%	2%	39%	-6%	33%	-6%	33%	-2%	36%

Tableau 43 - tarifs hors et après anti-sélection pour les consultations spécialistes sur chacun des groupes

3.3 Tarification globale de la garantie avec intégration des coefficients d'anti-sélection

La même étude a été réalisée sur tous les actes de l'étude. Les résultats seront donnés sous la forme de deux grands tableaux, un pour les tarifs adulte et un pour les tarifs enfant. Pour chaque acte sera renseignée la prime pure hors intégration des coefficients d'anti-sélection, puis avec les coefficients. Nous diviserons les tableaux par groupes d'actes afin d'augmenter la visibilité.

Tout d'abord, les prix au global sont les suivants :

	GROUPE 1 ADULTE			GROUPE 2 ADULTE			GROUPE 3 ADULTE			GROUPE 4 ADULTE		
	BASE	OPTION	TOTAL	BASE	OPTION	TOTAL	BASE	OPTION	TOTAL	BASE	OPTION	TOTAL
Tarif global hors antisélection	355,48 €	799,38 €	1 154,85 €	395,79 €	909,45 €	1 305,23 €	369,18 €	825,39 €	1 194,57 €	380,15 €	852,01 €	1 232,16 €
Tarif global après antisélection	275,92 €	939,57 €	1 215,48 €	391,09 €	1 323,85 €	1 714,95 €	273,30 €	900,41 €	1 173,71 €	346,76 €	1 146,57 €	1 493,33 €
Impacts de l'anti-sélection	-22%	18%	5%	-1%	46%	31%	-26%	9%	-2%	-9%	35%	21%
Coût de l'anti-sélection	79,56 €	-140,19 €	-60,63 €	4,69 €	-414,40 €	-409,71 €	95,89 €	-75,02 €	20,86 €	33,39 €	-294,55 €	-261,17 €

	GROUPE 1/2 ENFANT			GROUPE 3/4 ENFANT		
	BASE	OPTION	TOTAL	BASE	OPTION	TOTAL
Tarif global hors antisélection	221,54 €	460,05 €	681,60 €	234,06 €	480,32 €	714,38 €
Tarif global après antisélection	208,96 €	649,94 €	858,90 €	209,88 €	612,53 €	822,41 €
Impacts de l'anti-sélection	-6%	41%	26%	-10%	28%	15%
Coût de l'anti-sélection	12,59 €	-189,89 €	-177,31 €	24,18 €	-132,21 €	-108,03 €

Tableau 44 - tarifs adultes et enfants hors et après anti-sélection au global pour chacun des groupes

De façon générale, les tarifs diminuent sur la base et augmentent sur l'option. Nous avons donc au global des coefficients de minoration sur la base et de majoration sur l'option. Au global, nous avons une augmentation du tarif lorsque l'on prend en compte le phénomène d'anti-sélection, de l'ordre de 16%. Cette majoration est de l'ordre de ce qui est appliqué sur le marché. Elle peut s'expliquer ici par une minoration sur la base de 13%, et d'une majoration de 29% sur l'option. Nous observons plusieurs tendances globales démographiques. Les tarifs des cadres possèdent des coefficients de majoration plus élevés que ceux des non cadres, de la même manière que les femmes possèdent des coefficients plus élevés que les hommes. Les femmes possèdent des coefficients d'anti-sélection assez élevés, ce qui rend compte d'un phénomène d'anti-sélection assez marqué chez les femmes. On en conclut donc que l'anti-sélection se manifeste plus chez les femmes que chez les hommes, dans le barème qui a été établi.

De plus, nous pouvons remarquer qu'il était pertinent de prendre en compte le critère démographique de la CSP, car il a révélé des résultats assez prononcés. Le phénomène d'anti-sélection sera donc d'avantage marqué sur les cadres que les non cadres.

Rappelons que les prix sont déclinés par individu, mais que tous les assurés paieront le même tarif au sein d'une entreprise. C'est la démographie de l'entreprise qui déterminera le tarif à appliquer, en suivant le barème établi. Il convient donc d'être vigilant sur l'utilisation de ce barème, car les tarifs appliqués peuvent devenir très élevés si l'entreprise comprend des segments de population très consommateurs. Par exemple, des entreprises comme des pharmacies qui comportent un pourcentage de femmes assez élevé, se verront appliquer un tarif conséquent si ce barème est pris en compte tel qu'il est exprimé ici. Il conviendrait donc de « borner » ce barème, afin d'éviter de conduire à une situation où une entreprise refuserait de s'assurer suivant ce barème.

Par exemple, le groupe 2 (femmes, IDF, cadres) a un coefficient de majoration globale de l'option très élevé (46%), et de minoration de la base très faible (-1%), à cause d'une fréquence de consommation et d'un coût moyen supérieurs à la moyenne du portefeuille sur la quasi-totalité des actes.

Nous allons maintenant étudier le détail des tarifs, hors et avec anti-sélection, acte par acte, et agrégé par groupe d'acte.

Hospitalisation médicale et chirurgicale et transport

Les actes qui sont notés en bleu clair correspondent aux actes qui n'ont pu être modélisés par manque de données. Leur coût est donc identique avant et après prise en compte de l'anti-sélection. Les actes les plus fréquents et les plus coûteux ont cependant pu être modélisés.

- **Adultes**

Hospitalisation médicale, chirurgicale et transport		GROUPE 1 ADULTE		GROUPE 2 ADULTE		GROUPE 3 ADULTE		GROUPE 4 ADULTE	
		BASE	OPTION	BASE	OPTION	BASE	OPTION	BASE	OPTION
TOTAL HOSPITALISATION	Tarif global hors anti-sélection	84,67 €	113,85 €	89,75 €	120,97 €	93,06 €	125,03 €	94,12 €	126,57 €
	Tarif global après anti-sélection	73,09 €	141,77 €	84,89 €	140,85 €	75,78 €	121,10 €	71,38 €	116,94 €
	Variation	-14%	25%	-5%	16%	-19%	-3%	-24%	-8%
Frais de séjour	Tarif global hors anti-sélection	15,55 €	25,75 €	16,30 €	26,95 €	17,13 €	28,38 €	17,26 €	28,57 €
	Tarif global après anti-sélection	15,55 €	25,75 €	16,30 €	26,95 €	17,13 €	28,38 €	17,26 €	28,57 €
Frais d'honoraires	Tarif global hors anti-sélection	11,31 €	18,02 €	11,85 €	18,92 €	12,46 €	19,85 €	12,55 €	20,01 €
	Tarif global après anti-sélection	9,00 €	25,05 €	9,26 €	25,75 €	6,62 €	17,71 €	6,57 €	16,93 €
Forfait journalier hospitalier	Tarif global hors anti-sélection	34,55 €	34,55 €	36,27 €	36,27 €	38,05 €	38,05 €	38,36 €	38,36 €
	Tarif global après anti-sélection	26,95 €	44,52 €	35,07 €	37,19 €	28,84 €	33,50 €	23,90 €	28,98 €
Chambre particulière (y compris maternité)	Tarif global hors anti-sélection	10,65 €	15,29 €	11,52 €	16,53 €	11,68 €	16,76 €	11,88 €	17,05 €
	Tarif global après anti-sélection	10,65 €	15,29 €	11,52 €	16,53 €	11,68 €	16,76 €	11,88 €	17,05 €
Lit d'accompagnant (enfant de moins de 12 ans)	Tarif global hors anti-sélection	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €
	Tarif global après anti-sélection	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €
Actes de spécialités et actes de chirurgie	Tarif global hors anti-sélection	8,79 €	16,42 €	9,75 €	18,23 €	9,51 €	17,77 €	9,81 €	18,32 €
	Tarif global après anti-sélection	7,12 €	27,34 €	8,68 €	30,36 €	7,28 €	20,51 €	7,50 €	21,15 €
Transport	Tarif global hors anti-sélection	3,82 €	3,82 €	4,06 €	4,06 €	4,22 €	4,22 €	4,26 €	4,26 €
	Tarif global après anti-sélection	3,82 €	3,82 €	4,06 €	4,06 €	4,22 €	4,22 €	4,26 €	4,26 €

Tableau 45 - tarifs adulte avant et après anti-sélection pour l'hospitalisation

- **Enfants**

Hospitalisation médicale, chirurgicale et transport		GROUPE 1/2 ENFANT		GROUPE 3/4 ENFANT	
		BASE	OPTION	BASE	OPTION
TOTAL HOSPITALISATION	Tarif global hors anti-sélection	57,79 €	80,35 €	63,36 €	88,09 €
	Tarif global après anti-sélection	57,03 €	92,89 €	52,80 €	93,23 €
	Variation	-1%	16%	-17%	6%
Frais de séjour	Tarif global hors anti-sélection	14,07 €	23,24 €	15,42 €	25,48 €
	Tarif global après anti-sélection	14,07 €	23,24 €	15,42 €	25,48 €
Frais d'honoraires	Tarif global hors anti-sélection	5,29 €	8,77 €	5,80 €	9,61 €
	Tarif global après anti-sélection	2,49 €	11,23 €	5,05 €	10,10 €
Forfait journalier hospitalier	Tarif global hors anti-sélection	21,70 €	21,70 €	23,79 €	23,79 €
	Tarif global après anti-sélection	23,22 €	28,86 €	12,84 €	23,31 €
Chambre particulière (y compris maternité)	Tarif global hors anti-sélection	6,57 €	9,43 €	7,20 €	10,33 €
	Tarif global après anti-sélection	6,57 €	9,43 €	7,20 €	10,33 €
Lit d'accompagnant (enfant de moins de 12 ans)	Tarif global hors anti-sélection	2,33 €	4,81 €	2,55 €	5,27 €
	Tarif global après anti-sélection	2,33 €	4,81 €	2,55 €	5,27 €
Actes de spécialités et actes de chirurgie	Tarif global hors anti-sélection	5,18 €	9,75 €	5,68 €	10,69 €
	Tarif global après anti-sélection	5,70 €	12,67 €	6,82 €	15,82 €
Transport	Tarif global hors anti-sélection	2,66 €	2,66 €	2,92 €	2,92 €
	Tarif global après anti-sélection	2,66 €	2,66 €	2,92 €	2,92 €

Tableau 46 - tarifs enfant avant et après anti-sélection pour l'hospitalisation

Le résultat de la tarification avec anti-sélection en hospitalisation rend compte que ce groupe d'acte contient, pour tous les groupes, des coefficients de minoration sur la base, également de minoration sur l'option pour les groupes 3 et 4, et de majoration sur l'option pour les groupes 1 et 2. Les enfants comportent des coefficients de minoration sur la base et de majoration sur l'option. Ces coefficients sont cependant assez faibles, ce qui montre que l'anti-sélection modélisée sur les actes d'hospitalisation est assez peu marquée.

Les groupes 3 et 4 (non cadres, sud-est) ont une fréquence de consommation moins élevée que la moyenne du portefeuille sur ces actes. De plus, 4 actes sur 7 n'ont pas pu être modélisés. L'anti-sélection calculée ici ne rend donc pas compte du groupe d'acte global d'hospitalisation, car des majorations éventuelles sur les options des actes qui n'ont pas pu être modélisés ne sont pas renseignées ici.

L'hospitalisation est un groupe d'acte où l'on s'attendait à ne pas observer d'anti-sélection. Par exemple, les frais d'honoraires ne comportent intuitivement pas d'anti-sélection. Les modélisations ont cependant révélé que le phénomène était présent, bien que peu prononcé, et s'exprimait de façon différente selon la démographie.

Honoraires médicaux et pharmacie

- Adultes**

Honoraires médicaux et pharmacie		GROUPE 1 ADULTE		GROUPE 2 ADULTE		GROUPE 3 ADULTE		GROUPE 4 ADULTE	
		BASE	OPTION	BASE	OPTION	BASE	OPTION	BASE	OPTION
TOTAL HONORAIRES MEDICAUX	Tarif global hors anti-sélection	109,86 €	165,70 €	125,91 €	189,88 €	111,99 €	166,67 €	117,23 €	174,43 €
	Tarif global après anti-sélection	70,71 €	194,36 €	101,97 €	275,49 €	51,89 €	153,10 €	66,77 €	181,11 €
	Variation	-36%	17%	-19%	45%	-54%	-8%	-43%	4%
Consultations - visites	Tarif global hors anti-sélection	32,60 €	50,67 €	36,06 €	55,95 €	32,70 €	50,87 €	33,76 €	52,47 €
	Tarif global après anti-sélection	21,87 €	58,34 €	26,58 €	70,76 €	17,96 €	55,08 €	20,18 €	59,01 €
Auxiliaires médicaux	Tarif global hors anti-sélection	20,33 €	23,64 €	22,36 €	26,00 €	21,99 €	25,57 €	22,64 €	26,32 €
	Tarif global après anti-sélection	11,82 €	23,12 €	15,02 €	29,38 €	8,66 €	17,76 €	12,22 €	25,57 €
Radiologie	Tarif global hors anti-sélection	11,43 €	14,59 €	13,16 €	16,79 €	12,24 €	15,62 €	12,82 €	16,35 €
	Tarif global après anti-sélection	7,16 €	15,50 €	12,72 €	27,53 €	7,19 €	15,93 €	8,83 €	21,09 €
Analyses médicales, examens de Laboratoires	Tarif global hors anti-sélection	23,38 €	27,10 €	28,49 €	33,03 €	24,49 €	28,39 €	26,32 €	30,51 €
	Tarif global après anti-sélection	14,96 €	31,43 €	24,21 €	43,93 €	11,51 €	35,20 €	16,20 €	34,05 €
Actes de spécialité	Tarif global hors anti-sélection	22,12 €	49,70 €	25,84 €	58,12 €	20,57 €	46,23 €	21,70 €	48,78 €
	Tarif global après anti-sélection	14,89 €	65,97 €	23,43 €	103,89 €	6,57 €	29,12 €	9,34 €	41,39 €
TOTAL PHARMACIE	Tarif global hors anti-sélection	0,00 €	140,23 €	0,00 €	167,73 €	0,00 €	139,97 €	0,00 €	147,70 €
	Tarif global après anti-sélection	0,00 €	134,22 €	0,00 €	175,26 €	0,00 €	132,83 €	0,00 €	149,55 €
	Variation		-4%		4%		-5%		1%
Pharmacie 65%	Tarif global hors anti-sélection	0,00 €	90,44 €	0,00 €	107,81 €	0,00 €	90,39 €	0,00 €	95,23 €
	Tarif global après anti-sélection	0,00 €	89,11 €	0,00 €	116,41 €	0,00 €	95,68 €	0,00 €	103,29 €
Pharmacie 30%	Tarif global hors anti-sélection	0,00 €	46,77 €	0,00 €	56,24 €	0,00 €	46,58 €	0,00 €	49,28 €
	Tarif global après anti-sélection	0,00 €	41,84 €	0,00 €	54,33 €	0,00 €	36,04 €	0,00 €	44,92 €
Pharmacie 15%	Tarif global hors anti-sélection	0,00 €	3,02 €	0,00 €	3,68 €	0,00 €	3,01 €	0,00 €	3,19 €
	Tarif global après anti-sélection	0,00 €	3,27 €	0,00 €	4,52 €	0,00 €	1,11 €	0,00 €	1,34 €

Tableau 47 - tarifs adulte avant et après anti-sélection pour les honoraires et la pharmacie

- Enfants**

Honoraires médicaux et pharmacie		GROUPE 1/2 ENFANT		GROUPE 3/4 ENFANT	
		BASE	OPTION	BASE	OPTION
TOTAL HONORAIRES MEDICAUX	Tarif global hors anti-sélection	89,54 €	141,81 €	92,92 €	144,95 €
	Tarif global après anti-sélection	77,97 €	187,79 €	80,24 €	179,27 €
	Variation	-13%	32%	-14%	24%
Consultations - visites	Tarif global hors anti-sélection	26,58 €	41,09 €	27,10 €	41,89 €
	Tarif global après anti-sélection	13,56 €	35,75 €	20,05 €	42,73 €
Auxiliaires médicaux	Tarif global hors anti-sélection	18,36 €	21,34 €	20,13 €	23,40 €
	Tarif global après anti-sélection	17,26 €	23,91 €	17,51 €	23,11 €
Radiologie	Tarif global hors anti-sélection	7,63 €	9,73 €	8,36 €	10,67 €
	Tarif global après anti-sélection	13,27 €	26,86 €	12,38 €	22,72 €
Analyses médicales, examens de Laboratoires	Tarif global hors anti-sélection	13,67 €	15,85 €	14,99 €	17,38 €
	Tarif global après anti-sélection	10,12 €	26,47 €	9,29 €	22,07 €
Actes de spécialité	Tarif global hors anti-sélection	23,30 €	53,79 €	22,34 €	51,61 €
	Tarif global après anti-sélection	23,76 €	74,81 €	21,00 €	68,64 €
TOTAL PHARMACIE	Tarif global hors anti-sélection	0,00 €	96,98 €	0,00 €	98,88 €
	Tarif global après anti-sélection	0,00 €	113,83 €	0,00 €	97,43 €
	Variation		17%		-1%
Pharmacie 65%	Tarif global hors anti-sélection	0,00 €	60,63 €	0,00 €	61,81 €
	Tarif global après anti-sélection	0,00 €	73,36 €	0,00 €	65,52 €
Pharmacie 30%	Tarif global hors anti-sélection	0,00 €	34,27 €	0,00 €	34,94 €
	Tarif global après anti-sélection	0,00 €	38,73 €	0,00 €	30,40 €
Pharmacie 15%	Tarif global hors anti-sélection	0,00 €	2,08 €	0,00 €	2,12 €
	Tarif global après anti-sélection	0,00 €	1,75 €	0,00 €	1,51 €

Tableau 48 - tarifs enfant avant et après anti-sélection pour les honoraires et la pharmacie

Pour les honoraires médicaux, nous remarquons que des coefficients de minoration sont appliqués sur la base, de majoration sur les options (excepté pour le groupe 3). Les groupes 1 et 2 sont représentatifs d'un segment de population qui comporte un fort taux d'anti-sélection, d'avantage que les groupes 3 et 4, de par leur CSP. Nous remarquons une fois de plus que les femmes comportent des coefficients d'anti-sélection bien plus marqués que les hommes. Le groupe

3 est un segment de population peu consommateur, face à la population moyenne du portefeuille. Ils se voient donc appliquer des coefficients de minoration, également sur la base.

Le phénomène d'anti-sélection est donc marqué pour les honoraires, ce qui n'était pas réellement intuitif (il est notamment très prononcé sur les actes de radiologie, d'analyses médicales et des actes de spécialité), et surtout sur les segments de population cadres vivant en Île-de-France, ce qui confirme l'hypothèse de l'analyse préliminaire pour les segments démographiques.

Pour la pharmacie, la base de la garantie tarifée ne rembourse aucun acte de pharmacie donc il n'y a pas de coefficient d'anti-sélection sur la base. Sur les options, les coefficients sont de majoration pour les femmes et de minoration pour les hommes. Cependant, ces coefficients restent peu significatifs, et les résultats montrent que l'anti-sélection s'avère très modérée sur la pharmacie.

Dentaire

- Adultes

Dentaire		GROUPE 1 ADULTE		GROUPE 2 ADULTE		GROUPE 3 ADULTE		GROUPE 4 ADULTE	
		BASE	OPTION	BASE	OPTION	BASE	OPTION	BASE	OPTION
TOTAL DENTAIRE	Tarif global hors anti-sélection	68,57 €	237,09 €	73,49 €	253,23 €	65,64 €	232,41 €	66,73 €	235,90 €
	Tarif global après anti-sélection	50,17 €	226,61 €	84,23 €	304,75 €	65,08 €	256,14 €	86,73 €	328,26 €
	Variation	-27%	-4%	15%	20%	-1%	10%	30%	39%
Soins dentaires	Tarif global hors anti-sélection	24,41 €	28,96 €	25,98 €	30,83 €	23,33 €	27,69 €	23,71 €	28,13 €
	Tarif global après anti-sélection	11,97 €	32,19 €	29,77 €	43,76 €	19,50 €	28,67 €	25,30 €	37,19 €
Prothèses dentaires acceptées SS	Tarif global hors anti-sélection	44,16 €	166,22 €	47,51 €	178,79 €	42,30 €	159,23 €	43,03 €	161,94 €
	Tarif global après anti-sélection	38,20 €	152,51 €	54,46 €	217,38 €	45,58 €	181,97 €	61,43 €	245,24 €
Prothèses dentaires refusées SS	Tarif global hors anti-sélection	0,00 €	34,46 €	0,00 €	36,05 €	0,00 €	37,90 €	0,00 €	38,21 €
	Tarif global après anti-sélection	0,00 €	34,46 €	0,00 €	36,05 €	0,00 €	37,90 €	0,00 €	38,21 €
Implants	Tarif global hors anti-sélection	0,00 €	7,46 €	0,00 €	7,56 €	0,00 €	7,60 €	0,00 €	7,62 €
	Tarif global après anti-sélection	0,00 €	7,46 €	0,00 €	7,56 €	0,00 €	7,60 €	0,00 €	7,62 €
Inlay / Onlay	Tarif global hors anti-sélection	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €
	Tarif global après anti-sélection	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €
Orthodontie acceptée SS	Tarif global hors anti-sélection	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €
	Tarif global après anti-sélection	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €
Orthodontie refusée SS	Tarif global hors anti-sélection	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €
	Tarif global après anti-sélection	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €

Tableau 49 - tarifs adulte avant et après anti-sélection pour le dentaire

- **Enfants**

Dentaire		GROUPE 1/2 ENFANT		GROUPE 3/4 ENFANT	
		BASE	OPTION	BASE	OPTION
TOTAL DENTAIRE	Tarif global hors anti-sélection	18,39 €	54,31 €	18,33 €	56,89 €
	Tarif global après anti-sélection	15,33 €	79,14 €	16,74 €	72,00 €
	Variation	-17%	46%	-9%	27%
Soins dentaires	Tarif global hors anti-sélection	11,98 €	14,22 €	11,49 €	13,63 €
	Tarif global après anti-sélection	10,18 €	23,57 €	10,89 €	18,46 €
Prothèses dentaires acceptées SS	Tarif global hors anti-sélection	1,34 €	5,06 €	1,28 €	4,85 €
	Tarif global après anti-sélection	0,25 €	5,21 €	0,36 €	5,77 €
Prothèses dentaires refusées SS	Tarif global hors anti-sélection	0,00 €	1,48 €	0,00 €	1,62 €
	Tarif global après anti-sélection	0,00 €	1,48 €	0,00 €	1,62 €
Implants	Tarif global hors anti-sélection	0,00 €	0,01 €	0,00 €	0,01 €
	Tarif global après anti-sélection	0,00 €	0,01 €	0,00 €	0,01 €
Inlay / Onlay	Tarif global hors anti-sélection	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €
	Tarif global après anti-sélection	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €
Orthodontie acceptée SS	Tarif global hors anti-sélection	5,08 €	33,55 €	5,56 €	36,78 €
	Tarif global après anti-sélection	4,90 €	48,87 €	5,49 €	47,76 €
Orthodontie refusée SS	Tarif global hors anti-sélection	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €
	Tarif global après anti-sélection	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €

Tableau 50 - tarifs enfant avant et après anti-sélection pour le dentaire

De taux d'anti-sélection assez marqués sont observés en dentaire, bien que seuls deux actes comportant des primes aient pu être modélisés ici. Les plus forts taux d'anti-sélection en dentaire sont sur les prothèses dentaires, qui sont l'acte où le phénomène d'anti-sélection est le plus marqué. On observe des coefficients de minoration sur la base, et de majoration sur l'option (excepté pour le groupe 1 qui possède un léger coefficient de minoration sur l'option).

Ici encore, on observe que les majorations sont plus importantes pour les cadres que les non cadres, et pour les femmes que pour les hommes.

La modélisation de la partie 2 avait montré que les actes de dentaire comportaient un fort phénomène d'anti-sélection, notamment avec la présence de zéros « certains » révélés lors du test de Vuong. Cette mise en pratique a confirmé l'analyse.

Optique

- **Adultes**

OPTIQUE		GROUPE 1 ADULTE		GROUPE 2 ADULTE		GROUPE 3 ADULTE		GROUPE 4 ADULTE	
		BASE	OPTION	BASE	OPTION	BASE	OPTION	BASE	OPTION
TOTAL OPTIQUE	Tarif global hors anti-sélection	82,09 €	139,22 €	95,33 €	162,75 €	87,20 €	146,38 €	90,53 €	152,20 €
	Tarif global après anti-sélection	73,25 €	238,56 €	109,95 €	409,11 €	70,77 €	221,66 €	111,90 €	354,24 €
	Variation	-11%	71%	15%	151%	-19%	51%	24%	133%
Monture Enfants/Adultes	Tarif global hors anti-sélection	29,68 €	36,19 €	34,75 €	42,36 €	32,17 €	39,21 €	33,56 €	40,91 €
	Tarif global après anti-sélection	23,68 €	70,79 €	37,02 €	120,59 €	21,86 €	61,94 €	44,46 €	112,18 €
Verres simples Adulte (la paire)	Tarif global hors anti-sélection	14,35 €	29,98 €	16,57 €	34,62 €	14,42 €	30,14 €	15,00 €	31,35 €
	Tarif global après anti-sélection	11,69 €	54,79 €	22,20 €	104,07 €	10,56 €	49,50 €	18,06 €	84,66 €
Verres complexes et très complexes Adulte (la paire)	Tarif global hors anti-sélection	14,46 €	39,25 €	17,69 €	48,02 €	14,71 €	39,93 €	15,45 €	41,94 €
	Tarif global après anti-sélection	14,28 €	79,16 €	24,41 €	146,71 €	12,46 €	73,13 €	22,86 €	119,40 €
Lentilles remboursées ou non SS	Tarif global hors anti-sélection	23,61 €	33,81 €	26,32 €	37,74 €	25,90 €	37,09 €	26,53 €	38,00 €
	Tarif global après anti-sélection	23,61 €	33,81 €	26,32 €	37,74 €	25,90 €	37,09 €	26,53 €	38,00 €

Tableau 51 - tarifs adulte avant et après anti-sélection pour l'optique

- **Enfants**

OPTIQUE		GROUPE 1/2 ENFANT		GROUPE 3/4 ENFANT	
		BASE	OPTION	BASE	OPTION
TOTAL OPTIQUE	Tarif global hors anti-sélection	51,68 €	81,14 €	54,91 €	85,53 €
	Tarif global après anti-sélection	54,61 €	184,69 €	55,93 €	174,01 €
	Variation	6%	128%	2%	103%
Monture Enfants/Adultes	Tarif global hors anti-sélection	22,48 €	27,56 €	24,65 €	30,22 €
	Tarif global après anti-sélection	28,98 €	88,20 €	30,56 €	86,73 €
Verres simples Enfants (la paire)	Tarif global hors anti-sélection	14,92 €	27,61 €	15,21 €	28,15 €
	Tarif global après anti-sélection	13,73 €	42,52 €	12,02 €	35,76 €
Verres complexes et très complexes Enfants (la paire)	Tarif global hors anti-sélection	7,94 €	17,07 €	8,09 €	17,41 €
	Tarif global après anti-sélection	5,56 €	45,07 €	6,40 €	41,78 €
Lentilles remboursées ou non SS	Tarif global hors anti-sélection	6,34 €	8,89 €	6,95 €	9,75 €
	Tarif global après anti-sélection	6,34 €	8,89 €	6,95 €	9,75 €

Tableau 52 - tarifs enfant avant et après anti-sélection pour l'optique

L'optique est le groupe d'acte qui comporte les plus forts taux d'anti-sélection. Les hommes se voient appliquer des coefficients d'anti-sélection de minoration sur la base et sur l'option, et les femmes de majoration sur la base et l'option. Les femmes, de manière générale, consomment donc de façon plus significative (en fréquence et en coût) que la moyenne du portefeuille en optique, à la fois sur la base et sur l'option. Nous observons les mêmes tendances démographiques que pour les autres groupes d'actes. Les coefficients d'anti-sélection peuvent se révéler très importants sur les options, pouvant aller jusqu'à multiplier le tarif par 2,5. Cette mise en pratique confirme donc les résultats de la modélisation de la partie précédente, qui montrait une anti-sélection très prononcée en optique.

Appareillages autres que dentaires

- **Adultes**

APPAREILLAGES AUTRES QUE DENTAIRE		GROUPE 1 ADULTE		GROUPE 2 ADULTE		GROUPE 3 ADULTE		GROUPE 4 ADULTE	
		BASE	OPTION	BASE	OPTION	BASE	OPTION	BASE	OPTION
TOTAL APPAREILLAGES	Tarif global hors anti-sélection	10,28 €	3,29 €	11,30 €	14,88 €	11,30 €	14,92 €	11,53 €	15,21 €
	Tarif global après anti-sélection	8,70 €	4,05 €	10,06 €	18,39 €	9,77 €	15,59 €	9,98 €	16,46 €
	Variation	-15%	23%	-11%	24%	-13%	4%	-13%	8%
Prothèses orthopédiques	Tarif global hors anti-sélection	1,70 €	1,22 €	1,86 €	3,19 €	1,88 €	3,22 €	1,91 €	3,28 €
	Tarif global après anti-sélection	0,72 €	1,50 €	0,82 €	3,92 €	0,60 €	2,35 €	0,61 €	2,39 €
Prothèses auditives	Tarif global hors anti-sélection	3,74 €	1,42 €	4,03 €	5,56 €	4,14 €	5,70 €	4,18 €	5,77 €
	Tarif global après anti-sélection	3,14 €	1,90 €	3,83 €	8,33 €	3,89 €	7,24 €	3,93 €	7,90 €
Autres prothèses non dentaires	Tarif global hors anti-sélection	4,84 €	0,65 €	5,41 €	6,14 €	5,29 €	6,00 €	5,44 €	6,17 €
	Tarif global après anti-sélection	4,84 €	0,65 €	5,41 €	6,14 €	5,29 €	6,00 €	5,44 €	6,17 €

Tableau 53 - tarifs adulte avant et après anti-sélection pour les appareillages autres que dentaires

- **Enfants**

APPAREILLAGES AUTRES QUE DENTAIRES		GROUPE 1/2 ENFANT		GROUPE 3/4 ENFANT	
		BASE	OPTION	BASE	OPTION
TOTAL APPAREILLAGES	Tarif global hors anti-sélection	4,14 €	5,46 €	4,54 €	5,98 €
	Tarif global après anti-sélection	3,85 €	6,92 €	4,10 €	5,96 €
	Variation	-7%	27%	-10%	0%
Prothèses orthopédiques	Tarif global hors anti-sélection	0,75 €	1,28 €	0,82 €	1,41 €
	Tarif global après anti-sélection	0,15 €	0,90 €	0,28 €	1,13 €
Prothèses auditives	Tarif global hors anti-sélection	1,33 €	1,83 €	1,45 €	2,01 €
	Tarif global après anti-sélection	1,63 €	3,68 €	1,56 €	2,27 €
Autres prothèses non dentaires	Tarif global hors anti-sélection	2,06 €	2,34 €	2,26 €	2,57 €
	Tarif global après anti-sélection	2,06 €	2,34 €	2,26 €	2,57 €

Tableau 54 - tarifs enfant avant et après anti-sélection pour les appareillages autres que dentaires

Les appareillages autres que dentaires représentent des pourcentages de primes assez faibles. On observe sur ces actes, de façon peu marquée, des coefficients de minoration sur la base, et de majoration sur l'option.

La tarification d'une garantie classique nous a donc permis de quantifier le coût de l'anti-sélection modélisée dans la partie précédente. Elle a permis de mesurer l'impact des coefficients auparavant modélisés sur des contrats types. Celle-ci est donc un phénomène complexe et s'exprime de façon très différente selon les actes. Il a été révélé que les actes d'optique sont ceux qui comportent les plus forts taux d'anti-sélection, avec également les prothèses dentaires. De plus, des actes où l'on s'attendait à ne pas avoir d'anti-sélection, comme par exemple les honoraires chirurgicaux, ont révélé que celle-ci était tout de même présente, bien que moins marquée.

Nous avons également vu que l'anti-sélection dépend très fortement de la démographie tarifée. Elle est très prononcée dans cette étude chez les femmes, qui ont des coefficients d'anti-sélection de majoration à la fois sur la base et sur l'option sur certains actes.

Il est donc nécessaire de mesurer, puis de tarifier l'anti-sélection sur chacun des actes de façon différente, et surtout sur chaque type de démographie, et de niveau de garantie.

Il s'agit toutefois d'être prudent sur l'utilisation de ce barème, qui, appliqué à des entreprises qui auraient une démographie axée vers des segments très consommateurs (par exemple les pharmacies où le pourcentage de femmes est conséquent), impliquerait de fortes majorations tarifaires. Ceci pourrait conduire à une démutualisation sur les options, si les coefficients appliqués deviennent trop élevés pour ce type d'entreprise.

Conclusion

L'anti-sélection, phénomène complexe qui est pris en compte systématiquement lors des tarifications en santé, s'est révélée significative lorsqu'elle est modélisée à partir de données de marché exploitées lors de cette étude. L'objectif de l'étude était de construire un barème de coefficients d'anti-sélection qui puisse s'adapter à toute tarification en fréquence-coût, à travers des coefficients multiplicateurs de la prime. La tarification de l'anti-sélection obtenue montre alors qu'il est judicieux de tarifier l'anti-sélection par des modèles déclinés par actes, prenant en compte les spécificités démographiques et les niveaux de garanties.

Les résultats ont en effet révélé que l'anti-sélection était présente de façon significative dans la base étudiée, et s'exprimait différemment selon les actes. Comme cela pouvait être appréhendé, elle est particulièrement significative en optique et en dentaire. En effet, le recours à ces actes peut dans certains cas être anticipé, et ils présentent des phénomènes d'anti-sélection de confort plus importants. La mesure de l'impact des coefficients calculés sur un contrat type a aussi montré que l'anti-sélection dépendait fortement de la démographie du portefeuille. D'après notre étude, les femmes font l'objet de taux d'anti-sélection bien plus élevés que les hommes en moyenne (à savoir qu'elles consomment de façon plus fréquente et plus coûteuse), et de même pour les cadres par rapport aux non cadres, et les domiciliés en Île-de-France, en comparaison avec les autres régions.

Ce barème propose donc d'affiner la tarification de l'anti-sélection à travers des modélisations plus précises, par rapport aux pratiques qui consisteraient à appliquer uniformément un coefficient à l'ensemble des assurés et sans distinction en fonction de l'acte, ce qui constitue un avantage pour la tarification du risque propre à chaque entreprise. Chaque catégorie d'assuré paiera en fonction du groupe de démographie auquel il appartient, et la prime reflétera d'avantage de profil de risque de chacun, de façon à se rapprocher de l'équilibre séparateur proposé par Rothschild et Stiglitz.

Cependant, il s'agit d'être vigilant sur l'utilisation de ce barème. En effet, si les options sont proposées à des prix trop onéreux, certains assurés pourraient alors ne plus avoir d'intérêt à souscrire l'option même s'ils ont un profil de risque élevé. Dans ce cas la sinistralité moyenne sur la base seule (ie les assurés qui ont uniquement souscrit la base) augmenterait et celle-ci deviendrait alors sous-tarifée. Il conviendrait alors de réaliser des simulations par acte, niveaux de garanties et démographie, afin d'estimer les seuils critiques de coefficients au-delà desquels une démutualisation des options surviendrait. Une telle étude nécessiterait cependant un très grand nombre de données, et nécessiterait une approche de type Big Data, notre base ne nous permettant pas de mener cette étude. De plus, nous avons également été confrontés au problème du manque de données pour la modélisation de certains actes, sur lesquels nous n'avons pas calculé de coefficients d'anti-sélection. L'anti-sélection a donc été mesurée sur les actes les plus fréquemment consommés et les plus coûteux, et l'étude pourrait être approfondie avec un plus grand jeu de données.

Bibliographie

ALBOUY, V. & CREPON, B. (2007), Aléa moral en santé : une évaluation dans le cadre du modèle causal de Rubin, *Institut national de la statistique et des études économiques (INSEE), Document de travail, 12*

COUFFINHAL, A. (2000), De l'anti-sélection à la sélection en assurance santé : pour un changement de perspective, *Revue Economie & Prévision, Volume 142, Numéro 1*

JEON, S.Y. (2013), Zero-inflated Poisson regression

PEDAN, A. (2002), Analysis of Count Data Using the SAS® System, *Proceedings of the 26th Annual SAS Users Group International Conference* (Vol. 26, pp. 226-247)

MACE, Y., Anti-sélection et choix d'assurance : le cas du vol en habitation, *Institut des Actuaire*

MEZIANI, K. (2015), Modèles Linéaires et ses Généralisations + SAS, *support de cours, Université Paris Dauphine*

MONFORT, A. (2003), Variables latentes et modélisation statistique en assurance, *Journal de la société française de statistique*

PICARD, P. (2013), Economic Analysis of Insurance Fraud, *Handbook of Insurance*

PLANCHET, F. & SERDECZNY G. (2014), Modèles fréquence – coût : Quelles perspectives d'évolution?, *Institut des Actuaire*

PLISSON, M. & LEGAL, R. (2008), Assurance dépendance, effets de sélection et anti-sélection, *Université Paris Dauphine*

SIMON, K.I. (2005), Adverse selection in health insurance markets? Evidence from state small-group health insurance reforms, *Journal of Public Economics*

WILSON C. (1977), A model of insurance markets with incomplete information, *Journal of Economic theory, 167-207*

Revue : IRDES – Chapitre 6 : la sélection en assurance santé

Revue : ARGUS DE L'ASSURANCE, *La surcomplémentaire, entre eldorado et mirage*

Revue : QUESTIONS D'ECONOMIE DE LA SANTE, *Complémentaire maladie d'entreprise : contrats obligatoires ou facultatifs, lutte contre l'anti-sélection et conséquences pour les salariés*

Ressource en ligne : <https://annals.ensae.fr/wp-content/uploads/pdf/n62/vol62-12.pdf> (endogénéité d'une variable explicative dichotomique dans le cadre d'un modèle probit bivarié)

Ressource en ligne : <http://www.fipeco.fr/fiche.php?url=Lassurance-maladie> (fonctionnement de l'assurance maladie)

Ressource en ligne : <http://www.lefigaro.fr/economie/le-scan-eco/dessous-chiffres/2015/06/12/29006-20150612ARTFIG00312-comprendre-la-generalisation-des-complementaires-sante-en-sept-chiffres.php> (comprendre la généralisation des complémentaires santé en sept chiffres)

Liste des tableaux et figures

Figure 1 - Situation d'information parfaite	17
Figure 2 - Equilibre en situation d'information parfaite.....	20
Figure 3 - Proposition d'un contrat moyen	21
Figure 4 - Le contrat moyen en situation d'information imparfaite n'est pas un équilibre	22
Figure 5- Equilibre de Rothschild – Stiglitz.....	24
Figure 6- Répartition du financement de la consommation de soins et bien médicaux en 2015 (% du total).....	28
Figure 7- Part des mutuelles dans l'activité de complémentaire santé en France.....	29
Figure 8 - part des contrats individuels et collectifs dans l'activité santé (données 2013).....	30
Figure 9 - Effectifs assurés selon le sexe	38
Figure 10 - Effectifs assurés selon l'âge.....	38
Figure 11 - Effectifs assurés selon la localisation.....	39
Figure 12 - Effectifs assurés selon la CSP.....	40
Figure 13- Répartition des prestations selon les groupes d'actes	42
Figure 14 - Répartition des frais réels selon les groupes d'actes	42
Figure 15 - distribution du logarithme du coût moyen pour les verres simples adulte.....	81
Figure 16 - Résultats du QQ-plot pour les verres simples adulte.....	82
Figure 17 - distribution du logarithme du coût moyen pour les prothèses dentaires acceptées	83
Figure 18 - Résultats du QQ-plot pour les prothèses dentaires acceptées	84
Figure 19 - distribution du logarithme du coût moyen pour la pharmacie 65%.....	87
Figure 20 - Résultats du QQ-plot pour la pharmacie 65%.....	88
Figure 21 - Garantie des verres simples adulte.....	91
Figure 22- Garanties pour les soins dentaires	95
Figure 23 - Garanties pour les prothèses dentaires acceptées	97
Figure 24 - garanties pour les consultations spécialistes	98
Figure 25- Effectifs assurés sur les trois bases	120
Figure 26 - Effectifs assurés sur les options par rapport à la base souscrite	120
Figure 27 - pourcentage d'adhésion aux options selon le sexe.....	121
Figure 28 - pourcentage d'adhésion aux options selon l'âge	122
Figure 29 - pourcentage d'adhésion aux options selon la localisation	122
Figure 30 - pourcentage d'adhésion aux options selon les secteurs d'activités	123
Figure 31 - pourcentage d'adhésion aux options selon la CSP.....	123

Figure 32 - effectifs assurés au global.....	124
Figure 33 - pourcentage d'adhésion aux options selon le sexe.....	124
Figure 34 - pourcentage d'adhésion aux options selon l'âge	125
Figure 35 - pourcentage d'adhésion aux options selon la localisation	126
Figure 36 - pourcentage d'adhésion aux options selon la CSP.....	126
Tableau 1- Analyse globale des actes d'optique et de dentaire.....	43
Tableau 2 - analyse globale des actes hors optique et dentaire.....	44
Tableau 3 - analyse des fréquences des actes d'optique et dentaire	45
Tableau 4 - analyse des fréquences des actes hors optique et dentaire.....	46
Tableau 5 - analyse des fréquences selon le sexe	47
Tableau 6 - Analyse de la fréquence selon l'âge.....	48
Tableau 7 - Analyse des fréquences selon la localisation.....	49
Tableau 8 - analyse des fréquences des actes d'optique et dentaire selon les secteurs d'activité.....	49
Tableau 9 - analyse des fréquences de tous les actes selon les secteurs d'activité.....	49
Tableau 10 - analyse des fréquences selon la CSP.....	50
Tableau 11 - analyse globale des coûts moyens pour les actes d'optique et de dentaire	51
Tableau 12 - analyse globale du coût moyen sur les actes hors optique et dentaire	51
Tableau 13 - Analyse du coût moyen selon le sexe	52
Tableau 14 - analyse du coût moyen selon l'âge	53
Tableau 15 - analyse du coût moyen par localisation.....	53
Tableau 16 - Analyse du coût moyen selon les secteurs d'activité.....	54
Tableau 17 - Analyse du coût moyen selon la CSP	54
Tableau 18 - analyse globale des charges moyennes des actes d'optique et de dentaire.....	55
Tableau 19 - analyse globale des charges moyennes hors optique et dentaire	56
Tableau 20 - analyse des charges moyennes selon le sexe.....	57
Tableau 21 - analyse des charges moyennes selon l'âge.....	57
Tableau 22 - analyse des charges moyennes selon la localisation	57
Tableau 23 - analyse des charges moyennes selon les secteurs d'activité	58
Tableau 24 - analyse des charges moyennes selon la CSP.....	58
Tableau 25 - Déviations selon les lois statistiques	71
Tableau 26 - Résultats des tests d'adéquation en fréquence pour les actes en optique et dentaire	79
Tableau 27 - Résultats des tests d'adéquation en fréquence pour les actes en optique et dentaire	79
Tableau 28 - Résultats des tests d'adéquation en coût pour les actes en optique et dentaire	80

Tableau 29 - Résultats des tests d'adéquation en coût pour les actes en optique et dentaire	80
Tableau 30 - Résultats des tests d'adéquation en fréquence pour les actes hors optique et dentaire.....	85
Tableau 31 - Résultats des tests d'adéquation en fréquence pour les actes hors optique et dentaire.....	85
Tableau 32 - Résultats des tests d'adéquation en coût pour les actes hors optique et dentaire	86
Tableau 33 - Résultats des tests d'adéquation en fréquence pour les actes hors optique et dentaire.....	86
Tableau 34 - Résultats de la modélisation des verres simples adulte.....	92
Tableau 35 - démographie du contrat tarifé	101
Tableau 36 - garanties proposées par le contrat tarifé	102
Tableau 37 - Résultats de la tarification sur la base seule par groupe d'acte	103
Tableau 38 - Résultats de la tarification sur la base+option par groupe d'acte	103
Tableau 39 - Résumé des groupes employés dans la tarification.....	104
Tableau 40 - tarifs hors anti-sélection déterminés pour les verres simples sur chacun des groupes	104
Tableau 41 - tarifs hors et après anti-sélection pour les verres simples sur chacun des groupes.....	105
Tableau 42 - tarifs déterminés pour les consultations spécialistes sur chacun des groupes.....	106
Tableau 43 - tarifs hors et après anti-sélection pour les consultations spécialistes sur chacun des groupes	107
Tableau 44 - tarifs adultes et enfants hors et après anti-sélection au global pour chacun des groupes	107
Tableau 45 - tarifs adulte avant et après anti-sélection pour l'hospitalisation.....	108
Tableau 46 - tarifs enfant avant et après anti-sélection pour l'hospitalisation.....	109
Tableau 47 - tarifs adulte avant et après anti-sélection pour les honoraires et la pharmacie.....	110
Tableau 48 - tarifs enfant avant et après anti-sélection pour les honoraires et la pharmacie.....	110
Tableau 49 - tarifs adulte avant et après anti-sélection pour le dentaire.....	111
Tableau 50 - tarifs enfant avant et après anti-sélection pour le dentaire.....	112
Tableau 51 - tarifs adulte avant et après anti-sélection pour l'optique	112
Tableau 52 - tarifs enfant avant et après anti-sélection pour l'optique.....	113
Tableau 53 - tarifs adulte avant et après anti-sélection pour les appareillages autres que dentaires	113
Tableau 54 - tarifs enfant avant et après anti-sélection pour les appareillages autres que dentaires	114
Tableau 55 - regroupement des actes modélisés	127
Tableau 56 - tableau de garanties pour les actes d'optique et de dentaire	128
Tableau 57 - tableau de garanties pour tous les actes	129
Tableau 58 - résultat de la modélisation des soins dentaires	130
Tableau 59 - résultat de la modélisation des prothèses dentaires acceptées.....	131
Tableau 60 - résultat de la modélisation des consultations spécialistes	132

Annexes

Présentation de la démographie pour chacune des modélisations effectuées et du taux d'adhésion aux options selon la démographie

- Pour la modélisation Optique/Dentaire

Taux d'adhésion global

Les garanties proposées pour l'optique et le dentaire sont les suivantes : souscription d'une des trois bases obligatoires proposées, puis adhésion facultative à une ou deux options. Pour les bases 1 et 2, il y a deux propositions d'options, et une unique pour la base 3. Présentons la répartition des assurés sur les différentes bases, ainsi que les taux d'adhésion aux options.

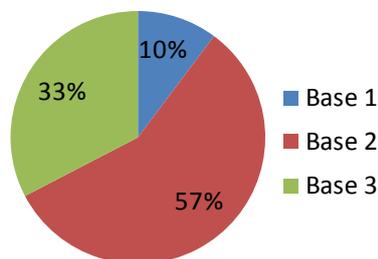


Figure 25- Effectifs assurés sur les trois bases

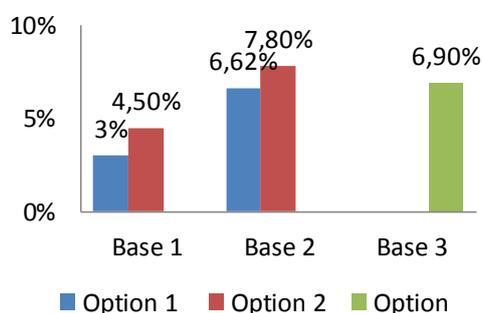


Figure 26 - Effectifs assurés sur les options par rapport à la base souscrite

Nous voyons que la base 2 est celle qui est le plus représentée dans le portefeuille. Rappelons que la souscription d'option ne concerne que des garanties supplémentaires sur l'optique et le dentaire, ce qui peut expliquer le taux d'adhésion aux options relativement faible, car les

assurés qui savent qu'ils n'auront recours à ce type de dépenses de façon systématique ne souscriront pas d'options.

Ensuite, nous allons étudier les taux d'adhésion aux options selon la démographie du portefeuille étudié.

Taux d'adhésion selon le sexe

Dans cette base d'étude, nous avons 60% d'hommes (9150 hommes contre 6048).

Le graphique ci-dessous indique les pourcentages d'hommes et de femmes ayant souscrit chacune des modalités de garanties. Les bases 2 et 3 seules sont fortement représentées, et ont été souscrites environ par le même pourcentage d'hommes et de femmes. On remarque que les femmes semblent être légèrement plus représentées que les hommes sur les options (un plus fort pourcentage de femmes a souscrit les options proposées par les bases 2 et 3).

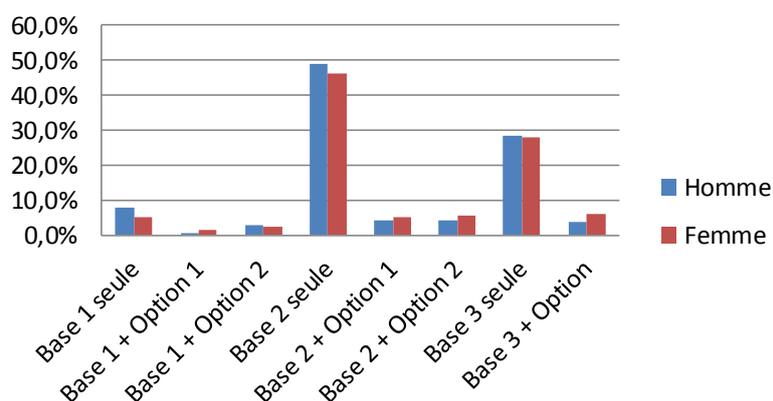


Figure 27 - pourcentage d'adhésion aux options selon le sexe

Taux d'adhésion selon l'âge

Les répartitions d'âge suivent les mêmes tendances ici que dans la répartition au global.

Nous avons ici représenté le pourcentage de chaque catégorie d'âge sur chacune des garanties proposées. Nous remarquons une certaine tendance de l'âge. En effet, plus l'âge augmente, plus les catégories sont faiblement représentées sur les bases seules, et fortement sur les options. On remarque cette forte tendance pour les retraités. En effet, ils sont proportionnellement bien moins représentés sur les options, et une proportion bien plus forte de retraités a souscrit l'option 1 de la base 2. Cette tendance semble s'observer de façon légère pour les catégories d'âge « 40 – 50 ans » et « 50 – 62 ans ».

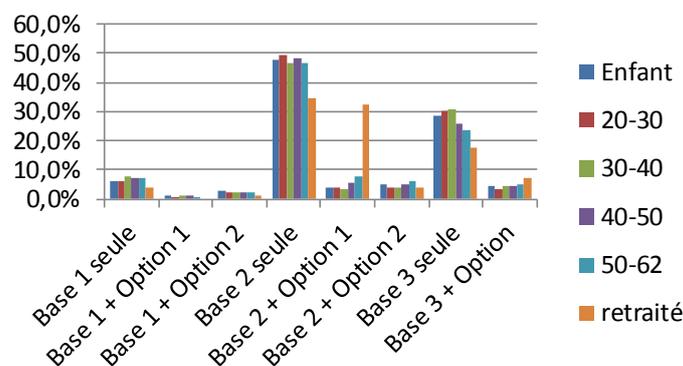


Figure 28 - pourcentage d'adhésion aux options selon l'âge

Taux d'adhésion selon la localisation

Les régions sont dans cette base toutes représentées de façon environ identiques, exceptée l'Alsace-Moselle (300 individus, contre 2000 en moyenne pour les autres régions).

Nous remarquons que la région « Ile-de-France » est très fortement représentée sur la garantie « Base 3 » et « Base + Option 3 », et très peu sur les autres garanties. On en déduit que les entreprises situées en Ile-de-France font de façon proportionnelle plus le choix de souscrire un niveau de garantie élevé pour leurs assurés, qui eux choisissent de souscrire une option, de façon proportionnellement plus élevée que dans les autres régions.

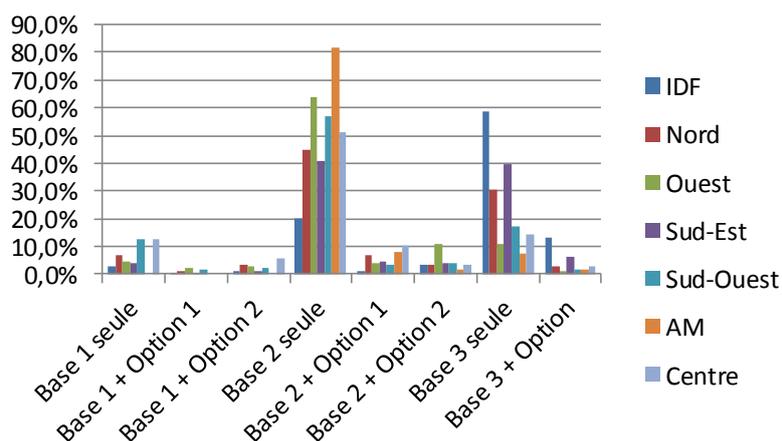


Figure 29 - pourcentage d'adhésion aux options selon la localisation

Taux d'adhésion selon les secteurs d'activité

Le grand nombre de secteurs d'activités présents dans cette base rend l'étude des souscriptions difficile. Nous remarquons cependant que les bases seules 2 et 3 sont les plus représentatives.

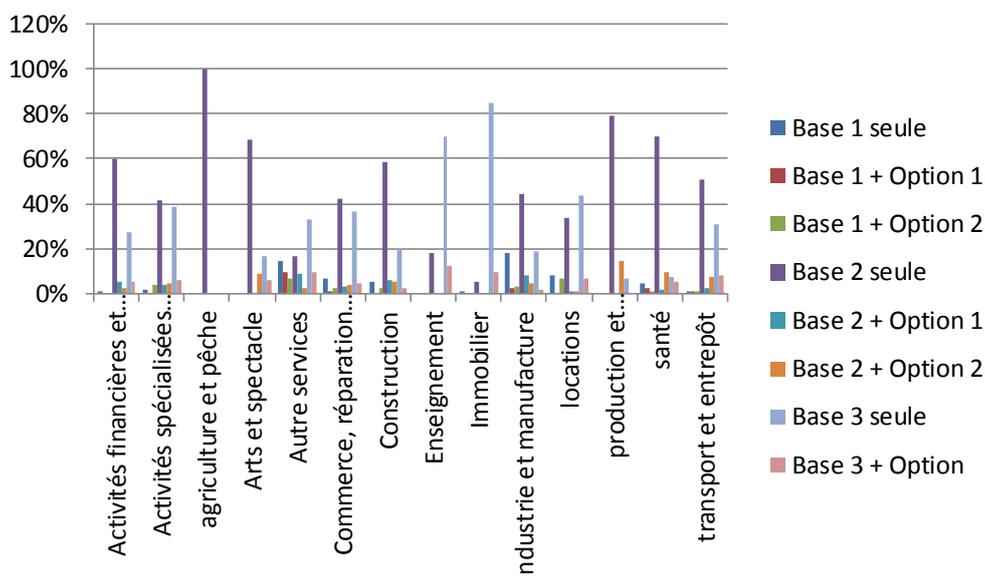


Figure 30 - pourcentage d'adhésion aux options selon les secteurs d'activités

Taux d'adhésion selon la csp

Pour la catégorie socio-professionnelle, nous disposons de 9% de cadres (1453 individus), 37% de non cadres (5604 individus) et 54% de csp inconnue (8141 individus). La population de cette base de données est plutôt composée de non cadres.

Nous remarquons sur le graphique ci-dessous une tendance générale, à savoir que les cadres sont proportionnellement plus représentés sur les options que les non cadres.

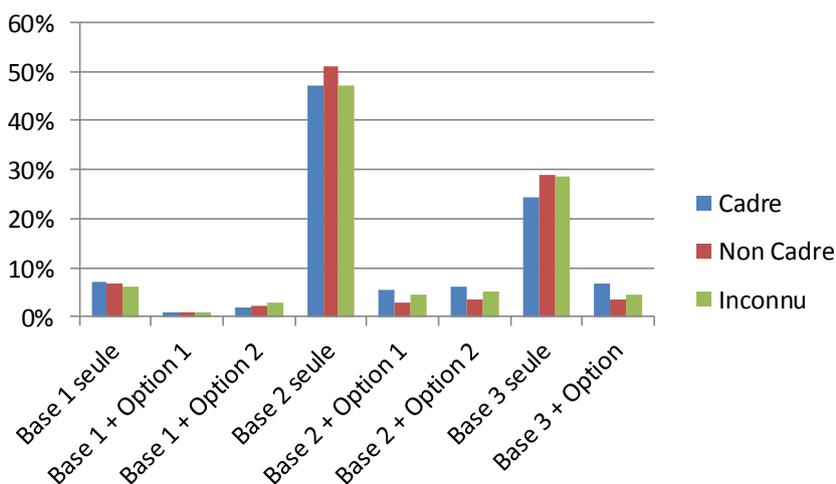


Figure 31 - pourcentage d'adhésion aux options selon la CSP

- Pour tous les autres actes

Pour les actes hors optique et dentaire, nous avons donc les données de deux complémentaires santé d'entreprises. L'une possède une base obligatoire et deux options facultatives. L'autre possède une base obligatoire et une option. Après étude des remboursements sur chacun des actes, nous avons réalisé que les bases de remboursement des deux entreprises étaient similaires, et que l'option de la deuxième entreprise comportait les mêmes niveaux de garantie que la première option de la première entreprise. Nous regrouperons donc les données comme si nous n'avions qu'un portefeuille étudié, avec une base unique obligatoire, et deux options.

Taux d'adhésion global

Présentons les taux d'adhésion des assurés sur les options. Nous remarquons ici que les options ont été souscrites dans une proportion largement plus importante que précédemment, car elles augmentent le niveau de garantie au global, et ne se concentrent pas uniquement sur quelques actes. Notons que la classe « Base + Option 1 » = « Base + Option 1 » de la première entreprise + « Base + Option » de la seconde.

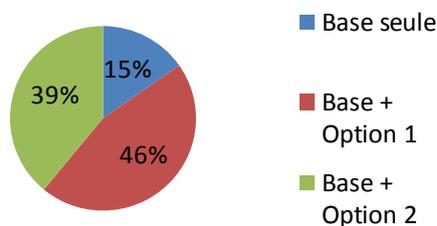


Figure 32 - effectifs assurés au global

Taux d'adhésion selon le sexe

Nous avons dans cette base 70% d'hommes. Les graphiques suivants montrent les taux d'adhésion aux options suivant la démographie de l'entreprise.

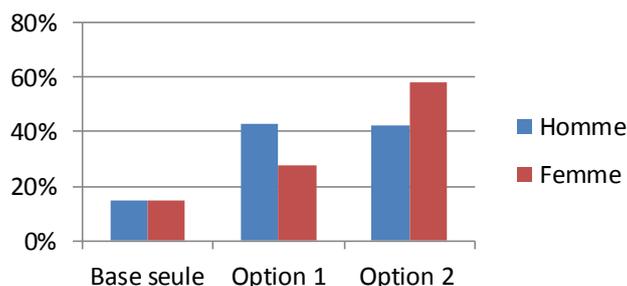


Figure 33 - pourcentage d'adhésion aux options selon le sexe

Nous remarquons que les hommes sont majoritaires dans notre base de données. Ils ont souscrit la base avec le même pourcentage. De plus, les hommes ont souscrit l'option 1 et 2 de façon similaire, alors qu'un plus grand pourcentage de femmes a choisi de privilégier l'option 2 à l'option 1.

Taux d'adhésion selon l'âge

Quant à l'âge, on remarque que la population de retraités et de la tranche « 50-62 ans » augmente sur les options, ainsi que la tranche « 40 – 50 ans », mais de façon moins significative. La tranche « 30-40 ans » est plus concentrée sur la base et sur l'option 1. Les « 20 – 30 ans » ont plus tendance à souscrire la base que les autres catégories. Quant aux enfants, ils sont représentatifs du choix de souscription de leurs parents et sont plus représentés sur les options, ce qui signifie que les assurés ayant des enfants souscriront avec une probabilité plus forte une option. La tendance de ces graphiques serait donc de conjecturer que la souscription d'options augmente avec l'âge, dans cette entreprise.

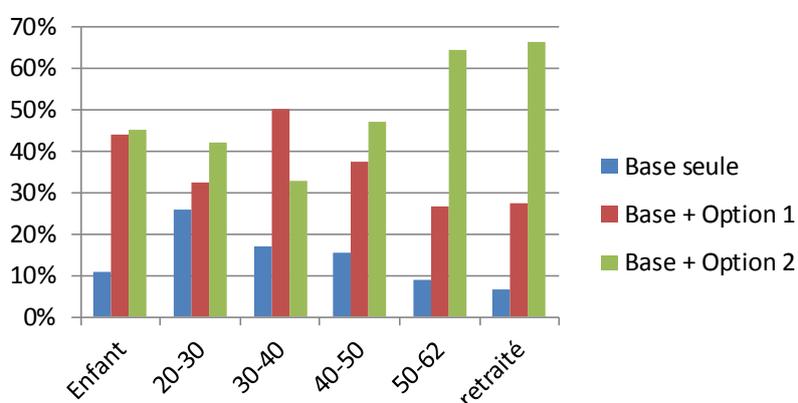


Figure 34 - pourcentage d'adhésion aux options selon l'âge

Taux d'adhésion selon la localisation

Pour la localisation, les groupes de région « Ile-de-France » (8131 individus), « Ouest » (3934 individus) et « Sud-Est » (3492 individus) sont les plus représentés dans notre base de données. Les autres régions présentent moins de 1000 individus. Dans les régions « IDF » et « Sud-Est », très représentées, le nombre d'assurés augmente sensiblement avec le niveau de garantie. C'est également le cas de la région « Centre ». On remarque de plus que l'option 1 est globalement plus représentée que l'option 2 pour les autres régions.

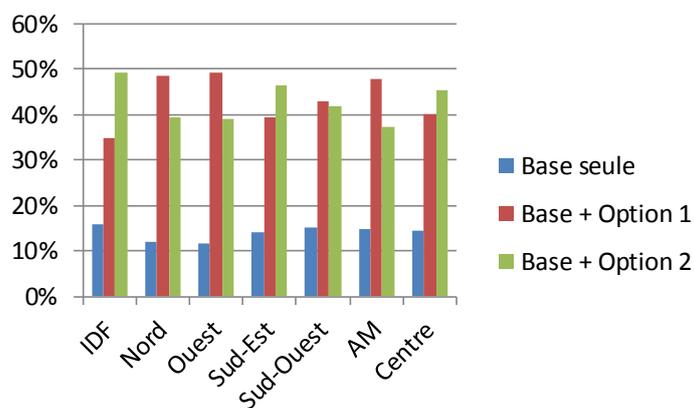


Figure 35 - pourcentage d'adhésion aux options selon la localisation

Taux d'adhésion selon les secteurs d'activité

Deux seuls secteurs d'activité sont représentés dans cette étude, à savoir « activités spécialisées scientifiques et techniques » à hauteur de 80% et « transport et entrepôt » à hauteur de 20%.

Taux d'adhésion selon la csp

Pour la csp, nous avons 25% de cadres (4509 individus), 23% de non cadres (4215 individus) et 52% de csp « inconnue » (9257 individus).

Nous remarquons que les cadres sont proportionnellement plus représentés sur les options que les non cadres. Les non cadres ont souscrit de la même manière les options 1 et 2, et ont proportionnellement plus souscrit la base que les cadres. La catégorie « inconnu » représentant les enfants, conjoints et retraités est majoritairement représentée par l'option 1.

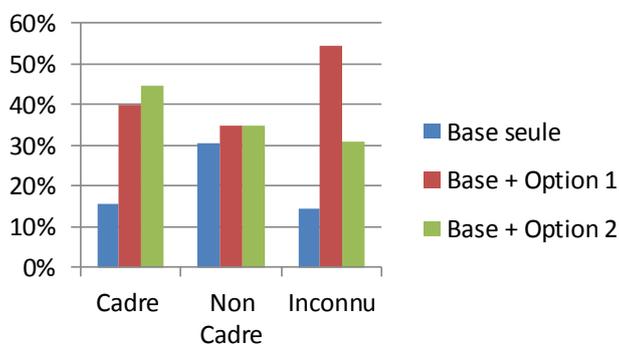


Figure 36 - pourcentage d'adhésion aux options selon la CSP

Type d'actes étudiés et regroupements effectués sur les actes

Libellé Acte	Groupe d'actes	Précisions sur l'acte
Appareillage divers	Appareillage	Orthèses, appareil respiratoire, appareils divers
Appareillage auditif		Appareil accoustique accepté, refusé et différents forfaits accoustiques
Autres Examens	Autres	Examens divers: neuro-psychiatre, actes hors nomenclature ou non remboursés
Vaccins		
Autres		
Honoraires cure thermale	Cure thermale	
Forfait cure thermale		
Parodontologie	Dentaire	
Orthodontie refusée		
Prothèses dentaires refusées		
Soins dentaires		Soins dentaires divers: consultations diverses (dévitalisation, détartrage, caries), radio, soins conservateurs
Prothèses dentaires acceptées		Prothèses diverses (fixes, métallique, provisoire, couronne..)
Orthodontie acceptée		
Honoraires chirurgicaux	Hospitalisation	Diverses hospitalisations
Forfait journalier		Forfaits journaliers (chirurgie, maternité, médecine, psy..)
Chambre particulière		Chambres Particulières (chirurgie, maternité, médecine, psy..)
Transport médical		
Frais séjour		
Lit accompagnant		
Forfait naissance	Maternité	
Médecine douce	Médecine douce	Osthéopathie, Accuponcteur, Diététicien
Kératotomie	Optique	Kératotomie, chirurgie réfractive
Verres Complexes Enfant		Contrat responsable, verres de type c
Monture Adulte		
Verres Simples Adulte		Contrat responsable, verres de type a
Verres Complexes Adulte		Contrat responsable, verres de type c
Lentilles Refusées		Lentilles refusées Adulte & enfant
Monture Enfant		
Verres Ultra_Complexes Adulte		Contrat responsable, verres de type f
Lentilles Acceptées		Lentilles acceptées adulte & enfant
Verres Simples Enfant		Contrat responsable, verres de type a
Pharmacie 65% (vignette blanche RG)	Pharmacie	Médicaments à service médical majeur RG
Pharmacie 30% (vignette bleue RG)		Médicaments à service médical modéré RG
Pharmacie 15%		Médicaments à service médical faible
Pharmacie 100%		Médicaments irremplaçables et coûteux
Médicaments non remboursés		
Pharmacie 90% (vignette blanche RL)		Médicaments à service médical majeur RL
Pharmacie 80% (vignette bleue RL)		Médicaments à service médical modéré RL
Consultations & Visites Généralistes		Consultations et visites Généralistes, Parcours ou Hors Parcours
Consultations & Visites Spécialistes		Consultations et visites Spécialistes, Parcours ou Hors Parcours
Echographie Radiologie ATM		Echographie, Radiologies, Actes techniques médicaux
Analyses médicales	Analyses diverses: examens, prélèvements	
Auxiliaires médicaux	Kinésithérapie, Sage femme, Orthophonie, Orthoptie, Soins infirmiers	
Imagerie	Imagerie (IRM, Scanners)	
Petite chirurgie	Anesthésie, Obstétrique, Chirurgie	
Consultations & Visites Spécialistes non conventionnés		
Consultations & Visites Généralistes non conventionnés		

Tableau 55 - regroupement des actes modélisés

Analyse des garanties proposées sur chaque acte

Etude des garanties pour les actes d'optique et de dentaire

L'étude a été divisée en 10 groupes d'actes. Tout d'abord, les groupes « optique » et « dentaire » comportent 19 actes. Nous avons regroupé dans un tableau les remboursements des actes d'optique et de dentaires, par la sécurité sociale d'une part, et par la mutuelle de l'autre. Notons que les tarifs en vigueur lors de l'étude sont ceux avant 2011 (par exemple, le remboursement de la sécurité sociale pour les lunettes était à l'époque de 65%, et est passé à 60% depuis 2011).

Acte	Remboursement SS (tarifs avant mise en vigueur du 2 mai 2011)	Remboursement base 1 (SS+mutuelle)	Remboursement base 1 + Option 1 (SS+mutuelle)	Remboursement base 1 + Option 2 (SS+mutuelle)	Remboursement base 2 (SS+mutuelle)	Remboursement base 2+Option 1 (SS+mutuelle)	Remboursement base 2+Option 2 (SS+mutuelle)	Remboursement base 3 (SS+mutuelle)	Remboursement base 3 + Option (SS+mutuelle)
Monture Adulte	65% BR	65% BR + 4% PMSS	65% BR + 4% PMSS + 125€	65% BR + 4% PMSS + 170€	65% BR + 6% PMSS	65% BR + 6% PMSS + 210€	65% BR + 6% PMSS + 250€	65% BR + 7% PMSS	65% BR + 7% PMSS + 300€
Monture Enfant	65% BR	65% BR + 4% PMSS	65% BR + 4% PMSS + 125€	65% BR + 4% PMSS + 170€	65% BR + 6% PMSS	65% BR + 6% PMSS + 210€	65% BR + 6% PMSS + 250€	65% BR + 7% PMSS	65% BR + 7% PMSS + 300€
Verres Simples Adulte	65% BR	65% BR + 4% PMSS	65% BR + 4% PMSS + 125€	65% BR + 4% PMSS + 170€	65% BR + 6% PMSS	65% BR + 6% PMSS + 210€	65% BR + 6% PMSS + 250€	65% BR + 7% PMSS	65% BR + 7% PMSS + 300€
Verres Simples Enfant	65% BR	65% BR + 4% PMSS	65% BR + 4% PMSS + 125€	65% BR + 4% PMSS + 170€	65% BR + 6% PMSS	65% BR + 6% PMSS + 210€	65% BR + 6% PMSS + 250€	65% BR + 7% PMSS	65% BR + 7% PMSS + 300€
Verres Complexes Adulte	65% BR	65% BR + 6% PMSS	65% BR + 6% PMSS + 125€	65% BR + 6% PMSS + 170€	65% BR + 10% PMSS	65% BR + 10% PMSS + 210€	65% BR + 10% PMSS + 250€	65% BR + 12% PMSS	65% BR + 12% PMSS + 300€
Verres Complexes Enfant	65% BR	65% BR + 6% PMSS	65% BR + 6% PMSS + 125€	65% BR + 6% PMSS + 170€	65% BR + 10% PMSS	65% BR + 10% PMSS + 210€	65% BR + 10% PMSS + 250€	65% BR + 12% PMSS	65% BR + 12% PMSS + 300€
Verres Ultra Complexes Adulte	65% BR	65% BR + 6% PMSS	65% BR + 6% PMSS + 125€	65% BR + 6% PMSS + 170€	65% BR + 10% PMSS	65% BR + 10% PMSS + 210€	65% BR + 10% PMSS + 250€	65% BR + 12% PMSS	65% BR + 12% PMSS + 300€
Verres Ultra Complexes Enfant	65% BR	65% BR + 6% PMSS	65% BR + 6% PMSS + 125€	65% BR + 6% PMSS + 170€	65% BR + 10% PMSS	65% BR + 10% PMSS + 210€	65% BR + 10% PMSS + 250€	65% BR + 12% PMSS	65% BR + 12% PMSS + 300€
Lentilles Acceptées	65% BR	65% BR + 4% PMSS	65% BR + 4% PMSS + 125€	65% BR + 4% PMSS + 170€	65% BR + 6% PMSS	65% BR + 6% PMSS + 210€	65% BR + 6% PMSS + 250€	65% BR + 7% PMSS	65% BR + 7% PMSS + 300€
Lentilles Refusées	-	4% PMSS	4% PMSS + 125€	4% PMSS + 170€	6% PMSS	6% PMSS + 210€	6% PMSS + 250€	7% PMSS	7% PMSS + 300€
Kératotomie	-	8% PMSS	8% PMSS	8% PMSS	12 % PMSS	13 % PMSS	14 % PMSS	14% PMSS	14% PMSS
Soins dentaires	70% BR	150% BR	150% BR	150% BR	200% BR	200% BR	200% BR	470% BR	470% BR
Prothèses dentaires acceptées	70% BR	300% BR	300% BR + 150€	300% BR + 180€	400% BR	400% BR + 240€	400% BR + 290€	550% BR	550% BR + 340€
Prothèses dentaires refusées	-	200% BRR	200% BRR + 150€	200% BRR + 180€	350% BRR	350% BRR + 240€	350% BRR + 290€	400% BRR	400% BRR + 340€
Orthodontie acceptée	70% BR ou 100% BR	250% BR	250% BR + 150€	250% BR + 180€	300% BR	300% BR + 240€	300% BR + 290€	400% BR	400% BR + 340€
Orthodontie refusée	-	150% BRR	150% BRR + 150€	150% BRR + 180€	200% BRR	200% BRR + 240€	200% BRR + 290€	300% BRR	300% BRR + 340€
Inlay Onlay	70% BR	300% BR	300% BR + 150€	300% BR + 180€	400% BR	400% BR + 240€	400% BR + 290€	550% BR	550% BR + 340€
Implantologie	-	0	150 €	180 €	10% PMSS	10% PMSS + 240€	10% PMSS + 290€	20% PMSS	20% PMSS + 340€
Parodontologie	-	0	150 €	180 €	10% PMSS	10% PMSS + 240€	10% PMSS + 290€	20% PMSS	20% PMSS + 340€

Tableau 56 - tableau de garanties pour les actes d'optique et de dentaire

Etude des garanties pour tous les autres actes

Pour les autres actes, les garanties sont exprimées avec les tarifs après 2011.

Acte	Remboursement SS	Remboursement base seule (SS+mutuelle)	Remboursement base + Option 1 (SS+mutuelle)	Remboursement base + Option 2 (SS+mutuelle)
Pharmacie 65% (vignette blanche RG)	65% BR	100% BR	100% BR	100% BR
Consultations & Visites Généralistes	70% BR	100% BR	130% BR	130% BR
Pharmacie 30% (vignette bleue RG)	30% BR	100% BR	100% BR	100% BR
Consultations & Visites Spécialistes	70% BR	100% BR	150% BR	250% BR
Echographie Radiologie ATM	70% BR	120% BR	130% BR	FR
Pharmacie 15%	15% BR	85% BR	85% BR	85% BR
Analyses médicales	60% BR	100% BR	130% BR	150% BR
Auxiliaires médicaux	60% BR	100% BR	100% BR	110% BR
Imagerie	70% BR	120% BR	130% BR	FR
Appareillage divers (acceptés)	60% BR	60% BR	100% BR + montant (diffère selon acte)	100% BR + montant (diffère selon acte)
Médecine douce	Néant	Néant	45€ / an	45€ / an
Pharmacie 100%	100% BR	100% BR	100% BR	100% BR
Honoraires chirurgicaux	80% BR ou 100% BR	120% BR	150% BR	90% FR
Appareillage auditif (acceptés)	60% BR	60% BR	100% BR + 198€/appareil	100% BR + 80% FR
Médicaments non remboursés	Néant	Néant	50% FR (<230€/an)	50% FR (<230€/an)
Forfait journalier	Néant	FR	FR	FR
Petite chirurgie	70% BR	100% BR	150% BR	250% BR
Autres Examens	Néant	Néant	100€/an	100€/an
Chambre particulière	Néant	Néant	2,5% PMSS / jour	100€ / jour
Transport médical	65% BR	150% BR	150% BR	150% BR
Honoraires cure thermale	65% BR ou 70% BR	65% BR ou 70% BR	100% BR + 122€/an	100% + 375€/an
Forfait cure thermale	Néant	Néant	Néant	250€/an
Frais séjour	80%BR ou 100% BR	100% BR	150% BR	FR
Forfait naissance	Néant	FR	FR	FR
Consultations & Visites Spécialistes non conventionnés	70% TA	100% TA	130% TA	130% TA
Consultations & Visites Généralistes non conventionnés	70% TA	100% TA	130% TA	130% TA

Tableau 57 - tableau de garanties pour tous les actes

Résultat de la modélisation des soins dentaires

	Modèle retenu	Binomiale négative	Lognormale
	Moyenne de la fréquence / du coût moyen	0,3394	3,5963
	Variables non significatives	toutes significatives	CSP et classe 1 non significatives
Variables	Modalités des variables	Fréquence	Coût moyen
intercept	β_0 / β_0'	-1,3165	1,3479
Sexe	Homme	0	0
	Femme	0,2633	-0,0189
Groupe d'âge	Enfant	-0,8886	-0,0585
	20 - 30 ans	-0,4182	0
	30 - 40 ans	0	0
	40 - 50 ans	0,1174	0
	50 - 62 ans	0,2577	0
Groupe de régions	Retraité	0,4407	0
	Centre	0,1696	-0,0471
	Sud - Ouest	0,265	-0,0511
	Sud - Est	0,1052	-0,0199
	Nord	0,2209	-0,0368
	AM	0,5186	0
Secteur d'activité	Ouest	0,2528	-0,0385
	Île-de-France	0	0
	Industrie et manufacture	0	-0,0333
	Commerce et réparation auto	0	-0,0263
	Activités spécialisées techniques et scientifiques	0	0
	Autres services	0	0
	Santé	0,2826	-0,028
	construction	0	-0,0206
	locations	0	0
	Production et distribution d'eau	0	-0,0807
	immobilier	-0,4723	0
	Activités financières et assurantielles	0	0
	Arts et spectacles	0	0
	Administration publique	0	-0,0807
enseignement	0	0	
Transport et entrepôt	0	0	
CSP	Inconnue	-0,1697	0
	Cadre	0,1392	0,0171
	Non Cadre	0	0
classe de garantie 1	[0 ; 150% BR] / Base	-0,7685	-0,0497
	[0 ; 150% BR] / Option 1	-0,5539	-0,0636
	[0 ; 150% BR] / Option 2	-0,2423	0
	non souscrite	0	0
classe de garantie 2	[0 ; 200% BR] / Base	0	0
	[0 ; 200% BR] / Option 2	0,323	0,0549
	[0 ; 200% BR] / Option 1	0,224	0
	non souscrite	0,5651	0,0391
classe de garantie 3	[0 ; 470% BR] / Base	-0,4628	-0,0435
	[0 ; 470% BR] / Option	0,213	0
	non souscrite	0	0

Tableau 58 - résultat de la modélisation des soins dentaires

Résultat de la modélisation des prothèses dentaires acceptées

	Modèle retenu	ZIP	Lognormale
	Moyenne de la fréquence / du coût moyen	0,059	6,1263
	Variables non significatives	csp non significative	sexe, age, csp, classes 1 et 3 non significatives
Variables	Modalités des variables	Fréquence	Coût moyen
intercept	β_0 / β_0'	-3,2145	1,8119
Sexe	Homme	0	0
	Femme	0,2815	0
Groupe d'âge	Enfant	-3,3035	0
	20 - 30 ans	-0,7884	0
	30 - 40 ans	0	0
	40 - 50 ans	0,2989	0
	50 - 62 ans	0,5764	0
	Retraité	0	0
Groupe de régions	Centre	0,2378	-0,0556
	Sud - Ouest	0,306	-0,0422
	Sud - Est	0,2196	0
	Nord	-0,0435	-0,0389
	AM	0,4991	0
	Ouest	0,2521	-0,0544
	Île-de-France	0	0
Secteur d'activité	Industrie et manufacture	0,1865	0
	Commerce et réparation auto	0	0
	Activités spécialisées techniques et scientifiques	0,184	0
	Autres services	0	0
	Santé	0	0
	construction	0	0,0518
	locations	0,3412	0
	Production et distribution d'eau	0	0
	immobilier	0	0
	Activités financières et assurantielles	0	0
	Arts et spectacles	-0,1358	-0,1358
	Administration publique	0	0
	enseignement	0	0
	Transport et entrepôt	0	0
CSP	Inconnue	0	0
	Cadre	0	0
	Non Cadre	0	0
classe de garantie 1	[0 ; 300% BR+ 180€]	-0,7098	0
	[0 ; 300% BR + 150€]	-1,6527	0
	[0 ; 300% BR]	-1,1567	0
	non souscrite	0	0
classe de garantie 2	[0 ; 200% BR] / Base	0	0
	[0 ; 400% BR + 240€]	0,4354	0,0533
	[0 ; 400% BR + 290€]	0,651	0,0425
	non souscrite	1,0977	0
classe de garantie 3	[0 ; 550% BR]	-0,8067	0
	[0 ; 550% BR + 340€]	0	0
	non souscrite	0	0

Tableau 59 - résultat de la modélisation des prothèses dentaires acceptées

Résultat de la modélisation des consultations spécialistes

Variables	Modèle retenu		Binomiale négative	Lognormale
	Moyenne de la fréquence / du coût moyen		2,22	3,72
	Variables non significatives		toutes significatives	csp non significative
Variables	Modalités des variables	Fréquence	Coût moyen	
intercept	β_0 / β_0'	-0,1112	1,3013	
Sexe	Homme	0	0	
	Femme	0,279	0,0187	
Groupe d'âge	Enfant	0	-0,0342	
	20 - 30 ans	0	-0,0124	
	30 - 40 ans	0	0	
	40 - 50 ans	0,1814	-0,014	
	50 - 62 ans	0,329	0,0064	
	Retraité	0,5811	0,014	
Groupe de régions	Ouest	-0,1932	-0,1148	
	Sud - Est	-0,2128	-0,0615	
	Alsace Moselle	-0,1562	-0,1432	
	Nord	-0,2036	-0,0673	
	Centre	-0,4057	-0,0817	
	Sud - Ouest	-0,084	-0,0997	
	Île-de-France	0	0	
CSP	Inconnue	0,5863	0	
	Cadre	0,3582	0	
	Non Cadre	0	0	
Secteur d'activité	Transport et entrepôt	-0,0918	-0,0209	
	Activités spécialisées techniques et scientifiques	0	0	
Niveau de garantie	[0;250%BR]	0,6102	0,0685	
	[0;150%BR]	0,4751	0,0475	
	[0;100%BR]	0	0	

Tableau 60 - résultat de la modélisation des consultations spécialistes